

# Et stivhetsvektet mål på inflasjon

---

**Agnes Marie Simensen**



Masteroppgave ved økonomisk institutt

Master of Philosophy in Economics

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2009

## **Forord**

Denne oppgaven markerer sluttet på en toårig mastergrad på Økonomisk institutt ved Universitetet i Oslo. Oppgaven er utarbeidet i samarbeid med Norges Bank.

Jeg ønsker å takke Fredrik Wulfsberg, veilederen min, som har gitt meg fantastisk oppfølging og gode råd underveis i prosessen. En stor takk går også til Økonomisk avdeling i Norges Bank for finansiell støtte, god tilrettelegging og ikke minst et spennende oppdrag. Videre vil jeg gjerne takke alle de ansatte i Norges Bank som har gitt meg nyttige innspill og bidrag underveis.

Jeg står alene ansvarlig for eventuelle feil og mangler i oppgaven,

Agnes Marie Simensen

Oslo, mai 2009

## Sammendrag

Det er stor enighet om at pengepolitikkenes viktigste oppgave er å sørge for lav og stabil prisvekst, men det er ikke opplagt hvilket prismål pengepolitikken skal stabilisere. Et alternativ er å stabilisere veksten i stive priser slik som blant annet Woodford (2008) diskuterer. I denne oppgaven vurderer jeg en indikator for konsumprisveksten i Norge som tar hensyn til prisstivhet. Jeg bruker samme metode som Wynne (2008), der prisstivhet er definert ved frekvensen av prisendringer, og beregner en stivhetsvektet indikator for perioden 1992 til 2008. Jeg beregner to sett vektorer for varegrupper basert på prisstivhet, en ren frekvensvekt og en frekvensvekt som også tar hensyn til varegruppens konsumvekst. Med utgangspunkt i disse vektene konstruerer jeg tre stivhetsvektede indikatorer for underliggende prisvekst. En indikator tar kun hensyn til frekvensvektor og to indikatorer benytter både frekvensvektor og KPI-vektor på ulikt aggregeringsnivå.

Formålet med en prisstivhetsvektet indikator kan motiveres på to måter. Den kan benyttes som det egentlige stabilitetsmålet for pengepolitikken, og settes direkte inn i sentralbankens tapsfunksjon (slik Woodford, 2003, og Aoki, 2001, argumenter for). Alternativt kan den benyttes som et mål på underliggende vekst i KPI. Jeg vurderer i denne oppgaven indikatoren i forhold til begge formålene.

Jeg illustrerer betydningen av å basere pengepolitikken på stivhetsvektede indikatorer, ved å beregne rentebaner på grunnlag Taylor-regler. Jeg beregner ett sett Taylor-renter på grunnlag av enkle grunnleggende Taylor-regel og ett sett renter på grunnlag av en Taylor-regel som tidligere er estimert for rentesetting i Norge. Jeg finner her at styringsrenten i Norge i mange tilfeller er satt lavere enn det en Taylor-rente, basert på de stivhetsvektede målene, skulle tilsi. Dette gjelder spesielt i perioden 2003 til 2007. Norges Bank baserer sin rentesetting på mer informasjon enn det som tas med i en Taylor-regel. Jeg tester for om inflasjon i stive priser kan ha hatt betydning for rentesetting i Norge, men jeg finner ikke støtte for at dette. Dette tester jeg ved å se på om de stivhetsvektede indikatorene inngår som signifikante forklaringsvariabler for foliorenten i en OLS regresjon. Resultatet jeg kommer frem til er i stor grad avhengig av metoden jeg har benyttet for å beregne indikatorene og hvordan jeg har definert prisstivhet. Testresultatet kan også være

avhengig av hvilke andre variabler som er tatt med i regresjonen, da variablene til en viss grad korrelerer med hverandre.

Dersom et stivhetsvektet inflasjonsmål kan si noe om underliggende vekst i KPI vil den derfor være en viktig indikator for pengepolitikken. Et stivhetsvektet prisnivåmål kan inneholde informasjon om markedets forventninger til fremtidig inflasjon, fordi prissettere i rigide markeder vil basere sine handlinger på antakelser om fremtidig inflasjon. Et stivhetsvektet mål på prisvekst kan derfor ventes å kunne gi informasjon om veksten i KPI noe frem i tid.

Jeg finner at et mål på inflasjon som kun vektet for prisstivhet er lite egnet til å gi informasjon om underliggende vekst i KPI, mens et prismål som vektet for både konsumandeler og prisstivhet kan inneholde informasjon om KPI som ikke kommer frem i de andre indikatorene for kjerneinflasjon som jeg har vurdert. Den mest disaggregerte av indikatorene som tar hensyn til både konsum og frekvens, viser best evne til å vise underliggende vekt i KPI, av de tre indikatorene jeg beregner. Denne har en gjennomsnittsvekst nær veksten i KPI og lavere volatilitet enn de andre indikatorene. Jeg sammenligner denne indikatoren med eksisterende mål på underliggende inflasjon, og gjennomfører noen enkelte tester for å vurdere om denne indikatoren er bedre egnet til å forutsi endringer i inflasjonsraten eller fange opp vekst i KPI over noe tid. Denne indikatoren viser mye av den samme informasjonen som et trimmet gjennomsnitt av KPI, men hvilken av disse indikatorene som er best egnet til å forutsi endringer i KPI varierer fra en tidsperiode til en annen. Den stivhetsvektede indikatoren har en viss evne til å forutsi endringer i veksten i KPI på 12, 18 og 24 måneders horisont, og er bedre til å forutsi endringer i KPI-vekst enn de andre indikatorene for kjerneinflasjon, over en horisont på 18 og 24 måneder frem i tid. Den har liten evne til å følge et 25-måneders glattet gjennomsnitt av KPI.

Det er en viss usikkerhet knyttet til valget av metode for å vekte for prisstivhet. Jeg setter likhet mellom varighet av pris og prisstivhet. Det er derfor en risiko for at jeg antar at priser er stivere fordi de har vært utsatt for færre prissjokk. Selv om rangeringen av varegruppen blir riktig er det heller ikke opplagt at de skal få akkurat den vekten jeg tillegger dem.

Alle beregninger er gjort i STATA eller Excel

## Innholdsfortegnelse

1.	Innledning.....	1
2.	Vekter .....	4
3.	Stivhetsvektet KPI.....	10
3.1	Implikasjoner for pengepolitikk.....	15
4.	Indikatorenes evne til å måle den underliggende veksten i KPI .....	22
4.1	Sammenligning av indikatorer for underliggende prisvekst.....	24
5.	Sammenligning med utenlandske resultater .....	36
6.	Avslutning .....	37
	Figurer og tabeller. ....	40
A.	Appendix.....	44
A.1	Vekter og prislefrekvenser for 38 COICOP-grupper.....	44
A.2	Utdanningsdivisjonens effekt på KPI-F.....	46
A.3	Stivhetsvektet inflasjonsmål, årlige og kvartalsvise observasjoner .....	47
A.4	Alternative måter å måle prisstivhet .....	49
A.5	Alternativ OLS-beregning. ....	49
A.6	Vekst i KPI og KPI-JA. ....	50
A.7	Sammenligning mellom KPI-FW og kjerneinflasjonsindikatorer.....	51
A.8	Vekter beregnet av Wynne (2008).....	55

## 1. Innledning

Prisstabilitet er pengepolitikens viktigste oppgave, men det er ikke opplagt hvilket prismål pengepolitikken skal stabilisere. Woodford (2003) argumenterer for at pengepolitikken bør rettes etter en indikator som tar hensyn til prisstivhet.<sup>1</sup> I denne oppgaven vurderer jeg indikatorer av denne typen for konsumprisveksten i Norge. Jeg bruker samme metode som Wynne (2008), der prisstivhet er definert ved frekvensen av prisendringer, og beregner stivhetsvektede indikatorer for perioden 1992 til 2008

Formålet med en prisstivhetsvektet indikator kan motiveres på to måter. Den kan benyttes som det egentlige stabilitetsmålet for pengepolitikken, og settes direkte inn i sentralbankens tapsfunksjon (slik Woodford, 2003, og Aoki, 2001, argumenterer for). Alternativt kan den benyttes som et mål på underliggende vekst i konsumprisindeksen (KPI). Jeg vurderer her indikatoren i forhold til begge formålene.

Pengepolitikken bør stabilisere veksten i et stivhetsvektet prismål fordi stive priser forårsaker de velferdstapene som pengepolitikken søker å minimere. I litteraturen uttrykkes ofte sentralbankens ønske om å minimere velferdskostnader ved en tapsfunksjon. En vanlig spesifikasjon er at sentralbanken søker å minimere det kvadrerte avviket mellom inflasjon og ønsket inflasjonsmål og det kvadrerte avviket mellom produksjon og potensiell produksjon. Dette gir en tapsfunksjon av typen:

$$L = (\pi - \pi^*)^2 + \gamma(Y - Y^*)^2 \quad (1)$$

der  $\pi$  er inflasjonen målt ved en prisindikator,  $\pi^*$  er det foretrukne inflasjonsmålet,  $Y$  er faktisk produksjon og  $Y^*$  er antatt potensiell produksjon.

Woodford (2003) argumenterer for at velferdstapene fra avvik i både inflasjon og produksjon er knyttet til variabel vekst i stive priser. Store variasjoner i prisnivået er uproblematisk dersom alle priser kan justeres kontinuerlig og uten store kostnader,

---

<sup>1</sup> Se også Aoki (2001), Benigno (2004), Goodfriend og King (1997) og Wynne (2008) for tilsvarende argumenter.

men dersom noen priser er stivere enn andre kan variasjoner i prisnivået føre til en ikke-optimal allokering av ressurser mellom produksjonssektorer. Prisstivhet kan også forårsake at bruken av ressurser er under det optimale, gjennom lavere enn potensiell produksjon. Så lenge alle typer priser tilpasser seg raskt og kostnadsfritt er det derimot ikke grunnlag for å vente at faktisk produksjon skal avvike fra potensiell produksjon. Dersom pengepolitikken stabiliserer inflasjonen i stive priser kan veksten i fleksible priser variere, uten at dette gir velferdstap for samfunnet som helhet.

Kostnader ved prisstivhet er ikke bare knyttet til stive konsumpriser, for eksempel kan rigide lønninger også forårsake avvik fra optimal bruk av ressurser. Alle priser som viser stor grad av rigiditet bør derfor tas hensyn til i en stivhetsvektet inflasjonsindikator. Woodford (2003) argumenterer for at inflasjon i stive konsumpriser og lønninger bør vektet omtrent likt i en optimal indikator for prisstabilitet. Jeg har på grunn av datatilgjengelighet valgt kun å ta hensyn til konsumpriser i denne oppgaven. Mye av lønnskostnadene vil likevel være bygget inn i de stive prisene så lenge utfallet av fremtidige lønnsforhandlinger var forutsatt av prissetterne.

Norges Bank skal, i følge det mandatet den gitt, stabilisere KPI nær 2,5 prosent, men skal i utgangspunktet ikke ta hensyn til særskilte midlertidige forstyrrelser. Hensynet til midlertidige forstyrrelser tolkes som at Norges Bank skal sette renten for å oppnå inflasjonsmålet innen en rimelig tidshorisont (se Norges Bank, 2004). Dersom et stivhetsvektet inflasjonsmål kan si noe om underliggende vekst i KPI, altså den veksten KPI vil ha på sikt, vil den derfor være en viktig indikator for pengepolitikken.

Jeg venter at en stivhetsvektet prisindikator vil kunne gi informasjon om hva veksten i KPI vil være noe frem i tid. Prissettere i rigide markeder vil hele tiden vurdere muligheter for fremtidig vekst i prisnivået, og en indikator som vektet stive priser tungt vil derfor inneholde informasjon om inflasjonsforventninger i markedet. Det virker også rimelig å anta at en stivhetsvektet indikator i mindre grad enn KPI påvirkes av midlertidige forstyrrelser i markedet. Siden det er kostnader knyttet til å endre prisen vil pris-

settere i rigide markeder unngå å reagere på en markedsforstyrrelse, dersom de antar at den er av midlertidig karakter. (se Aoki, 2001, for videre diskusjon).

KPI-vekst rensset for midlertidige forstyrrelser blir ofte referert til som kjerneinflasjon. Tanken er at kjerneinflasjonen er den underliggende veksten i KPI. Det beregnes flere indikatorer for kjerneinflasjon i Norge, og det er naturlig å vurdere en stivhetsvektet indikator opp mot disse. De fleste kjerneinflasjonsindikatorer fjerner eller vekter ned de mest volatile komponentene i KPI. En slik metode for å måle underliggende prisvekst er velegnet dersom utvikling i noen priser avviker mye fra gjennomsnittet fordi de utsettes for et midlertidig sektorspesifikt sjokk, (se blant annet Bryan og Cecchetti, 1994). Problemet ved en slik tilnærming er at midlertidige sjokk kan få langsiktig virkning på inflasjonen hvis de er kraftige og langvarige nok til å velte over på stive priser. Priser som er lite fleksible vil dessuten ofte bevege seg i store hopp når de først endres. Ved å benytte et prismål som fjerner de mest prisvolatile varene vil man derfor risikere å fjerne de stiveste prisene, og miste den informasjonen om fremtidige endringer i inflasjon som stive priser kan gi. Et stivhetsvektet prismål kan derfor være et viktig alternativt mål for underliggende prisvekst i KPI, i tillegg til å være et mulig alternativt mål for prisstabilitet i pengepolitikken.

Oppgaven er bygget opp som følger. I avsnitt 2 beregner jeg to sett vektorer for varegrupper basert på prisstivhet, en ren frekvensvekt og en frekvensvekt som også tar hensyn til varegruppens konsumvekst, og sammenliger disse vektene med de vektene som brukes i den eksisterende konsumprisindikatoren for Norge. I avsnitt 3 beregner jeg tre stivhetsvektede indikatorer for underliggende prisvekst med utgangspunkt i frekvensvektor og delindekser av KPI. En indikator tar kun hensyn til frekvensvektor og to indikatorer benytter både frekvensvektor og KPI-vektor på ulikt aggregeringsnivå. Jeg sammenligner disse målene på prisvekst med KPI. Det virker rimelig å anta at pengepolitikken ville sett annerledes ut om den ble ført med utgangspunkt i et stivhetsvektet mål på prisstabilitet. Jeg vil vise noe av denne effekten i avsnitt 3.1. I avsnitt 4 vurderer jeg indikatorene i forhold til evne til å fange opp underliggende vekst i KPI. Den mest disaggregerte av indikatorene som tar hensyn til både konsum og fre-



kvens, kommer best ut av de tre indikatorene jeg beregner. Denne har en gjennomsnittsvest nær veksten i KPI og lavere volatilitet enn de andre indikatorene. I samme avsnitt sammenligner jeg denne indikatoren med eksisterende mål på underliggende inflasjon, og gjennomfører noen enkle tester for å vurdere om denne indikatoren er bedre egnet til å forutsi endringer i inflasjonsraten eller fange opp vekst i KPI over noe tid. I avsnitt 6 sammenligner jeg de resultatene jeg får med resultatene Wynne (2008) finner for europeiske og amerikanske data.

## 2. Vekter

Pristivhet for en vare referer til at prisen ikke endres på kort sikt, selv om markedssituasjonen skulle tilsi at en prisjustering er ønskelig. En årsak til pristivhet kan være at det er kostnader knyttet til å endre priser eller at bedrifter har begrensninger på hvor ofte en pris kan endres (se for eksempel Gali, 2008, kapittel 1). Det er ikke opplagt hvordan man skal måle graden av pristivhet, men et mål kan være hvor ofte en pris endres. Prisen på en vare som har lav frekvens av prisendringer vil i gjennomsnitt vare lenger før den endres, enn prisen på en vare med høy frekvens av prisendringer. Den inverse av frekvensen av prisendringer kan derfor tolkes som gjennomsnittlig varighet av en pris. Svakheten med et slikt mål på pristivhet er at det ikke skiller mellom om prisen faktisk er stivere enn andre priser eller om varegruppen ikke utsettes for like mange sjokk. Det virker likevel rimelig at pristivhet i stor grad er knyttet opp mot varigheten av priser. Frekvens av prisendringer er dessuten et tilgjengelig og kvantifiserbart mål på pristivhet.

Jeg tar utgangspunkt i frekvens av prisendringer for en varegruppe  $i$ . Frekvensen av priseendringer er beregnet som antall positive eller negative prisendringer i forhold til antall observasjoner for hver representantvare,<sup>2</sup> beregnet ut fra et mikrodatasett med utsalgspriser som dekker perioden 1999-2004, se Wulfsberg (2009). Andel frekvensen

---

<sup>2</sup> Representantvarer er de rundt 650 faste varer og tjenester som Statistisk sentralbyrå (SSB) samler inn månedlige prisdata for (se Statistisk sentralbyrå, 2009)

av prisendringer for hver representantvare er aggregert opp til andel prisfrekvens for hver varegruppe definert etter COICOP-systemet.<sup>3</sup> COICOP-systemet har tre aggregeringsnivåer. Det øverste består av 12 divisjoner,<sup>4</sup> det midterste av 47 grupper og det mest disaggregerte nivået av 117 undergrupper (se Mai, 2004). Jeg benytter meg kun av divisjoner og grupper, på grunnlag av datatilgjengelighet for KPI.<sup>5</sup> Tabell 1 viser frekvensandelene  $f_i$  og  $fw_i$  for de 12 COICOP-divisjonene og tabell A 1, i appendikset, viser frekvensandeler for 38 COICOP-grupper.

*Tabell 1. Frekvens av prisendringer i prosent av antall prisobservasjoner for 12 COICOP-divisjoner.*

	COICOP - divisjon	$fw_i$	$f_i$
1	Matvarer og alkoholfrie drikkevarer	22,5	7,1
2	Alkoholholdige drikkevarer og tobakk mv.	13,3	10,0
3	Klær og skotøy	13,1	3,4
4	Bolig, lys og brensel	24,0	3,8
5	Møbler, hush.artikler og vedlikehold av innbo	12,7	4,4
6	Helsepleie	10,4	8,4
7	Transport	32,5	3,2
8	Post- og teletjenester	15,9	5,0
9	Kultur og fritid	15,5	2,4
10	Utdanning	4,5	1,0
11	Hotell- og restauranttjenester	7,5	1,1
12	Andre varer og tjenester	8,5	4,1

<sup>3</sup> Classification of Individual Consumption According to Purpose ( United Nations, 2002)

<sup>4</sup> I noen tilfeller utvides COICOP-systemet med divisjon 13 og 14 som refererer varer benyttet av ideelle organisasjoner som tjener husholdningene, og offentlig forbruk (Mai, 2004).

<sup>5</sup> SSB publiserer del-prisindekser og KPI-vekter for hele perioden for alle 12 divisjonene. På gruppenivå publiserer SSB prisindekser for 38 grupper. Av de resterende ni gruppene ser jeg bort i fra seks varegrupper, fordi jeg ikke har prisfrekvenser for disse. De tre siste gruppene (10.1, 10.2 og 10.4) som jeg har prisfrekvenser for, har jeg valgt å ta med i indikatoren. For disse tre gruppene har jeg benyttet del-prisindeksen for divisjon 10 som gruppeprisindekser. På undergruppenivå publiseres det kun jevnlig prisindekser for 46 av undergruppene.

$f_i$  er den uvektede frekvensen av prisendring i varegruppe  $i$ . I  $f w_i$  er det tatt hensyn til at varene innad i varegruppen har ulik betydning for forbruket, målt med vanlige konsumvekter.

I denne perioden har det forekommet flest prisendringer i divisjon 2 (alkohol og tobakk) og færrest endringer i divisjon 10 (utdanning). Divisjon 2 har en frekvens av prisendringer på 10,0 prosent av observasjonene, mens bare 1,0 prosent av prisobservasjonene for divisjon 10 viser endring i pris. Når det tas hensyn til at varene innad i gruppen har ulik betydning for konsumet er frekvensen av endringer høyest for divisjon 7 (transport) som har en vektet frekvensandel på 32,5 prosent. Divisjon 10 (utdanning) rangerer fortsatt som den gruppen med lavest frekvens av prisendringer, med en frekvensandel på 4,5 prosent.

Jeg beregner en stivhetsvekt,  $F_i$ , for varegruppe  $i$  som den inverse av prisfrekvensen relativt til gjennomsnittet.

$$F_i = \frac{1/f_i}{\sum_{i=1}^I (1/f_i)} \quad (2)$$

De prisene som endres ofte vil dermed få lav vekt og de som endres sjelden vil vektes høyt. Denne vektingen gir en rangering av varegruppene som tjener formålet, men det er ikke nødvendigvis den eneste måten å vekte gruppene relativt til hverandre. En pris som endres sjeldnere enn en annen bør ha høyere vekt, men det er ikke opplagt hvor mye mer vekt den skal tillegges.

Jeg beregner tilsvarende vekter med utgangspunkt i de vektete frekvensene  $f w_i$

$$FW_i = \frac{\left( \frac{1/f w_i}{\sum_{i=1}^I (1/f w_i)} \right) * W_i}{\sum_{i=1}^I \left[ \frac{1/f w_i}{\sum_{i=1}^I (1/f w_i)} * W_i \right]} \quad (3)$$

der  $W_i$  er et gjennomsnitt av KPI-vekten<sup>6</sup> for varegruppen over perioden 1992 – 2008. <sup>7</sup>  $W_i$  er beregnet på grunnlag av forbruksandeler, og  $FW_i$  vil i motsetning til  $F_i$  ta hensyn til varegruppens betydning for konsumet.

Figur 1 og Tabell 2 sammenligner  $F_i$  og  $FW_i$  med  $W_i$  for de 12 COICOP-divisjonene, (Tabell A 1, i appendikset, viser tilsvarende vekter for de 38 COICOP-gruppene).

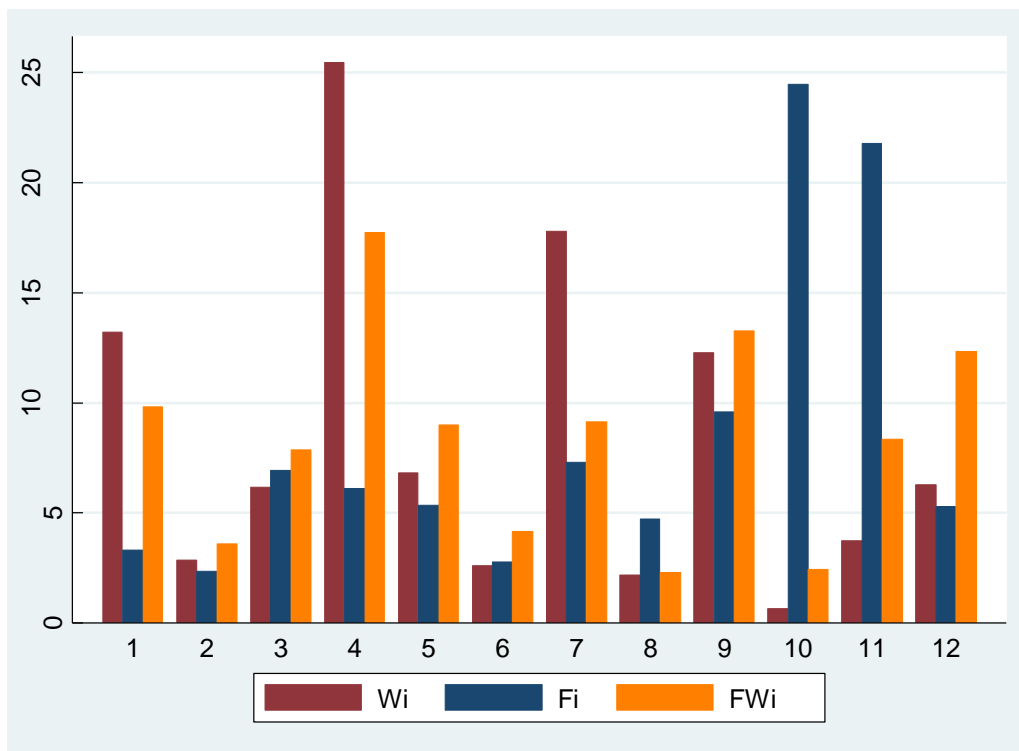
Figur 1 og Tabell 2 viser at det er stor forskjell på vektene mellom varegrupper. Divisjon 4 (bolig, lys og brensel) er varegruppen som har høyest vekt i KPI med  $W_4$  på 25,5 prosent, men forholdsvis lav vekt i  $F_i$ , på 6,1 prosent. Deretter følger divisjon 7, (transport) med 17,8 prosents vekt i  $W_i$  og divisjon 1 (matvarer og alkoholfrie varer) med 13,2 prosent. Disse varegruppene har en relativ høy frekvens av prisendringer (se Tabell 1) og har derfor en lav  $F_i$ -vekt på henholdsvis 3,3 prosent (divisjon 1) og 7,3 prosent (divisjon 7). I  $FW_i$ , der det tas hensyn til både prisstivhet og forbruksandeler, forblir divisjon 4 den varegruppen med høyest vekt på 17,7 prosent. Lavest vekt i KPI har divisjon 10 (utdanning) med en vekt på 0,7 prosent. Dette er den divisjonen med høyest  $F_i$ -vekt.

Divisjon 2 (alkoholholdige drikkevarer og tobakk), divisjon 6 (helsepleie) og divisjon 8 (post- og teletjenester) vektet relativt likt og har moderat vekt i alle indikatorene. Divisjon 2 vektet fra 2,3 prosent til 3,6 prosent, divisjon 6 fra 2,6 prosent til 4,2 prosent og divisjon 8 fra 2,2 prosent til 4,7 prosent.

Divisjonene 3 (klær og skotøy) og 9 (kultur og fritid) vektet også forholdsvis likt i alle indikatorene, men har noe høyere vekter enn divisjon 2, 6 og 8. Divisjon 3 vektet med 6,2 prosent i  $W_3$ , 6,9 prosent i  $F_3$ , og 7,8 prosent i  $FW_3$ . Divisjon 9 vektet med 12,3 prosent i  $W_9$ , 9,6 prosent i  $F_9$  og 13,3 prosent i  $FW_9$ .

<sup>6</sup> Datakilde: KPI-vekter SSB, hentet fra Ecwin.

<sup>7</sup> For noen av de 38 COICOP-gruppene publiseres det ikke vekter lenger tilbake enn 1997, for disse gruppene har jeg benyttet et gjennomsnitt for 1997 - 2008.



Figur 1. Vekter i prosent for 12 COICOP-divisjoner

Tabell 2. Vekter i prosent for 12 COICOP-divisjoner

COICOP - divisjoner	$W_i$	$F_i$	$FW_i$
1 Matvarer og alkoholfrie drikkevarer	13,2	3,3	9,8
2 Alkoholholdige drikkevarer og tobakk mv,	2,9	2,3	3,6
3 Klær og skotøy	6,2	6,9	7,9
4 Bolig, lys og brensel	25,5	6,1	17,7
5 Møbler, husholdn, artikler og vedlikehold av	6,8	5,4	9,0
6 Helsepleie	2,6	2,8	4,2
7 Transport	17,8	7,3	9,2
8 Post- og teletjenester	2,2	4,7	2,3
9 Kultur og fritid	12,3	9,6	13,3
10 Utdanning	0,7	24,5	2,4
11 Hotell- og restauranttjenester	3,7	21,8	8,3
12 Andre varer og tjenester	6,3	5,3	12,3

Divisjon 10 utgjør en svært liten del av det totale forbruket og er den divisjonen som får lavest vekt i KPI, på 0,7 prosent. Samtidig er dette den divisjonen med lavest frekvens av prisendringer og den får høyest vekt med  $F_i$ -vekting med 24,5 prosent.  $FW_{10}$  vekten er likevel relativt lav på 2,4 prosent.

Divisjon 11 (hotell- og restauranttjenester) har også lav andel av prisendringer og  $F_{11}$  er på hele 21,8 prosent. Denne divisjonen utgjør derimot en veldig liten del av det totale forbruket til husholdningene og har en lav vekt i KPI på 3,7 prosent. Divisjonen vektlegges høyt basert på  $FW_i$ , men ikke i samme grad som med  $F_i$ .  $FW_{11}$  er på 8,3 prosent.

Divisjon 5 (møbler, husholdningsartikler og vedlikehold av innbo) og divisjon 12 (andre varer og tjenester) vektet relativt lavt både i  $F_i$  og  $W_i$ , men får en noe høyere betydning i  $FW_i$ . Divisjon 5 vektet med  $W_5$  på 6,8 prosent,  $F_5$  på 5,4 prosent, mens  $FW_5$  er på 9 prosent.  $W_{12}$  er på 6,3 prosent og  $F_{12}$  er 5,3 prosent, mens  $FW_{12}$  er på 12,3 prosent.

Det kan virke urimelig å stabilisere prisveksten etter et mål som vektlegger sterkt priser på varer som er av liten betydning for forbruket, slik som er tilfelle for  $F_i$ -vektingen av divisjon 10. Jeg vil derfor anta at resultatene av en indikator som vektet med  $FW_i$ , vil gi et mer egnet mål på pristabilitet enn en indikator som vektet med  $F_i$ .

Hver COICOP-divisjon består av et ulikt antall grupper. I noen divisjoner har disse undergrupperingene svært ulik frekvens av prisendringer, slik det fremgår av Tabell A 1 i appendikset. Siden vektene for hver divisjon bare tar hensyn til gjennomsnittet av prislekvensene innad i divisjonen, går noe informasjon om prisendring i stive priser tapt når vektene aggregeres opp til divisjonsnivå. Dette er blant annet et problem i divisjon 4, som inneholder både den gruppen med mest varige priser, gruppe 4.1 (betalt husleie) og den gruppen med nest høyest frekvens av prisendringer, gruppe 4.5, (elektrisitet, fyringsoljer og annet brensel). For å få med mest mulig prisinformasjon

benytter jeg derfor også vekter beregnet for 38 COICOP-grupper, slik som vist i Tabell A 1 i appendikset.<sup>8</sup>

### 3. Stivhetsvektet KPI

I dette avsnittet beregner jeg tre indikatorer for inflasjon som tar hensyn til prisstivhet, og sammenligner disse indikatorene med KPI. I den første indikatoren,  $KPI-F$ , vektet hver varegruppe kun for prisstivhet, gjennom vekten  $F_i$ . I de to andre indikatorene,  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$ , vektet konsumprisveksten for hver varegruppe med både prisstivhet og konsumbetydning gjennom vekten  $FW_i$ .  $KPI-FW^1$  og  $KPI-F$  beregnes med utgangspunkt i de 12 COICOP-divisjonene, mens  $KPI-FW^2$  er beregnet på grunnlag av de 38 disaggregerte COICOP-gruppene.  $KPI-F$  og  $KPI-FW$  er beregnet ved:

$$KPI-F_t = \sum_{i=1}^{12} (F_i * KPI_{it}) \quad (4)$$

$$KPI-FW_t^1 = \sum_{i=1}^{12} (FW_i * KPI_{it}) \quad (5)$$

$$KPI-FW_t^2 = \sum_{i=1}^{38} (FW_i * KPI_{it}) \quad (6)$$

der  $KPI_{it}$  er prisindeksen for varegruppe/divisjon  $i$  i periode  $t$ .  $F_i$  og  $FW_i$  er vektene slik de beskrives i avsnitt 1.

---

<sup>8</sup> SSB publiserer ikke KPI-vekter for undergrupper i divisjon 10. For å beregne  $FW_i$  har jeg her brukt vekten  $W_i$  for divisjon 10 delt på 3 for å beregne doble vekter for hver av disse undergruppene. Denne enkle løsningen kan benyttes siden jeg bruker samme del-prisindeks for alle tre grupper.

Jeg sammenligner her veksten i de tre indikatorene med vekst i KPI basert på månedlige observasjoner for perioden 1993 – 2008.

Figur 2 viser utviklingen i KPI,  $KPI-F$ ,  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$  over perioden 1993 til 2008. Denne perioden kjennetegnes av at prisveksten har vært lav og relativt jevn. KPI har en gjennomsnittlig vekst på 2,1 prosent og standardavvik på 1,1 for denne perioden. Tabell 3 og Tabell 4 viser de empiriske momentene til KPI,  $KPI-F$ ,  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$ .  $KPI-FW^2$  har et gjennomsnitt på 2,0 prosent, svært nær gjennomsnittet for KPI.  $KPI-FW^2$  fluktuerer minst, med standardavvik på 0,77,  $KPI-FW^2$  har også en høy korrelasjon med KPI på hele 0,89. Ut fra Figur 2 kan det se ut til at  $KPI-FW^2$  følger KPI tilnærmet perfekt med unntak av at den kutter inflasjonstopper og -bunner. For periodene 1996 til 1997 og 2000 til 2001, ligger  $KPI-FW^2$  noe under KPI uten at KPI viser en klar inflasjonstopp. Midt i 2008 har KPI sitt absolutte toppunkt for perioden. I dette tilfellet kutter  $KPI-FW^2$  veldig lite av inflasjonstoppen. Begge indikatorene har sin maksimumsverdi i dette punktet, på henholdsvis 5,3 prosents inflasjon for KPI og 5,1 prosent for  $KPI-FW^2$ . Indikatorene har også minste verdi på samme tidspunkt ved inngangen til 2004, men her er verdiene mer ulike. KPI har en minimumsverdi på -1,9 prosents vekst, mens  $KPI-FW^2$  har sin laveste vekst på 0 prosent

$KPI-FW^1$  har samme gjennomsnitt som  $KPI-FW^2$ , altså svært nær gjennomsnittet for KPI.  $KPI-FW^1$  fluktuerer også mindre enn KPI, men mer enn  $KPI-FW^2$ , med et standardavvik på 0,87.  $KPI-FW^1$  korrelerer mer med KPI enn det  $KPI-FW^2$  gjør med en korrelasjonskoeffisient på 0,97. I Figur 2 kommer dette frem ved at  $KPI-FW^1$  ikke kutter av like mye av inflasjonsbunnene og -toppene i KPI som  $KPI-FW^2$  gjør. I perioden 1996 til 1997, der  $KPI-FW^2$  ligger noe lavere enn KPI, følger  $KPI-FW^1$  KPI veldig bra.

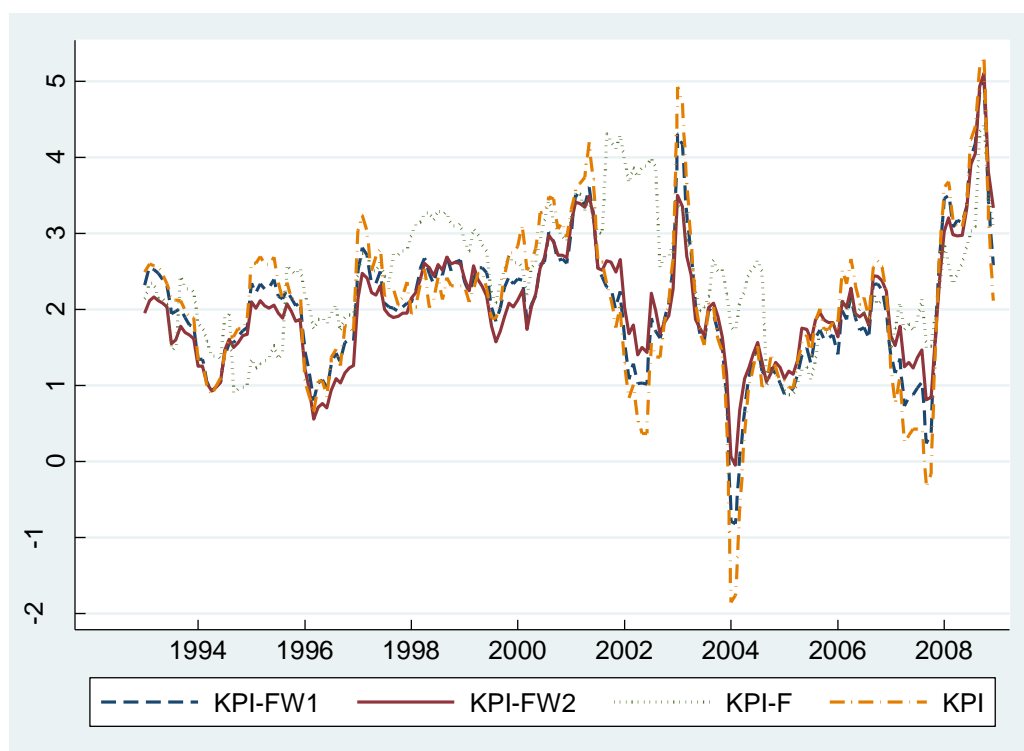


Tabell 3. Beskrivende statistikk. KPI, KPI-F, KPI-FW<sup>1</sup> og KPI-FW<sup>2</sup>. Månedstall. 1993 - 2008

Indikator	gjennomsnitt	st.avvik	min	maks
KPI	2,05	1,06	-1,85	5,32
KPI-F	2,39	0,80	0,88	4,43
KPI-FW <sup>1</sup>	2,00	0,87	-0,82	5,00
KPI-FW <sup>2</sup>	2,00	0,77	-0,05	5,10

Tabell 4. Korrelasjon. KPI-FW<sup>2</sup>, KPI-FW<sup>1</sup>, KPI-F og KPI. Månedstall. 1993 - 2008

Indikator	KPI	KPI-F	KPI-FW <sup>1</sup>	KPI-FW <sup>2</sup>
KPI	1			
KPI-F	0,43	1		
KPI-FW <sup>1</sup>	0,97	0,55	1	
KPI-FW <sup>2</sup>	0,89	0,64	0,95	1



Figur 2. Årsvekst basert på månedlige observasjoner for KPI, KPI-F, KPI-FW<sup>1</sup> og KPI-FW<sup>2</sup>.

Aggregeringsnivået er av en viss betydning for hvor mye indikatoren fluktuerer og hvor sterkt den korrelerer med KPI, der indikatoren basert på mest disaggregerte data fluktuerer minst og korrelerer svakest.

Hvis vi kun tar hensyn til frekvens blir avviket til KPI større.  $KPI-F$  har omtrent 0,4 prosentpoeng høyere gjennomsnittlig vekst i perioden enn KPI, på 2,4 prosent.  $KPI-F$  har standardavvik på 0,80, altså en del lavere enn KPI og midt i mellom  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$ . Ut fra Figur 2 ser det ikke ut til at  $KPI-F$  følger KPI særlig godt. Dette gjelder spesielt for perioden 2001 til 2004. I 2001 stiger inflasjonen målt ved  $KPI-F$  samtidig som den faller målt ved KPI. Korrelasjonen mellom disse to indikatorene er heller ikke høy, med en korrelasjonskoeffisient på 0,43 (se tabell 3). Noe av forklaringen på avviket mellom  $KPI-F$  og KPI illustreres i Figur A 1 i appendikset. Her vises årsvekst i del-prisindeksen for utdanning relativt til veksten i KPI og  $KPI-F$ . Figur A 1 viser at prisene for divisjonen utdanning som har en vekt på 24,5 prosent i  $KPI-F$  og 0,7 prosent i KPI, har gjennom perioden vokst raskere enn prisnivået generelt og var spesielt høy rundt 2001 og 2004. Dette er de to periodene KPI og  $KPI-F$  avviker mest.

Jeg har også beregnet de to mer aggregerte seriene på grunnlag av årlige og kvartalsvise observasjoner, 9 og sammenligner disse med KPI, se appendiks Figur A 2, Figur A 3 og Tabell A 2 - A 5. Mye av fluktuationene i KPI forsvinner når serien aggregeres opp til årlige observasjoner, standardavviket er nå bare på 0,88. Forskjellene mellom KPI og  $KPI-FW^1$  er nå svært små, slik som Figur A 2 viser.  $KPI-FW^1$  fluktuerer noe mindre med standardavvik på 0,74, men kutter bare så vidt av bunnene og toppene i KPI. Basert på kvartalsvise data fluktuerer KPI mer, og har nå et standardavvik på 1,02, altså omtrent det samme som standardavviket basert på månedlige data. I Figur A 3 ser vi at  $KPI-FW^1$  nå kutter mer av inflasjonsbunnene og toppene i KPI, slik som den gjør i Figur 2, der seriene er basert på månedlige data.

---

<sup>9</sup> Beregnet ved hjelp av et gjennomsnitt av kvartalets tre måneder.

I denne oppgaven måler jeg prisstivhet etter hvor ofte en pris endres. Et alternativt mål på prisstivhet kan være å måle hvor lang tid det tar før effekten av et prissjokk forsvinner. Her får varegruppen høy vekt hvis prissjokk i dag har innvirkning på prisen lenge frem i tid. Bilke og Stracca (2007), Cutler (2001) og Jonassen og Norbø (2006) beregner stivhetsvekter på grunnlag av et slikt mål på prisstivhet.<sup>10</sup> I Jonassen og Norbø (2006) beregnes en indikator for Norge basert på en slik type stivhetsvekting av 96 COICOP-undergrupper.<sup>11</sup> Tabell A 6 og A 7, i appendikset, viser empiriske momenter til denne indikatoren, referert til som persistensvektet indikator, KPI og de stivhetsvektede indikatorene beregnet i denne oppgaven, for perioden 2001 til 2005.<sup>12</sup> Den persistensvektede indikatoren viser mye av den samme utviklingen som  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$ , men avviker noe mer fra  $KPI-F$ . Den persistensvektede indikatoren har hatt gjennomsnittlig vekst på 1,6 prosent for perioden 2001 til 2005. Dette er svært nær gjennomsnittet for KPI og  $KPI-FW^1$  for denne perioden, på 1,7 og 1,8 prosent, men noe lavere enn gjennomsnittet for  $KPI-FW^2$ , på 1,9 prosent, og klart lavere enn gjennomsnittet for  $KPI-F$ , på 2,6 prosent.

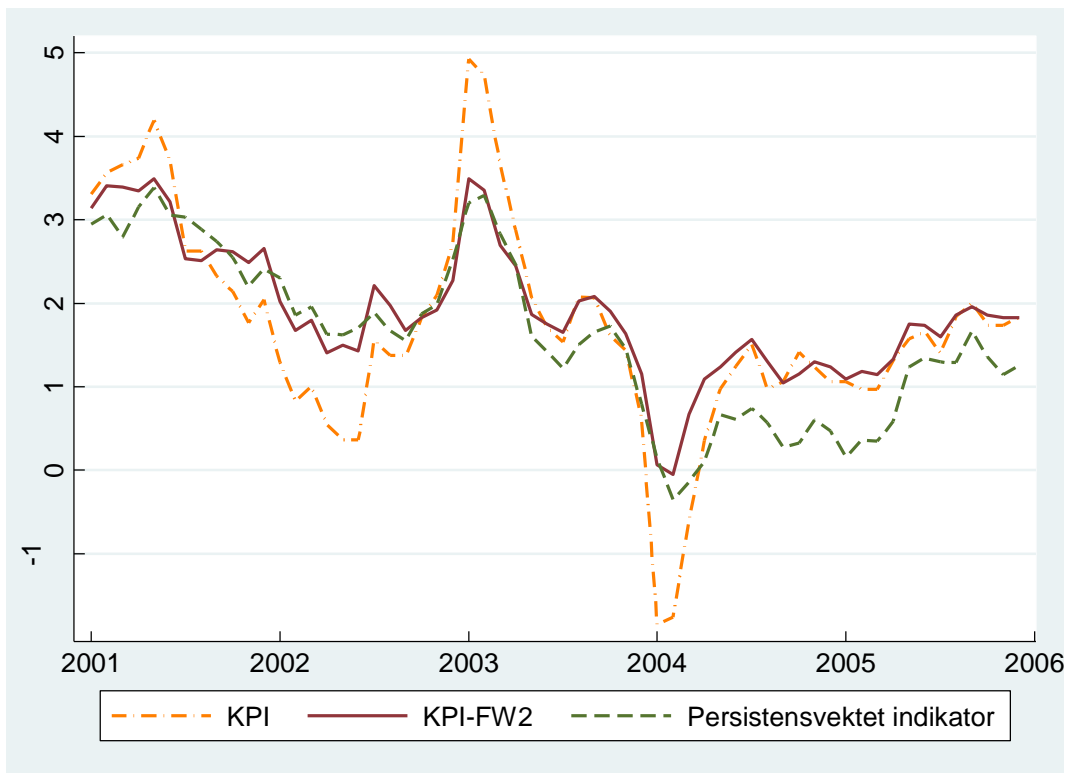
Tabell A 6 viser at den persistentvektede indikatoren fluktuerer omtrent like mye som  $KPI-F$  og  $KPI-FW^1$  for perioden 2001 til 2005. Alle disse tre indikatorene har standardavvik på 1,0. Dette er lavere enn standardavviket til KPI, på 1,3, men høyere enn for  $KPI-FW^2$  som har standardavvik på 0,8. Den persistensvektede indikatoren korrelerer svært sterkt med  $KPI-FW^2$ , med en korrelasjonskoeffisient på 0,94. Figur 3 viser den persistensvektede indikatoren sammen med  $KPI-FW^2$  og KPI. Frem til 2004 følger  $KPI-FW^2$  og den persistensvektede indikatoren hverandre nært. Etter 2004

---

<sup>10</sup> Bilke og Stracca (2007) tar utgangspunkt i regresjonen  $\pi_{i,t} = c + \sum_{j=1}^{q_i} \alpha_j^i \pi_{i,t-j} + \xi_{it}$ , og beregner vekten,  $P_i = \sum_{j=1}^{q_i} \alpha_j^i$ , der  $q_i$  velges ved Schwartz informasjonskriterium det vil si de velger antall lag de tar med modellen, ved en avveining mellom bedre forklaringssevne og færrest mulig forklaringsvariabler (antall måneders etterslep). De prisene som enten påvirkes kraftigere av tidligere sjokk, høy  $\alpha_j^i$ , eller påvirkes lenge frem i tid av sjokk, høy  $q_i$ , får høy vekt.

<sup>11</sup> En stor andel av prisindeksene for de 96 undergruppene publiseres ikke, og indikatoren kan derfor ikke oppdateres uten tilgang på ikke-publiserede data fra SSB.

<sup>12</sup> Jeg har kun tilgang på tallmaterialet bak denne serien for perioden 2001 til 2005.



Figur 3. Årlig vekst i KPI, KPI-FW<sup>2</sup> og en persistensvektet indikator.

Månedstill. 2001 -2005

ligger inflasjonen i den persistensvektede på et litt lavere nivå enn både KPI og KPI-FW<sup>2</sup>, men viser de samme bevegelsene som KPI-FW<sup>2</sup>.

Oversikten for denne korte perioden, indikerer at resultatene mine ville endret seg moderat om jeg benyttet denne formen for stivhetsvektet som alternativ til de vektene jeg beregner. Forskjellene mellom indikatorene kan både være knyttet til hvordan vektene beregnes, og til det ulike aggregeringsnivåene for varegruppene de er beregnet ut i fra.

### 3.1 Implikasjoner for pengepolitikk

I dette avsnittet vil jeg illustrere effekten av å benytte et stivhetsvektet mål for prisstabilitet på norsk pengepolitikk. Jeg vil her se på KPI-F og KPI-FW<sup>2</sup>.

Taylor-regelen for rentesetting søker å stabilisere prisnivået nær et ønsket inflasjonsmål, men tar også hensyn til produksjonsgapet. Ved å beregne renter på grunnlag av

enkle Taylor-regler kan jeg derfor illustrere noe av betydningen de ulike målene på prisstabilitet vil ha for pengepolitikken. En grunnleggende Taylor-regel er å sette renten  $i$  ved:

$$i = r^* + \pi^* + \alpha(\pi - \pi^*) + \beta(Y - Y^*) \quad (7)$$

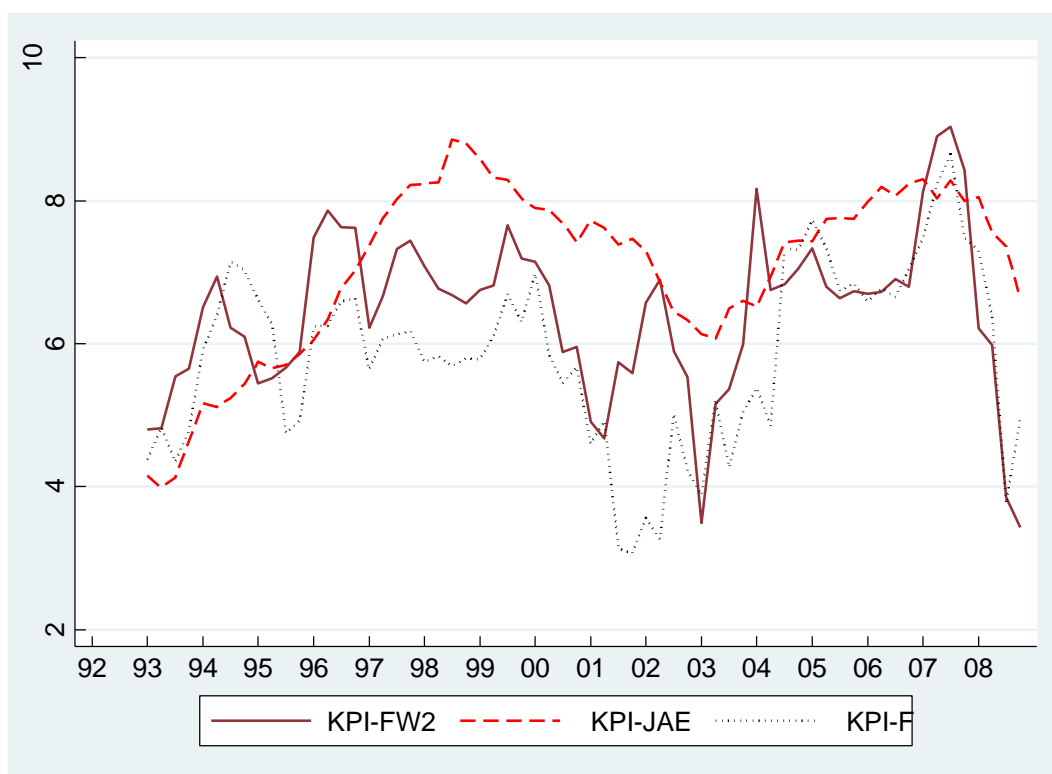
der  $r^*$  er den nøytrale renten,  $\pi^*$  er den ønskede inflasjonen, og  $(Y - Y^*)$  er produksjonsgapet. En slik enkel regel viser lite av den reelle sammenhengen mellom rentesetting og inflasjon i Norge, men er tatt med for å illustrere forskjellene mellom indikatorer målt i renteutslag. Det er derfor ikke av stor betydning nøyaktig hvilke verdier jeg setter for  $\alpha$  og  $\beta$ , så lenge  $\alpha$  velges høyere enn 1.<sup>13</sup> Jeg har benyttet de koeffisientverdiene som Taylor (1993) opprinnelig foreslo. Disse koeffisientene ble beregnet på grunnlag av amerikanske data, men blir i litteraturen til tider brukt som et utgangspunkt for analyser av renteregler også i andre deler av verden. Jeg har valgt å sette den nøytrale renten til 3 prosent, basert på anslagene til Bernhardsen og Gerdrup (2006). Inflasjonsmålet,  $\pi^*$ , er satt til 2,5 prosent. Dette gir følgende Taylor-regel:

$$i = 3 + 2,5 + 1,5(\pi^x - 2,5) + 0,5(Y - Y^*) \quad (8)$$

der  $\pi^x$  er den aktuelle inflasjonsindikatoren og produksjonsgapet,  $(Y - Y^*)$ , er slik det beregnes av Norges Banks makroøkonomiske modell NEMO.<sup>14</sup> Figur 4 viser slike beregnede Taylor-renter der  $\pi^x$  er representert ved  $KPI-F$ ,  $KPI-FW^2$  og  $KPI-JAE$ .  $KPI-JAE$  er KPI uten energivarer og justert for avgifter. Disse rentene kan ikke tolkes som rentebaner i reell forstand. Kurvene kan derimot si noe om hva Taylor-rentene til enhver tid ville ha vært gitt den produksjonen og inflasjonen som faktisk var (som påpekt i Lønning og Olsen, 2000).

<sup>13</sup> Taylor-prinsippet tilsier at dersom inflasjonen avviker fra målet bør renten endres med mer enn gapet mellom faktisk og ønsket inflasjon.  $\alpha$  bør derfor settes til mer enn 1, (se Taylor, 1993)

<sup>14</sup> Norwegian Economy Model (se Brubak og Sveen, 2008, for mer informasjon om modellen)



Figur 4. Taylor-renter beregnet på grunnlag av enkel Taylor formel med grunnlag i  $KPI-F$ ,  $KPI-FW^2$  og  $KPI-JAE$ . 1993 – 2008.

Figur 4 viser at en enkel Taylor regel vil slått veldig ulikt ut om  $KPI-F$  eller  $KPI-JAE$  ble benyttet som prisvekstmål. Mellom 1998 og 2004 avviker den renten som  $KPI-JAE$  og  $KPI-F$  til enhver tid anbefaler med over 2 prosent for nesten hele perioden.

$KPI-FW^2$  fluktuerer også en del, og en enkel Taylor-regel som gitt i (7), basert på denne indikatoren ville ført til en rente som varierer mye.

En slik enkel renteregulering gir ikke et fullstendig bilde av rentesettingen til noen sentralbank. Norges Bank baserer rentesettingen på flere variabler og legger dessuten vekt på å, i størst mulig grad, unngå brå endringer i renten. Bernhardsen (2008) beregner en empirisk Taylor-regel basert på Norges Banks rentesettingsmønster for perioden 2. kvartal 1999 til 3. kvartal 2008, basert på flere makroøkonomiske variabler.

I denne Taylor-estimeringen utgår produksjonsgapet, mens avvik mellom faktisk og potensiellvekst, avvik mellom kortsiktig rente og likevektsrente hos handelspartner og

avvik mellom lønnsvekst og likevekstslønnsvekst er tatt inn. Positive verdier i et av disse gapene vil isolert sett tilsi at renten burde settes over den nøytrale renten. Vekstgapet går her inn som en erstatning for produksjonsgapet. Vekst over potensiell vekst kan ikke vedvare og vil lede til prispress i økonomien. Høy lønnsvekst er også inflatorisk, og lønnsvekst over det sentralbanken antar er forenelig med potensiell vekst skulle tilsi en høyere rente. Avvik fra gjennomsnitt i renter hos handelspartnere kan være en indikator for valutakursen.<sup>15</sup> Høyere valutakurs som virker ekspansivt på økonomien og kan gi økt inflasjon, tilsier at renten skal settes opp. Bernhardsen (2008) har også tatt med en renteglattingsvariabel, gjennom at renten påvirkes av sin egen verdi ved forrige observasjon. Dette begrunnes med sentralbankens ønske om å unngå store svingninger i styringsrenten. Taylor-regelen fra Bernhardsens estimering er gitt ved:<sup>16</sup>

$$i_t = 1,19 + 0,81 i_{t-1} + 0,27(\pi^{JAE} - \pi^*)_t + 0,18(g - g^*)_t + 0,24(i_{u,t} - 3,61) + 0,09(w_t - 4,86) \quad (9)$$

der  $i_{t-1}$  er nominell rente forrige periode,  $(\pi^{JAE} - \pi^*)_t$  differanse mellom vekst i KPI-JAE og inflasjonsmålet<sup>17</sup>,  $(g - g^*)_t$  gapet mellom Norges Banks anslag på vekst i fastlands-BNP inneværende år og potensiell vekst slik den er beregnet av NEMO,  $(i_{u,t} - 3,61)$  er rentegapet hos handelspartnere (dagens kortsiktige rente hos handelspartnere minus gjennomsnittlig nivå for disse rentene), og  $(w_t - 4,86)$  er gapet mellom faktisk- og likevekstslønnsvekst.<sup>18</sup> Inflasjonsgapet inngår ikke lenger med koeffisient over 1. Grunnen til at sentralbanken allikevel kan tøyse inflasjonen kan begrunnes med at den indikerer i hvilken retning renten skal settes også i nær fremtid.

<sup>15</sup> Årsaken til at valutakursen ikke tas inn direkte er at denne selv påvirkes av renten (se Bernhardsen og Bårdsen, 2004)

<sup>16</sup> Ligningen er re-estimert på grunnlag av reviderte data og regresjonskoeffisientene avviker noe fra Bernhardsen (2008)

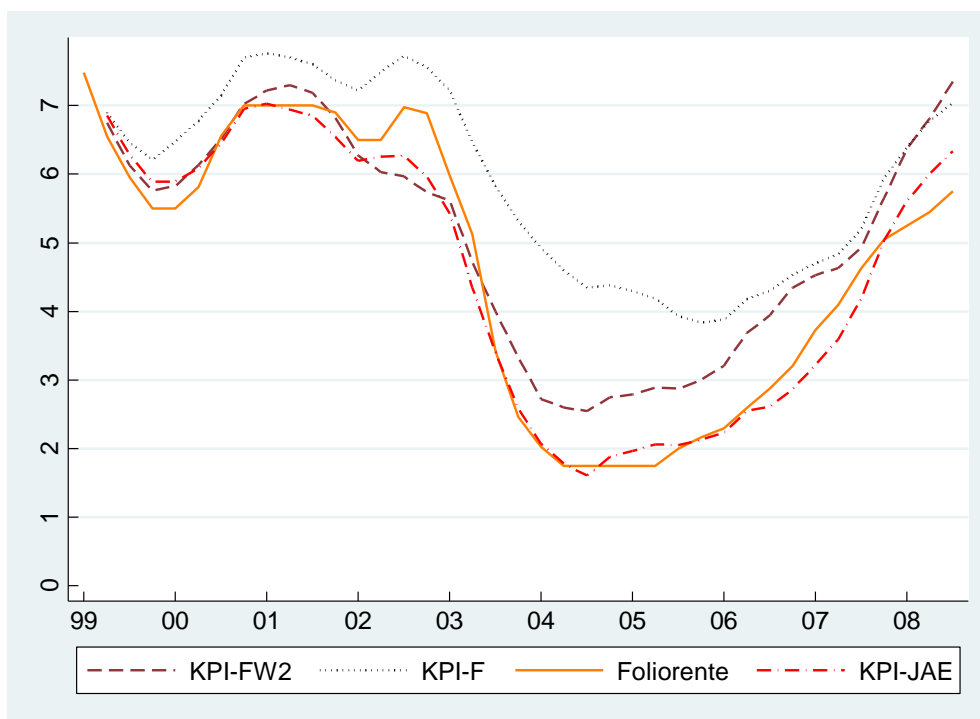
<sup>17</sup> Inflasjonsmålet er satt til 2 prosent for 1999 og 2,5 prosent etter dette.

<sup>18</sup> Datakilder: *Foliorente*: Norges Bank, hentet fra Ecwin, *Rentegap hos handelspartner*: Norges Bank, *Lønnsvekst*: Norges Bank, *Vekstgap*: Norges Bank, *KPI-JAE*: SSB, hentet fra Ecwin.

Jeg beregner tilsvarende Taylor-renter fra likning (9) med  $KPI-FW^2$ ,  $KPI-F$  som alternative mål for  $\pi^{JAE}$ . I likhet med den enkle Taylor-regelen vil ikke dette gi hva rentebanen ville ha vært om vi hadde byttet ut prisvekstmålet, men gir en indikator på hva renten ville ha blitt endret til dersom sentralbanken ved et gitt tidspunkt hadde endret prisstabilitetsmålet til en annen indikator.

For å få frem noe mer av dynamikken benytter jeg et lag av den Taylor-renten som jeg beregner, i stedet for et lag av foliorenten, for  $i_{t-1}$ , men benytter foliorenten for den første observasjon. Jeg beregner Taylor-renter for det samme tidsrommet som Bernhardsen (2008) har estimert regelen på grunnlag av, og jeg benytter stivhetsvektede indikatorer beregnet på grunnlag av kvartalsvise prisobservasjoner.

Figur 5 viser rentekurver for  $KPI-FW^2$ ,  $KPI-F$  og  $KPI-JAE$  basert på en slik Taylor-regel og den faktiske foliorenten som Norges Bank satt for perioden. Folioirenten og



Figur 5. Taylor-regler basert på estimer fra Bernhardsen (2008), beregnet på grunnlag av  $KPI-FW^2$ ,  $KPI-F$  og  $KPI-JAE$  og faktisk folioirente



KPI-JAE-renten følger hverandre tett. Dette er også å forvente siden Taylor-regelen er estimert på grunnlag av KPI-JAE. Regelen slik den er estimert her beskriver sammenhengen mellom Norges Banks rentesetting og utviklingen i KPI-JAE. Kurvene gir derfor en god illustrasjon av forskjellene mellom KPI-JAE og de to stivhetsvektede målene.

Taylor-renten basert på  $KPI-F$  ligger noe høyere enn den faktiske renten gjennom hele perioden, noe som gjenspeiler den høyere gjennomsnittlige inflasjonen i  $KPI-F$ . Forskjellen er spesielt stor i perioden 2004 til 2006. Det kan reflektere at  $KPI-F$  ikke påvirkes av inflasjonsfallet i 2004.  $KPI-F$  viser en rentebunn på knapt under 4 prosent.  $KPI-FW^2$ -renten ligger også over foliorenten i perioder, men gir ikke en høyere rente gjennom hele perioden. Frem til 2002 følger den foliorenten nært, men tar ikke med oppgangen i foliorenten midt i 2002. Denne renteoppgangen gjenspeiles i  $KPI-F$ -renten, men ikke i de to andre beregnede rentene. Fra omtrent midt i 2003 og ut perioden gir  $KPI-FW^2$  en rente som er høyere enn det renten faktisk var.

Norges Bank setter renten på grunnlag av mer informasjon enn det som benyttes i Taylor-ligningen her. Det er derfor mulig at en variabel tilsvarende de indikatorene jeg har estimert kan forklare noe av den rentebanen som har vært ført frem til nå. Som en enkel test på om Norges Bank har vektlagt inflasjon i stive priser har jeg reestimert Taylor-ligningen med  $KPI-F$  og  $KPI-FW^2$  som forklaringsvariabler i stedet for KPI-JAE. Resultatene av en slik OLS-regresjon er vist i Tabell 5.

Tabell 5 viser at  $KPI-F$  og  $KPI-FW^2$  ikke inngår som signifikante variabler i regresjonen. Gapet til  $KPI-FW^2$  fremgår dessuten med feil fortegn i forhold til den sammenhengen mellom rente og inflasjonsgap som vi kunne vente oss. Jeg kan derfor ikke, ut i fra denne modellen, si at Norges Bank har vektlagt vekst i stive priser i rentesettingen.

Tabell 5. Regresjonstabeller fra Taylor-rente estimering. 2.kvartal 1999 til 3.kvartal 2008.  
Kvartalsvise observasjoner

OLS-regresjon med KPI-JAE

foliorente	koeffisient	stand.avvik	t	P>t	[95% konf. Interval]	
<b>inflasjonsgap</b>	<b>0,27</b>	<b>0,11</b>	<b>2,36</b>	<b>0,02</b>	<b>0,04</b>	<b>0,50</b>
rentegap	0,25	0,09	2,89	0,01	0,07	0,42
lønnsvekstsgap	0,09	0,10	0,91	0,37	-0,11	0,29
vekstgap	0,18	0,04	4,08	0,00	0,09	0,26
rente_lagg	0,81	0,06	13,18	0,00	0,68	0,93
konstantledd	1,19	0,34	3,48	0,00	0,49	1,88

OLS-regresjon med KPI-FW<sup>2</sup>

foliorente	koeffisient	stand.avvik	t	P>t	[95% konf. Interval]	
<b>inflasjonsgap</b>	<b>-0,01</b>	<b>0,08</b>	<b>-0,16</b>	<b>0,87</b>	<b>-0,17</b>	<b>0,15</b>
rentegap	0,39	0,08	4,84	0,00	0,22	0,55
lønnsvekstsgap	0,01	0,10	0,13	0,90	-0,20	0,22
vekstgap	0,19	0,05	4,10	0,00	0,10	0,29
rente_lagg	0,91	0,05	18,59	0,00	0,81	1,02
konstantledd	0,49	0,22	2,21	0,04	0,04	0,95

OLS-regresjon med KPI-F

foliorente	koeffisient	stand.avvik	t	P>t	[95% konf. Interval]	
<b>inflasjonsgap</b>	<b>0,06</b>	<b>0,08</b>	<b>0,77</b>	<b>0,45</b>	<b>-0,10</b>	<b>0,23</b>
rentegap	0,37	0,07	5,39	0,00	0,23	0,51
lønnsvekstsgap	0,01	0,10	0,12	0,91	-0,19	0,22
vekstgap	0,20	0,05	4,23	0,00	0,10	0,29
rente_lagg	0,90	0,05	17,38	0,00	0,79	1,00
konstantledd	0,59	0,22	2,64	0,01	0,13	1,04

Resultatene her indikerer at en pengepolitikk som søker å stabilisere vekst i en stivhetsvektet indikator ville sett noe annerledes ut enn den pengepolitikken som faktisk har vært ført. Jeg finner at inflasjonen i stive priser har vært høyere enn veksten i det generelle prisnivået. Alt annet likt skulle en høyere inflasjon tilsa at renten settes høyere for å dempe prispresset i økonomien. Mine resultater indikerer derfor at renten i perioder har blitt satt lavere enn det et stivhetsvektet mål skulle tilsa. Resultatet vil riktignok være avhengig av metodene jeg har brukt for å beregne de stivhetsvektede indikatorene. Resultatet kan dessuten være avhengig av hvilke andre variabler som legges til grunn for estimeringen, siden alle variablene i varierende grad korrelerer med hverandre.  $KPI-FW^2$  vil for eksempel inngå signifikant og med riktig fortegn, dersom rentegapet hos handelspartnere fjernes som forklaringsvariabel, slik Tabell A 8 i appendikset viser.

#### **4. Indikatorenes evne til å måle den underliggende veksten i KPI**

Selv om noe av litteraturen argumenterer for at pengepolitikken bør søke å stabilisere selve kjerneindikatoren, definert som vekst i stive priser, er det likevel mer alminnelig at pristabilitet defineres som langsiktig vekst i KPI slik som i Norge, og at kjerneindikatoren rolle i denne sak er å måle den underliggende veksten i KPI (se Rich og Steindel, 2007). Det er derfor naturlig å vurdere de stivhetsvektede indikatorene ut fra hvilken evne de har til å måle underliggende vekst i KPI. En utfordring er her at det ikke er opplagt hvilke kriterier som bør vektlegges for å velge en optimal indikator for underliggende vekst. Jeg velger her først å vurdere indikatorene over to av de kriterier som er mye brukt i litteraturen.

1. En optimal indikator bør være en forventningsrett indikator for KPI .
2. Den bør fluktuere mindre enn KPI.

Jeg vil dessuten vurdere indikatorene ut i fra hvor godt de korrelerer med vekst i KPI.

### Er $KPI-F$ , $KPI-FW^1$ og $KPI-FW^2$ forventningsrette indikatorer for KPI?

Vi ønsker en indikator som viser den sanne langsiktige veksten i KPI. En indikator som over tid viser omtrent samme gjennomsnittlige vekst som KPI vil derfor være å foretrekke fremfor en som har et gjennomsnitt som avviker mye fra KPI.

$KPI-F$  viser en gjennomsnittlig vekst som ligger en del over gjennomsnittet for KPI, se Tabell 3, på side 12. Denne vridningen, sett i sammenheng med at grupper med minimal betydning for konsumet har svært høy vekt i denne indikatoren (se avsnitt 2), taler for å forkaste  $KPI-F$  som indikator for underliggende inflasjon i KPI. Både  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$  har et gjennomsnitt som ligger nærmere KPI og det er derfor mer rimelig å anta at dette er forventningsrette mål på underliggende vekst i KPI.

### Fluktuerer $KPI-F$ , $KPI-FW^1$ og $KPI-FW^2$ mindre enn KPI?

En god indikator for underliggende vekst i KPI bør skille ut midlertidige variasjoner i KPI og i størst mulig grad måle den langsiktige inflasjonsraten. Det er derfor ønskelig med en indikator som fluktuerer mindre enn KPI, og en indikator med lavere standardavvik er å foretrekke fremfor en med høyt standardavvik.

Alle de stivhetsvektede indikatorene innfrir dette kriteriet med klart lavere standardavvik enn KPI slik jeg beskriver i begynnelsen av avsnitt 3.  $KPI-FW^2$  har det laveste standardavviket av de tre på 0,77 og KPI har noe høyere standardavvik på 0,80, slik jeg viser til i avsnitt 3.  $KPI-FW^1$  har det høyeste standardavviket av de tre, men korrelerer best. Det siste er i seg selv ikke nødvendigvis et argument for å benytte  $KPI-FW^1$ . Det er ønskelig med en indikator som følger KPI godt, men som fluktuerer lite. I mange tilfeller vil det være en avveining mellom disse. I dette tilfelle korrelerer  $KPI-FW^1$  best i hovedsak fordi den tar inn større del av fluktuasjonene i KPI enn  $KPI-FW^2$  gjør. Siden begge indikatorene korrelerer godt med KPI vil jeg hevde at den indikatoren som fluktuerer minst er å foretrekke. Et annet viktig argument i favør av  $KPI-FW^2$  er at denne inneholder mest informasjon om stive priser fordi den tar hensyn til at ulike

grupper innen samme divisjon kan ha varierende frekvens av prisendringer. Jeg kommer videre i oppgaven derfor kun til å vurdere  $KPI-FW^2$ .

#### 4.1 Sammenligning av indikatorer for underliggende prisvekst.

Videre i dette avsnittet ønsker jeg å se på hvor godt egnet  $KPI-FW^2$  er til å beskrive underliggende inflasjon i KPI relativt til andre indikatorer for underliggende prisvekst. I tillegg til KPI-JAE som SSB publiserer, beregner Norges Bank flere andre indikatorer for underliggende prisvekst, blant andre KPI-JAEI, KPIXE, 20 og 10 prosents trimmede gjennomsnitt og vektet median.<sup>19</sup> KPI-JAEI er en indikator for prisnivået på norskproduserte varer og tjenester, justert for avgifter og uten energivarer. KPIXE tar utgangspunkt i KPI-JAE, men tar hensyn til en beregnet trendvekst i energivarer (Norbø, 2008). I de trimmede gjennomsnittene rangeres varegruppene etter størrelsen på prosentvis endring fra tolv måneder tilbake, og de gruppene som har hatt høyest vekst og lavest vekst fjernes. I 20 prosents trimmet gjennomsnitt vil for eksempel de 10 prosent varegruppene med lavest vekst og de 10 prosentene som har vist høyest vekst fjernes, altså totalt 20 prosent av varegruppene (Jonassen og Norbø, 2006). I et vektet gjennomsnitt rangeres gruppene på samme måte, men her "trimmes" alle gruppene vekk med unntak av den midterste i rangeringen (Norges Bank, 2006).

Jeg vurderer indikatorene i forhold til de samme kriteriene som tidligere, forventningsretthet, mindre fluktuasjoner enn KPI og korrelasjon. Ikke alle disse indikatorene finnes med tall helt tilbake til 1992. KPIXE-indeksen starter senere enn de andre seriene, og jeg kan ikke beregne vekstrate for denne før 2002. Dette begrenser perioden jeg kan sammenligne alle indikatorene for. Jeg har tatt med både en oversikt over hele perioden 1993 til 2008 og en oversikt for perioden 2002 til 2008. Empiriske momenter for begge perioder er vist i Tabell 6 og Tabell 7.

---

<sup>19</sup> Av disse publiseres KPIXE, vektet median og 20 prosents trimmet gjennomsnitt. (Norges Bank, 2008)

Tabell 6. Beskrivende statistikk. Indikatorer for underliggende vekst. Månedstall

Indikator	1993 – 2008		2002 – 2008	
	Gjennomsnitt	St. avvik	Gjennomsnitt	St. avvik
<i>KPI-FW<sup>2</sup></i>	2,00	0,77	1,96	0,92
KPI-JAE	1,67	0,73	1,37	0,82
KPIXE			1,78	0,85
KPI-JAEI	2,44	1,04	2,47	1,08
trim-10	1,92	0,80	1,74	0,92
trim-20	2,01	0,75	1,89	0,85
Vektetmedian	2,23	0,77	2,23	0,73
KPI	2,05	1,06	1,77	1,35

Tabell 7. Korrelasjon. Indikatorer for underliggende vekst.

2002 - 2008, nedre triangel. 1993 - 2008 øvre triangel (fete tall).

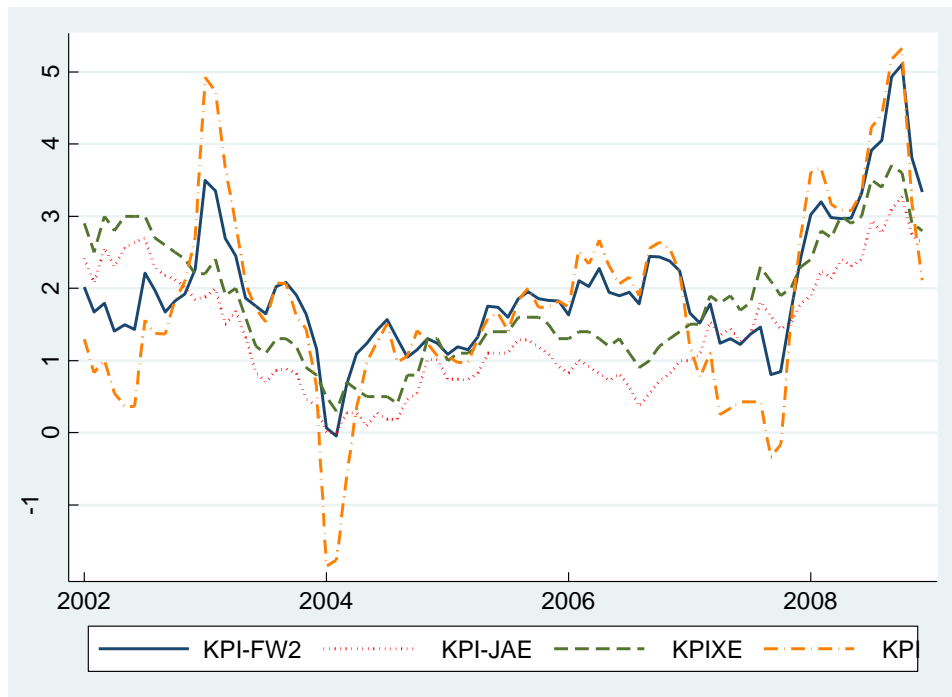
	<i>KPI-FW<sup>2</sup></i>	KPI-JAE	KPIXE	KPI-JAEI	Trim-10	Trim-20	Vektetmedian	KPI
<i>KPI-FW<sup>2</sup></i>	1,00	<b>0,71</b>	<b>0,68</b>	<b>0,62</b>	<b>0,86</b>	<b>0,85</b>	<b>0,62</b>	<b>0,89</b>
KPI-JAE	0,68	1,00	<b>0,99</b>	<b>0,82</b>	<b>0,82</b>	<b>0,84</b>	<b>0,61</b>	<b>0,57</b>
KPIXE	0,68	0,99	1,00	<b>0,93</b>	<b>0,84</b>	<b>0,88</b>	<b>0,67</b>	<b>0,49</b>
KPI-JAEI	0,56	0,92	0,93	1,00	<b>0,76</b>	<b>0,81</b>	<b>0,75</b>	<b>0,39</b>
trim-10	0,87	0,86	0,84	0,78	1,00	<b>0,99</b>	<b>0,75</b>	<b>0,82</b>
trim-20	0,85	0,89	0,88	0,85	0,99	1,00	<b>0,81</b>	<b>0,77</b>
Vektetmedian	0,62	0,67	0,67	0,78	0,77	0,82	1,00	<b>0,53</b>
KPI	0,93	0,50	0,49	0,37	0,80	0,74	0,55	1,00

For perioden 2002 – 2008 viser  $KPI-FW^2$  en gjennomsnittlig vekst på 2,0 prosent som vist i Tabell 6. Dette er noe over gjennomsnittet for KPI på 1,8 prosent. KPIXE, 10 og 20 prosents trimmet gjennomsnitt viser også en vekst nær opptil gjennomsnittet for KPI for samme periode, med en snittvekst på 1,8 prosent for KPIXE og 10 prosents trim og 1,9 prosent for 20 prosents trim. De resterende indikatorene viser alle et gjennomsnitt som avviker noe mer fra gjennomsnittet for KPI. KPI-JAEI og vektet median har en klart høyere vekst enn KPI gjennom perioden, med et gjennomsnitt på 2,5 prosent og 2,2 prosent. Gjennomsnittet for KPI-JAE, på 1,4 prosent, ligger en del under gjennomsnittet for KPI. Dersom jeg ser på hele perioden 1993 til 2008 gjør  $KPI-FW^2$  det bedre. Den gjennomsnittlige veksten for  $KPI-FW^2$  forblir uendret på 2 prosent, men KPI har nå en gjennomsnittlig vekst på 2,1 prosent. Vektet median gjør det også bedre over denne horisonten, mens de andre indikatorene viser omtrent samme gap til gjennomsnittlig vekst i KPI.

Alle indikatorene for underliggende prisvekst fluktuerer mindre enn KPI som har standardavvik på 1,4 for perioden 2002 til 2008. KPI-JAEI fluktuerer mest av indikatorene for underliggende inflasjon med standardavvik på 1,1.  $KPI-FW^2$  har samme standardavvik som KPIXE og 10 og 20 prosents trimmet gjennomsnitt, på 0,9. KPI-JAE og vektet median fluktuerer noe mindre med standardavvik på 0,8 og 0,7.

Ingen av de andre indikatorene for underliggende vekst korrelerer bedre med KPI enn  $KPI-FW^2$  som har en korrelasjon med KPI på 0,93 for perioden 2002 til 2008 (se tabell 7). De trimmede gjennomsnittene korrelerer også godt med KPI. Over perioden 2002 til 2008 har disse indikatorene en korrelasjon med KPI på 0,80 for 10 prosent trim og 0,73 for 20 prosent trim. Ingen av de andre indikatorene for underliggende vekst korrelerer sterkt med KPI. Indikatoren som viser vektet median, KPI-JAE og KPIXE viser alle kun en moderat korrelasjon med KPI, med korrelasjonskoeffisient fra 0,49 (KPIXE) til 0,55 (vektet median). Det er kun KPI-JAEI som korrelerer dårligere med KPI for denne perioden med en korrelasjonskoeffisient på 0,37.

Figur 6 viser en sammenligning av tolv månedersvekst i  $KPI-FW^2$ , to av de mest brukte indikatorene for underliggende KPI-vekst, KPI-JAE og KPIXE, og KPI. Figuren illustrerer godt styrkene og svakhetene ved  $KPI-FW^2$  som indikator på underliggende vekst i KPI.



Figur 6. Vekst i  $KPI-FW^2$ , KPI-JAE, KPIXE og KPI. Månedstall 2002 - 2008

$KPI-FW^2$  korrelerer bedre enn de to kjerneindikatorene, men fluktuerer også noe mer. Både KPI-JAE og KPIXE er justert for avgiftsendringer, men avgiftsjustering ser ikke ut til å ha hatt stor betydning denne perioden ut i fra det Figur A 5, i appendikset viser. Figur A 5 viser tolv månedersvekst i KPI og KPI-JA som er KPI justert for avgifter, og de to seriene ser ut til å bevege seg svært likt. Det kan heller se ut til at  $KPI-FW^2$  fluktuerer en del mer enn KPI-JAE og KPIXE fordi den tar inn over seg noe av svingningene i priser på energivarer. COICOP-gruppe 45, elektrisitet, fyringsoljer og annet bren-



sel, har  $W_i$ -vekten 5,1 og  $FW_i$ -vekten 1,9 (se Tabell A 1 i appendikset), mens energivarer tas helt ut av KPI-JAE og KPIXE.<sup>20</sup>

I 2008 viser KPI en inflasjonstopp på noe over 5 prosent. Denne inflasjonen slår nesten like sterkt ut i  $KPI-FW^2$ , men kommer i svært liten grad frem i noen av de andre kjerneindikatorene jeg har vurdert her, med unntak av KPI-JAEI (se Figur A 7 til Figur A 9 i appendikset).

I tillegg til forventningsretthet og standardavvik vurderer jeg to andre kriterier.

3. Indikatoren bør være i stand til å følge trendvekst i KPI.

4. Indikatoren bør kunne si noe om fremtidig utvikling i inflasjonsraten målt ved KPI .

For å vurdere kriterium 3 og 4 vil jeg gjennomføre to enkle tester. Jeg ser også på graden av korrelasjon mellom KPI og de ulike kjerneindikatorene.

### **Kjerneindikatorenes evne til å fange opp trendvekst i KPI**

Dersom inflasjonen i en kjerneindikator viser et annet gjennomsnitt enn KPI, men forskjellen er konstant over tid, kan indikatoren likevel gi riktig informasjon om KPI så lenge vi tar hensyn til den systematiske forskjellen. Det er derimot et problem dersom vridningseffekten varierer, slik tilfellet er for en del indikatorer for underliggende prisvekst (se Catte og Sløk, 2005). En slik vridningseffekt kan ikke nødvendigvis avsløres av å se på gjennomsnitt over en lengre periode. En test på hvor godt indikatoren følger et glattet gjennomsnitt av KPI vil derimot avsløre varierende avvik mellom vekstrater.

Jeg gjennomfører samme test som Wynne (2001) og Rich og Steindel (2007) og ser på det gjennomsnittlige avviket, målt ved  $RMSE$ ,<sup>21</sup> mellom vekst i kjerneindikatoren og et

<sup>20</sup> I KPIXE tas trendveksten i energivarer inn, men den påvirkes ikke av fluktasjoner i energipriser.

<sup>21</sup>  $RMSE$ (Roten av gjennomsnittlig kvadratavvik)

25 måneders sentrert glidende gjennomsnitt av vekst i KPI. Avviket mellom indikatorene vil avhenge både av indikatorens evne til å fange opp utviklingen i et glattet gjennomsnitt og av forskjellen i gjennomsnittlig vekstrater. For å kunne skille mellom disse to egenskapene har jeg også beregnet gjennomsnittlig avvik mellom KPI-vekst og kjerneiseriene, der disse er reberegnet slik at de får samme gjennomsnittlige vekst som KPI. Resultatene er vist i Tabell 8. Så lenge vi tillater indikatorene å ha et annet vekstgjennomsnitt enn KPI, kommer KPIXE best ut med ett gjennomsnittlig avvik på 0,48 prosent. KPIXE-vekst er kun beregnet for perioden etter 2002, og i denne perioden varierer inflasjonen målt ved KPI mer enn i perioden 1993 – 2001, noe som kan påvirke resultatet. 10 og 20 prosents trimmet gjennomsnitt følger også trenden i KPI-vekst godt med gjennomsnittlig avvik på 0,49 og 0,53 prosent inflasjon.  $KPI-FW^2$  kommer relativt dårlig ut med 0,66 prosent i avvik i gjennomsnitt. KPI-JAE gjør det knapt bedre med 0,56 prosents avvik, mens kun vektet median og KPI-JAEI gjør det dårligere enn

Tabell 8. Avvik mellom glidende gjennomsnitt av KPI og kjerneindikatorene.

1993 - 2008

Indikator	RMSE	RMSE, samme gjennomsnitt
$KPI-FW^2$	0,60	0,59
KPI-JAE	0,56	0,43
KPIXE	0,48	0,48
KPI-JAEI	0,87	0,77
trim-10	0,53	0,51
trim-20	0,49	0,49
v-median	0,66	0,63
KPI	0,89	0,89

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\pi_t^* - \pi_t^X)^2}{N}}$$

Der  $\pi_t^*$  viser veksten i den aktuelle indeksen,  $\pi_t^X$  trendvekst i hovedindeksen og  $N$  antall observasjoner.

$KPI-FW^2$  med avvik på 0,66 og 0,87 prosent vekst. Alle kjerneindikatorne avviker mindre fra et glattet gjennomsnitt av KPI enn KPI selv. Dette er enda klarer når vi ser bort fra systematiske inflasjonsforskjeller gjennom ulikt gjennomsnitt. Når jeg beregner gjennomsnittlige avvik på grunnlag av serier med samme gjennomsnittlig vekst for perioden, gjør som ventet de indikatorne som har gjennomsnitt som avviker mye fra KPI det bedre. KPI-JAE gjør det nå best med ett avvik på kun 0,43 i gjennomsnitt. De andre indikatorne beholder samme rangering seg i mellom. 10 og 20 prosents trim og KPIXE har gjennomsnittlige avvik på henholdsvis 0,48, 0,49 og 0,51.  $KPI-FW^2$  avviker nå i gjennomsnitt med 0,59 prosent, og vektet median og KPI-JAEI har nå gjennomsnittlige avvik på 0,63 og 0,77 prosent.

Evnen til å følge et glattet gjennomsnitt må sees i sammenheng med korrelasjonen, slik Figur A 9 og Figur A 10 i appendikset illustrerer. Figurene viser at  $KPI-FW^2$  og de to trimmede gjennomsnittene følger KPI bedre enn det glattede gjennomsnittet av KPI, mens KPI-JAE og KPIXE følger den glattede KPI serien best. Vektet median og KPI-JAEI følger ikke utviklingen til noen av de to kurvene godt.  $KPI-FW^2$  som korrelerer best med KPI, vil til dels gjøre det svakere i denne testen fordi det glidende gjennomsnittet glatter ut mer av variasjonen i KPI enn det  $KPI-FW^2$  gjør. Igjen blir det en avveining mellom en indikator som glatter mest eller korrelerer mest.

### Kjerneindikatornes evne til å forutsi fremtidig vekst i KPI

Indikatorens evne til å si noe om fremtidige endringer i KPI er en viktig egenskap fordi rentekanalene påvirker økonomien med et tidsetterslep (se Norges Bank, 2004, kap.7). Jeg følger Jonassen og Norbø (2006) og Catte og Sløk (2005) og tester om differansen mellom vekst i KPI og i indikatoren for underliggende prisvekst kan være en forklaringsvariabel for endringer i vekstraten i KPI. Jeg benytter likningen:

$$\pi_{(t+k)} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi_t^x) + \varepsilon_{(t+k)} \quad (10)$$

der  $\pi$  er tolv månedersvekst i KPI,  $\pi^x$  er tolv månedersvekst i den aktuelle indikatoren for underliggende prisvekst og  $\pi_{(t+k)}$  er tolv månedersvekst i KPI,  $k$  måneder frem i tid.  $\alpha$  og  $\beta$  er beregnet ved OLS-estimering. Testen viser om veksten i KPI konvergerer mot kjerneindikatoren over tid, slik jeg vil forvente at den gjør dersom kjerneindikatoren er i stand til å måle den underliggende veksten i KPI. Dersom  $\beta$  er mindre enn null vil en høyere prisvekst målt ved kjerneindikatoren enn ved KPI, bety at KPI-veksten forventes å falle over tid. Jeg ønsker i denne testen kun å se på indikatorens evne til å forutsi fremtidige endringer i inflasjonsraten, uavhengig av om det finnes en systematisk vekst i inflasjonsraten. Jeg har derfor, i likhet med Jonassen og Norbø (2006), lagt til et konstantledd.

Under normale forhold er det ventet at effekten av en renteendring fra Norges Bank skal komme med omtrent ett til tre års etterslep (se Norges Bank, 2004, kap.7). Jeg har derfor valgt å teste for henholdsvis 12, 18 og 24 måneder frem i tid. Dette er samme tidshorisonter som Catte og Sløk (2005). Jeg benytter hele tidsperioden 1993 – 2008, men tar ikke med KPIXE siden denne ikke dekker hele perioden.

Tabell 9 viser resultatene av testen.  $\beta$  er som ventet negativ for alle indikatorer og for alle tidsperspektiver jeg har testet. Dersom  $\beta = -1$  ville et avvik mellom inflasjon i KPI og kjerneindikatoren forsvinne i løpet av den perioden jeg måler for. En  $\beta$  nær  $-1$ , med lavt tilhørende standardavvik, vil indikere at kjerneindikatoren effektivt renser ut alle midlertidige sjokk til KPI. Dette indikerer at vi kan lese den underliggende veksten i KPI ut fra veksten i kjerneindikatoren. Dersom  $\beta$  er mellom  $-1$  og  $0$  vil bety at bare deler av sjokket vil ha forsvunnet i løpet av perioden. Dette kan bety at sjokket går over lengre periode enn den horisonten vi tester for.  $\beta$ -verdiene jeg finner er ved flere tilfeller mindre enn  $-1$ . Dette betyr at dersom det er et positivt gap mellom vekst i KPI og kjerneindikatoren, ventes det at KPI-veksten vil falle med mer enn størrelsen på gapet. Dette kan forklares ved at deler av sjokket i KPI også slår ut i kjerneindikatorerne. Dette gjelder spesielt for  $KPI-FW^2$  slik som Figur 2, side 12, også signaliserer.  $R^2$ , forklaringskoeffisienten, viser hvor stor andel av endringen i inflasjon som kunne for-

klares av gapet mellom  $\pi$  og  $\pi^x$ ,  $k$  måneder før. Denne sammenhenger er sterkere jo nærrere  $R^2$ -verdien er 1.

Over en horisont på 12 mnd er alle  $\beta$ -koeffisientene signifikante, til 5 prosents signifikansnivå, slik Tabell 9 viser. KPI-JAE, 10 og 20 prosents trimmede gjennomsnitt har størst forklaringskraft, med  $R^2$  mellom 0,57 og 0,62. Gapet til  $KPI-FW^2$  kan forklare noe mindre av endringene i KPI-inflasjonen, med  $R^2$  på 0,46. KPI-JAEI og vektet median har enda lavere forklaringskraft med  $R^2$  på 0,44 og 0,37. Med unntak av de to indikatorene med lavest forklaringssevne, har alle  $\beta$ -verdi godt under -1. Dette stemmer overens med det Figur A 7 og Figur A 9 i appendikset viser, der det kommer frem at disse fire indikatorene, KPI-JAE, de to trimmede gjennomsnittene og  $KPI-FW^2$ , påvirkes av de samme sjokkene som KPI. Alle indikatorene har fortsatt signifikant forklaringssevne over en tidshorisont på 18 måneder frem i tid, men rangeringen dem imellom er endret.  $KPI-FW^2$  har nå størst forklaringskraft på 28 prosent. KPI-JAE følger etter med  $R^2$  på 0,23, mens alle de andre forklarer under 20 prosent av endringene i inflasjonen 18 måneder frem i tid. Over en horisont på 24 måneder frem i tid er det kun  $KPI-FW^2$  som har signifikant forklaringskraft. Avviket mellom vekst i  $KPI-FW^2$  og KPI forklarer fortsatt 19 prosent av endringen i inflasjonsrate over denne horisonten. Ingen av de andre indikatorene er signifikante over denne tidshorisonten, selv om vi godtar 10% signifikansnivå.

$KPI-FW^2$  ser ut til å ha bedre evne til å beskrive den underliggende veksten i KPI, enn KPI-JAEI og vektet median, målt ved alle de fire kriteriene.  $KPI-FW^2$  viser omtrentlig samme vekst som KPI målt over perioden 1993 til 2008. Dette er også tilfelle for de trimmede gjennomsnittene, men ikke for KPI-JAE.  $KPI-FW^2$  korrelerer sterkt med KPI og tar innover seg mye av fluktuationene i denne, men avviker derfor en del i forholdt til et glidende gjennomsnitt av KPI. Dette er også tilfelle for de to trimmede gjennomsnittene.

Tabell 9. Kjerneindikatorernes evne til å predikere endring i inflasjonsrate.

Månedlige observasjoner. 1993 - 2008

	12mnd			18mnd			24mnd		
	$R^2$	$\beta$	(st.avvik)	$R^2$	$\beta$	(st.avvik)	$R^2$	$\beta$	(st.avvik)
KPI-JAE	0,62	-1,57*	(0,09)	0,23	-0,85*	(0,12)	0,07	-0,41	(0,12)
KPI-JAEI	0,44	-0,98*	(0,16)	0,10	-0,42*	(0,19)	0,01	-0,09	(0,20)
trim-10	0,59	-2,16*	(0,14)	0,16	-1,01*	(0,18)	0,03	-0,37	(0,17)
trim-20	0,57	-1,92*	(0,13)	0,19	-0,99*	(0,15)	0,04	-0,40	(0,15)
Vektet- median	0,37	-1,17*	(0,12)	0,16	-0,67*	(0,12)	0,03	-0,25	(0,11)
$KPI-FW^2$	0,46	-2,28*	(0,18)	0,28	-1,58*	(0,19)	0,19	-1,18*	(0,19)

\* signifikant ulik 0 til 5 prosents signifikansnivå

Generelt kan det se ut til at  $KPI-FW^2$  inneholder mye av den samme informasjonen om KPI som det de trimmede gjennomsnittene gjør.  $KPI-FW^2$  har lavere forklaringskraft enn disse på fremtidige endringer i inflasjonsraten over en 12 måneders horisont, men større forklaringskraft over en horisont på 18 til 24 måneder. Sammenligning med KPIXE begrenses noe av at denne ikke er beregnet for perioden 1993 til 2001.

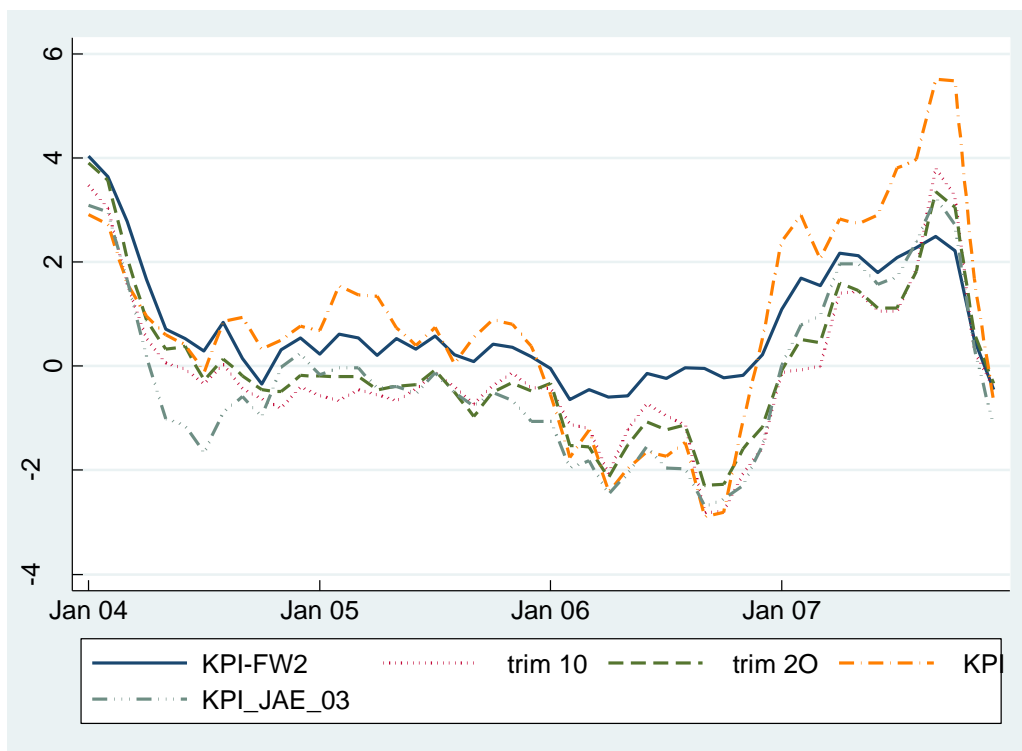
Selv om  $KPI-FW^2$  ser ut til å gi mye av den samme informasjonen som de trimmede gjennomsnittene for hele perioden sett over ett, vil det variere noe hvem som til enhver tid predikerer best fremtidig vekst i KPI. Tabell 10 og Figur 7 viser resultatene av estimert endring i inflasjonsrate basert på informasjon fra ligning (10) estimert for perioden 1993 – 2003.  $\pi_{(t+k)} - \pi_t$  er her hva vi skulle vente av endringer i inflasjonsraten 12 måneder frem i tid, på grunnlag av den informasjonen som var tilgjengelig i 2004. Tabell 10 viser at  $KPI-FW^2$ , 10 prosents trimmet gjennomsnitt, KPI-JAE og 20 prosents trimmet snitt var best egnet til å forutsi fremtidige endringer i inflasjon for perioden 2004 - 2008, målt i gjennomsnittlige avvik mellom endring i faktisk inflasjonsrate ett år frem og estimert forventet endring i inflasjonsrate.  $KPI-FW^2$  kommer best ut

av disse med et gjennomsnittlig avvik på 0,96, men de andre tre ligger veldig nært, med avvik fra 1,03 til 1,10. Figur 7 viser tolv månedersvekt i  $KPI-FW^2$ , 10 prosents trimmet gjennomsnitt, KPI-JAE og 20 prosents trimmet snitt for perioden 2004-2008.

Figur 7 indikerer at hvilken indikator som faktisk har predikert best varierer gjennom perioden.  $KPI-FW^2$  ser ut til å ha vært den beste indikatoren på fremtidige vekstendringer i KPI over perioden sent 2004 til ut 2005, mens den gjør det klart svakere enn de tre andre indikatorene gjennom store deler av 2006.

Tabell 10. Avvik mellom estimert endring i prisvekst på bakgrunn av likning (10), basert på informasjon tilgjengelig ved inngangen av 2004, og reell vekst. Månedlige observasjoner. 2004 - 2008

Indikator	RMSE
KPI-JAE	1,07
KPI-JAEI	1,65
trim-10	1,10
trim-20	1,03
Vektet median	1,23
$KPI-FW^2$	0,94



Figur 7. Reell endring i vekst og estimert endring i vekst basert på tilgjengelig informasjon ved inngangen av 2004.



## 5. Sammenligning med utenlandske resultater

Wynne (2008) publiserer vekter tilsvarende  $F_i$  for 12 COICOP-divisjoner for Euroområdet og 8 ELI<sup>22</sup> grupper for USA, og sammenligner disse HICP<sup>23</sup>-vektene fra Euroområdet og CPI-U<sup>24</sup>-vektene for USA, (se tabell A 9 og A 10 i appendikset). HICP- og CPI-U-vektene er basert på konsumandeler slik som KPI-vektene i Norge, og er derfor sammenlignbare med  $W_i$ .

Wynne (2008) finner i stor grad at forskjellen mellom  $F_i^{Euro}$  og i HICP-vektene går i samme retning som det jeg finner mellom  $W_i$  og  $F_i$  for Norge.<sup>25</sup> Unntakene er COICOP-divisjon 3, 5, 9 og 12. Wynne finner at alle disse fire divisjonene vektet opp, mens jeg finner at divisjon 3, 5 og 12 får tilnærmet lik vekt i  $F_i$  og  $W_i$ , og at divisjon 9 vektet lavere i  $F_i$  enn i  $W_i$ . De amerikanske ELI-gruppene gir en litt annen inndeling av varene enn det COICOP-systemet gjør.  $F_i^{USA}$  vektet ned ELI gruppe 1 (mat og drikke) og gruppe 2 (bolig) og gruppe 4 (transport) relativt til CPI-U-vektene. Tilsvarende varedivisjoner vektet også lavere med  $F_i$  enn  $W_i$  i norske data. Alle andre ELI grupper vektet høyere i  $KPI-F^{USA}$  enn i CPI-U. For gruppe 3 (bekledning) er endringen relativt moderat slik som den er for divisjon 2 (klær og sko) i norske data. Resten av ELI-gruppene slår sammen grupper fra COICOP-systemet, og de er derfor vanskelig å sammenligne.

Wynne (2008) beregner indikatorer tilsvarende  $KPI-F$  og  $KPI-FW$ <sup>26</sup> for euroområdet og USA og sammenligner disse indikatorene med HICP og CPI-U for perioden 1995 til 2008 for Euroområdet og perioden 1990 til 2007 for USA. Wynne (2008) finner ikke at veksten i  $KPI-F^{USA}$  eller  $KPI-F^{Euro}$  har vært høyere enn veksten i KPI, slik jeg gjør. HICP viser en gjennomsnittlig inflasjon på 1,9 prosent, mens  $KPI-F^{Euro}$  viser et gjennomsnitt på 1,5. For  $KPI-F^{USA}$  og CPI-U er gjennomsnittet det samme på 2,6 prosent.

<sup>22</sup> Entry Level Items (Wynne, 2008)

<sup>23</sup> Harmonised Indices of Consumer Prices (EU-kommisjonen, 2009)

<sup>24</sup> CPI-U er konsumpriser for urbane husholdninger i USA (se Bureau of Labor Statistics, 2008, for nærmere beskrivelse)

<sup>25</sup> Datasettet Wynne har brukt for euroområdet dekker ikke gruppe 6, helsepleie, og 10, utdanning, det er derfor vanskelig å sammenligne tallene direkte

<sup>26</sup> Wynne dokumenter ikke hvordan han beregner sin versjon av KPI-FW.

Wynne (2008) finner en høyere korrelasjon mellom både CPI-U og  $KPI-F^{USA}$ , på 0,84, og mellom HICP og  $KPI-F^{Euro}$ , på 0,59, enn det jeg finner for KPI og  $KPI-F$  som har en korrelasjonskoeffisient på 0,43. Perioden Wynne tester for i Euroområdet er riktignok kortere enn den jeg benytter.

I likhet med meg finner Wynne (2008) at  $KPI-F^{USA}$  fluktuerer adskillig mindre enn hovedindeksen, med standardavvik på 0,37. Til sammenligning har CPI-U standardavvik på 0,84.  $KPI-FW^{USA}$  fluktuerer også noe mer enn  $KPI-F^{USA}$ , i likhet med de norske observasjonene.  $KPI-FW^{USA}$  har standardavvik på 0,57. For Euroområdet finner Wynne derimot at indikatorene han sammenligner fluktuerer omtrent like mye, med standardavvik på mellom 0,44 og 0,49.

## 6. Avslutning

I denne oppgaven har jeg beregnet tre stivhetsvektede indikatorer for prisnivået i Norge for perioden 1992 - 2008. Jeg har tatt utgangspunkt i SSBs del-prisindekser for varegruppene i COICOP-systemet og vekter disse for prisstivhet. Vektene har jeg beregnet på grunnlag av prisendringer, der varer som endrer pris ofte får lav vekt og varer som endrer pris sjelden får høy vekt. I den første indikatoren,  $KPI-F$ , vektes hver varegruppe kun for prisstivhet, mens i de to andre indikatorene,  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$ , vektes hver varegruppe for både prisstivhet og konsumbetydning.  $KPI-FW^2$  er beregnet på grunnlag av et mer disaggregert COICOP-nivå enn  $KPI-FW^1$ .

Det er en viss usikkerhet knyttet til valget av metode for å vekte for prisstivhet, og priser som utsettes for få prissjokk kan fremstå som stivere enn de egentlig er. Selv om rangeringen av varegruppen blir riktig er det ikke opplagt at hver varegruppe skal gis nøyaktig den vekten jeg tillegger dem.

Ujevn og høy vekst i stive priser kan forårsake velferdstap gjennom underbruk og ikke-optimal allokering av ressurser. Ved å stabilisere veksten i en stivhetsvektet indikator kan pengepolitikken minimere disse tapene. Jeg illustrerer betydningen av å basere pengepolitikken på stivhetsvektet indikatorer, ved å beregne rentebaner på grunnlag av Taylor-regler. Jeg beregner ett sett Taylor-renter på grunnlag av enkle grunnleggende Taylor-regel og ett sett renter på grunnlag av en Taylor-regel som tidligere er estimert for rentesetting i Norge. Jeg finner her at styringsrenten i Norge i mange tilfeller er satt lavere enn det en Taylor-rente, basert på de stivhetsvektede målene, skulle tilsa. Dette gjelder spesielt i perioden 2003 til 2007.

Norges Bank baserer sin rentesetting på mer informasjon enn det som tas med i en Taylor-regel. Jeg tester for om inflasjon i stive priser kan ha hatt betydning for rentesetting i Norge, men jeg finner ikke støtte for at dette. Jeg har testet om inflasjon i stive priser har påvirket renteavgjørelser, ved å se på om de stivhetsvektede indikatorene inngår som signifikante forklaringsvariabler for foliorenten i en OLS regresjon. Resultatet jeg kommer frem til er i stor grad avhengig av metoden jeg har benyttet for å beregne indikatorene og hvordan jeg har definert prisstivhet. Testresultatet kan også være avhengig av hvilke andre variabler som er tatt med i regresjonen, da variablene til en viss grad korrelerer med hverandre.

Et stivhetsvektet prisnivåmål kan inneholde informasjon om markedets forventninger til fremtidig inflasjon fordi prissetterne i rigide markeder vil basere sine handlinger på antakelser om fremtidig inflasjon. Et stivhetsvektet mål på prisvekst kan derfor ventes å kunne gi informasjon om veksten i KPI noe frem i tid. Jeg finner at et mål på inflasjon som kun vektet for prisstivhet er lite egnet til å gi informasjon om underliggende vekst i KPI, mens et prismål som vektet for både konsumandeler og prisstivhet kan inneholde informasjon om KPI som ikke kommer frem i de andre indikatorene for kjerneinflasjon som jeg har vurdert.  $KPI-FW^1$  og  $KPI-FW^2$  korrelerer sterkt med KPI, er forventningsrette for og fluktuerer mindre enn KPI.  $KPI-FW^1$  korrelerer bedre med KPI enn  $KPI-FW^2$  som er basert på et mer dissaggregerte COICOP-nivå, men fluktuerer også mer.

Samlet sett finner jeg at  $KPI-FW^2$  er den beste indikatoren for underliggende vekst i KPI, av de indikatorene jeg beregner. Denne indikatoren ser ut til å være forventingsrett for KPI, korrelerer godt med KPI og fluktuerer mindre enn de andre indikatorene jeg beregner. Denne indikatoren har dessuten en viss evne til å forutsi endringer i veksten i KPI, og er bedre til å forutsi endringer i KPI-vekst enn de andre indikatorene for kjerneinflasjon, over en horisont på 18 og 24 måneder frem i tid.  $KPI-FW^2$  gir, generelt over perioden 1993 til 2008, noe av den samme informasjonen som 10 og 20 prosents trimmede gjennomsnitt av KPI, men vil i perioder og over lengre tidshorisonter predikere fremtidige endringer i KPI bedre.  $KPI-FW^2$  er dessuten beregnet på et helt annet grunnlag enn de etablerte kjerneindikatorene. Om utviklingen i denne indikatoren avviker fra de andre kjerneindikatorene gir dette informasjon om prisvekst i rigide markeder.  $KPI-FW^2$  kan derfor i perioder gi informasjon som er av stor betydning for å kunne anslå underliggende vekst i KPI.

## Figurer og tabeller.

FIGUR 1. VEKTER I PROSENT FOR 12 COICOP-DIVISJONER .....	8
FIGUR 2. ÅRSVEKST BASERT PÅ MÅNEDLIGE OBSERVASJONER FOR KPI, KPI-F, KPI-FW <sup>1</sup> OG KPI-FW <sup>2</sup> . .....	12
FIGUR 3. ÅRLIG VEKST I KPI, KPI-FW <sup>2</sup> OG EN PERSISTENSVEKTET INDIKATOR.....	15
FIGUR 4. TAYLOR-RENTER BEREGNET PÅ GRUNNLAG AV ENKEL TAYLOR FORMEL MED GRUNNLAG I KPI-F, KPI-FW <sup>2</sup> OG KPI-JAE.....	17
FIGUR 5. TAYLOR-REGLER BASERT PÅ ESTIMATER FRA BERNHARSDSEN (2008), BEREGNET PÅ GRUNNLAG AV <i>KPI-FW2</i> , <i>KPI-</i> OG <i>KPI-JAE</i> OG FAKTISK FOLIORENTE.....	19
FIGUR 6. VEKST I <i>KPI-FW<sup>2</sup></i> , <i>KPI-JAE</i> , <i>KPIXE</i> OG <i>KPI</i> . MÅNEDSTALL 2002 - 2008.....	27
FIGUR 7. REELL ENDRING I VEKST OG ESTIMERT ENDRING I VEKST BASERT PÅ TILGJENGELIG INFORMASJON VED INNGANGEN AV 2004.....	35
FIGUR A 1. Y/Y -PRISVEKST FOR UTDANNING RELATIVT TIL KPI. 1993 - 2008. MÅNEDLIGE OBSERVASJONER.....	46
FIGUR A 2. Y/Y-VEKST I <i>KPI-FW</i> , <i>KPI-F</i> OG <i>KPI</i> . BASERT PÅ ÅRLIGE OBSERVASJONER .....	47
FIGUR A 3. Y/Y-VEKST I DE ULIKE INDIKATORENE BASERT PÅ KVARTALSVISE OBSERVASJONER. ....	48
FIGUR A 4. VEKST I <i>KPI</i> OG <i>KPI-JA</i> . 2002 - 2008. MÅNEDSTALL. ....	50
FIGUR A 5. Y/Y-VEKST I <i>KPI-FW</i> , 10 OG 20 PROSENTS TRIMMEDE GJENNOMSNIITT. MÅNEDSTALL. 1993 – 2008.....	51
FIGUR A 6. Y/YVEKST I <i>KPI-FW</i> , <i>KPIXE</i> OG VEKTET MEDIAN. MÅNEDSTALL. 1993 – 2008.....	51
FIGUR A 7. Y/Y-VEKST I <i>KPI-FW</i> , <i>KPI-JAE</i> OG <i>KPI-JAEI</i> . MÅNEDSTALL. 1993 – 2008.....	52
FIGUR A 8. SAMMENLIGNING MELLOM <i>KPI</i> , GLATTET GJENNOMSNIITT AV <i>KPI</i> OG DE ULIKE KJERNEINDIKATORENE. 1993 - 2008. MÅNEDSTALL .....	53
FIGUR A 10. RESIDUALER, $E_1$ , FRA REGRESJON $\Pi_{12} - \Pi_1 = A_1 + B(\Pi^{KPI_1} - \Pi^X_1) + E_1$ .....	54
TABELL 1. FREKVENNS AV PRISENDRINGER I PROSENT AV ANTALL PRISOBSERVASJONER FOR 12 COICOP-DIVISJONER. ....	5
TABELL 2. VEKTER I PROSENT FOR 12 COICOP-DIVISJONER.....	8
TABELL 3. BESKRIVENDE STATISTIKK. <i>KPI</i> , <i>KPI-F</i> , <i>KPI-FW1</i> OG <i>KPI-FW2</i> . MÅNEDSTALL. 1993 - 2008 .....	12
TABELL 4. KORRELASJON. <i>KPI-FW2</i> , <i>KPI-FW1</i> , <i>KPI-F</i> OG <i>KPI</i> . MÅNEDSTALL. 1993 – 2008.....	12
TABELL 5. REGRESJONSTABELLER FRA TAYLOR-RENTE ESTIMERING. ....	21
TABELL 6. BESKRIVENDE STATISTIKK. INDIKATORER FOR UNDERLIGGENDE VEKST. MÅNEDSTALL.....	25
TABELL 7. KORRELASJON. INDIKATORER FOR UNDERLIGGENDE VEKST. ....	25
TABELL 8, AVVIK MELLOM GLIDENDE GJENNOMSNIITT AV <i>KPI</i> OG KJERNEINDIKATORENE. 1993 - 2008 .....	29
TABELL 9. KJERNEINDIKATORENES EVNE TIL Å PREDIKERE ENDRING I INFLASJONSRATE .....	33

TABELL 10. AVVIK MELLOM ESTIMERT ENDRING I PRISVEKST PÅ BAKGRUNN AV LIKNING (10), BASERT PÅ INFORMASJON TILGJENGELIG VED INNGANGEN AV 2004, OG REELL VEKST. 2004 - 2008.....	35
TABELL A 1. FREKVENSER OG VEKTER FOR 38 COICOP-GRUPPER .....	44
TABELL A 2. BESKRIVENDE STATISTIKK KPI, KPI-F OG KPI-FW. ÅRSTALL .1993 - 2008 .....	47
TABELL A 3. KORRELASJON. ÅRLIGE OBSERVASJONER. COICOP DIVISJONER. 1992 - 2008.....	47
TABELL A 4. SAMMENLIGNING KPI, KPI-JAE, STIVHETSVEKTET OG DOBBELTVEKTET INDIKATOR. KVARTALSTALL. ....	48
TABELL A 5. KORRELASJON. KVARTALSVISE OBSERVASJONER. COICOP-DIVISJONER .....	48
TABELL A 6 BESKRIVENDE STATISTIKK. KPI, $KPI - F$ , $KPI - FW1$ , $KPI - FW2$ OG EN PERSISTENSVEKTET INDIKATOR (BEREGNET AV JONASSEN OG NORBØE, 2006). MÅNEDSTALL. 2001 - 2005 .....	49
TABELL A 7. KORRELASJON, $KPI - FW2$ , $KPI - FW1$ , $KPI - F$ , KPI OG PERSISTENSVEKTET PRISINDIKATOR. MÅNEDSTALL. 2001 – 2005.....	49
TABELL A 8. OLS-REGRESJON MED $KPI - FW2$ , DER RENTEGAPET HOS HANDELSPARTNERE ER TATT UT. ....	49
TABELL A 9. VEKTER BASERT PÅ EUROPEISKE DATA. WYNNE 2008 .....	55
TABELL A 10. VEKTER BASERT PÅ AMERIKANSKE DATA WYNNE, 2008.....	55

## Bibliografi

- Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of Monetary Economics* 48 .
- Benigno, P. (2004). Optimal Monetary Policy in a Currency Area. *Centre for Economic Policy Research, International Macroeconomics. Discussion Paper No. 2755*
- Bernhardsen, T. (2008). The relationship between the key policy rate and macroeconomic variables: A simple cross-check for Norway. *Staff MEMO. Norges Bank* .
- Bernhardsen, T., og Bårdsen, G. (2004). Sammenhengen mellom styringsrenten og makroøkonomiske variable: Noen enkle ligninger for Norge. *Staff MEMO 2/2004* .
- Bernhardsen, T., og Gerdrup, K. (2006). Den nøytrale renten. *Penger og Kreditt* 4/06 .
- Bilke, L., og Stracca, L. (2007). A persistence-weighted measure of core inflation in the Euro area. *Economic Modeling* 24 .

- Brubak, L., og Sveen, T. (2008). NEMO – en ny makromodell for prognoser og pengepolitisk analyse. *Penger og Kreditt 1/08* .
- Bryan, M., og Cecchetti, S. (1994). Measuring Core Inflation. *NBER working Paper nr. 4303* .
- Bureau of Labor Statistics. (2008, Desember 31). BLS Handbook of Methods.
- Catte, P., og Sløk, T. (2005). Assessing the value of indicators of underlying inflation for monetary policy. *OECD Economics Department, Working Papers No. 461* .
- Cutler, J. (2001). Core Inflation in the UK. *External MPC Unit Discussion Paper No. 3* .
- EU-kommisjonen. (2009). *Eurostat*. Retrieved mars 23, 2009, from Eurostat home page > HICP:  
[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?\\_pageid=2714,1,2714\\_61582043og\\_dad=portalog\\_schema=PORTAL](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=2714,1,2714_61582043og_dad=portalog_schema=PORTAL)
- Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle. An introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press.
- Goodfriend, M., og King, R. (1997). The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *Richmond Fed Working Paper Series* .
- Jonassen, M., og Norbø, E. (2006). Indikatorer for underliggende inflasjon i Norge. *Penger og Kreditt 3/2006* .
- Lønning, I., og Olsen, K. (2000). Pengepolitiske regler. *Penger og Kreditt 2/00* .
- Mai, B. (2004). *A Review of the Consumers Price Index Classification System*. Statistics New Zealand.
- Norbø, E. (2008). KPIXE, en ny indikator for underliggende inflasjon. *Aktuell kommentar 3/8* .
- Norges Bank. (2004). *Norges Banks skriftserie nr. 34*. Oslo: Norges Bank.

Norges Bank. (2006). *Pengepolitisk rapport 02/06*. Norges Bank.

Norges Bank. (2008). *Pengepolitisk rapport*. Norges Bank Pengepolitikk.

*norges-bank.no*. (2008, april 11). Retrieved mars 23, 2009, from *norges-bank*, prisstabilitet: [http://www.norges-bank.no/templates/article\\_\\_\\_\\_69443.aspx](http://www.norges-bank.no/templates/article____69443.aspx)

Rich, R., og Steindel, C. (2007). A Comparison of Measures of Core inflation. *FRBNY Economic Policy Review*. Vol.13, no.3 .

Statistisk sentralbyrå. (n.d.). *www.SSB.no*. Retrieved april 16, 2009, from Konsumprisindeksen - om statestikken: <http://www.ssb.no/kpi/om.html>

Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy nr. 39* (pp. 192 - 214). Elsevier Science Publishers.

United Nations, Department of economic and social affairs, Statistical division. (2002). Statistical Papers Series no.84; Classification of expenditure according to purpose. New York.

Woodford, Michael, 2003. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton: Princeton University Press.

Wulfsberg, F. (2009). Price Adjustments and Inflation - Evidence from Consumer Price Data in Norway 1975 - 2004. *Mimeo. Norges Bank* .

Wynne, M. (2008). How Should Central Banks Define Price Stability? *Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute, Working Paper no. 8* .



## A. Appendix

### A.1 Vekter og prisfrekvenser for 38 COICOP-grupper

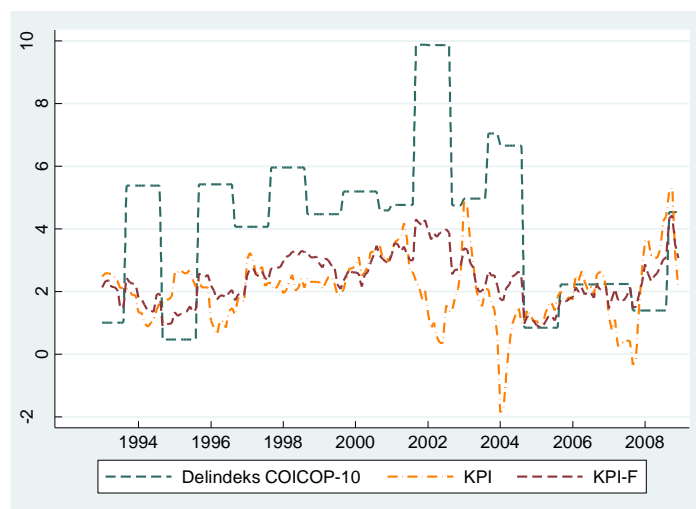
Tabell A 1. Frekvenser og vekter for 38 COICOP-grupper

COICOP-gruppe	Vekter			Frekvenser	
	$W_n$	$F_n$	$FW_n$	$fW_n$	$f_n$
11 Matvarer	13,3	0,2	7,7	23,53	7,36
12 Alkoholfrie drikkevarer	1,5	0,5	1,4	13,98	2,27
21 Alkoholholdige drikkevarer	1,8	0,9	1,8	13,59	1,33
22 Tobakk	1,4	0,1	1,5	13,13	13,49
31 Klær	5,9	0,4	5,9	13,73	3,30
32 Skotøy	1,0	0,3	1,4	9,32	3,82
41 Betalt husleie	4,7	53,4	8,7	7,43	0,02
43 Vedlikehold og reparasjon av bolig og fritidsbolig	5,1	0,7	3,4	20,37	1,57
45 Elektrisitet, fyringsoljer og annet brensel	5,1	0,1	1,9	35,78	9,96
51 Møbler, tepper og reparasjoner	2,8	0,6	2,8	13,71	1,79
52 Boligtekstiler	0,7	0,3	0,8	11,56	3,45
53 Komfyrer, kjøleskap, vaskemaskiner, andre husholdningsapparater, inkl, reparasjoner	1,5	0,2	1,1	18,51	4,69
54 Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv,	0,6	0,2	1,0	9,02	5,67
55 Verktøy og utstyr for hus og hage	0,8	0,5	1,2	9,10	2,24
56 Varer og tjenester for rengjøring og ettersyn i bolig	1,2	0,2	2,3	7,30	6,29
61 Legemidler, helseartikler, briller mv,	1,2	0,1	1,4	12,15	9,52
62 Helsetjenester utenom institusjon	1,7	3,3	2,5	9,13	0,35
71 Kjøp av egne transportmidler	9,0	1,6	6,7	18,3	0,73
72 Drift og vedlikehold av transportmidler	7,5	0,4	1,9	54,62	3,06
73 Transporttjenester	3,5	0,3	3,5	13,56	3,90
81 Posttjenester	2,2	0,3	4,5	6,62	3,99
82 Teleutstyr	0,1	0,1	0,1	28,48	8,27
83 Teletjenester	0,1	1,3	0,1	14,78	0,90
91 Audiovisuelt utstyr	2,7	0,4	1,7	21,37	3,05
92 Andre varige konsumgoder knyttet til fritid og kultur	0,9	0,6	1,2	10,82	1,84
93 Annet utstyr, fritid og hage	2,3	0,4	2,6	11,72	3,18
94 Tjenester knyttet til fritid og kultur	3,3	0,8	4,4	10,24	1,43
95 Aviser, bøker og skrivemateriell	2,4	0,7	1,6	19,71	1,63
96 Feriereiser, pakketurer	2,2	13,5	2,1	14,29	0,09
101 Førskole og grunnskole	0,7	1,2	1,9	5,19	0,97

102 Videregående skole	0,7	1,1	2,2	4,48	1,08
104 Høyere utdanning	0,7	1,4	2,3	4,36	0,82
111 Restauranttjenester	3,7	1,2	7,5	6,79	0,95
112 Hotelltjenester	0,5	0,7	0,5	11,63	1,72
121 Personlig pleie	2,4	0,2	3,1	10,44	4,77
123 Andre personlige varer	0,6	0,3	1,2	6,83	3,42
124 Sosiale omsorgstjenester	1,5	0,2	2,0	10,44	4,77
125 Forsikring	2,3	10,9	1,9	16,67	0,11
126 Finansielle tjenester utenom forsikring	0,2	0,2	0,5	4,84	4,84

## A.2 Utdanningsdivisjonens effekt på KPI-F

I to perioder avviker KPI-F kraftig fra KPI, rundt 2002 og i 2004. I begge disse periodene er inflasjonen målt ved KPI svært lav, mens veksten i priser på utdanning er veldig høy. Utdanning har en svært høy vekt i KPI-F og nesten ingen vekt i KPI.



Figur A 1.  $Y/Y$ -prisvekst for utdanning relativt til KPI. 1993 - 2008. Månedlige observasjoner

### A.3 Stivhetsvektet inflasjonsmål, årlige og kvartalsvise observasjoner

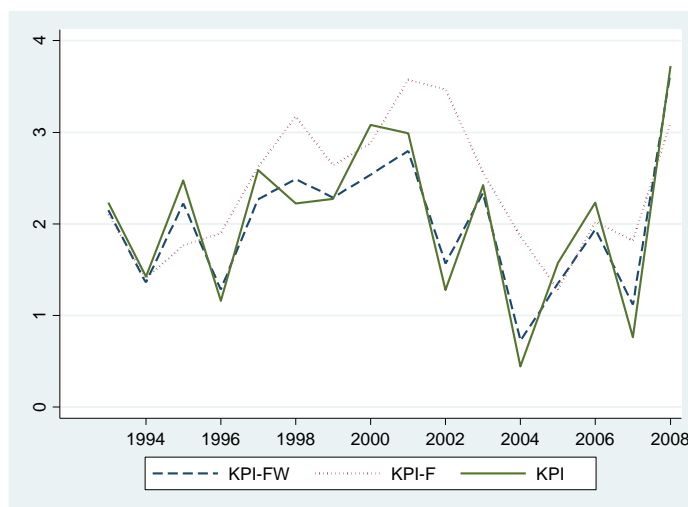
#### Årlige observasjoner, stivhetsvektede inflasjonsmål basert på 12 COICOP-grupper

Tabell A 2. Beskrivende statistikk KPI, KPI-F og KPI-FW1. Årstall .1993 - 2008

	Gjennomsnitt	St.avvik
KPI-F	2,39	0,72
KPI-FW <sup>1</sup>	2,00	0,74
KPI	2,06	0,88

Tabell A 3. Korrelasjon. Årlige observasjoner. COICOP divisjoner. 1992 - 2008

	KPI-F	KPI-FW <sup>1</sup>	KPI
KPI-F	1		
KPI-FW <sup>1</sup>	0,6562	1	
KPI	0,5398	0,966	1



Figur A 2. Y/Y-vekst i KPI-FW, KPI-F og KPI. Basert på årlige observasjoner

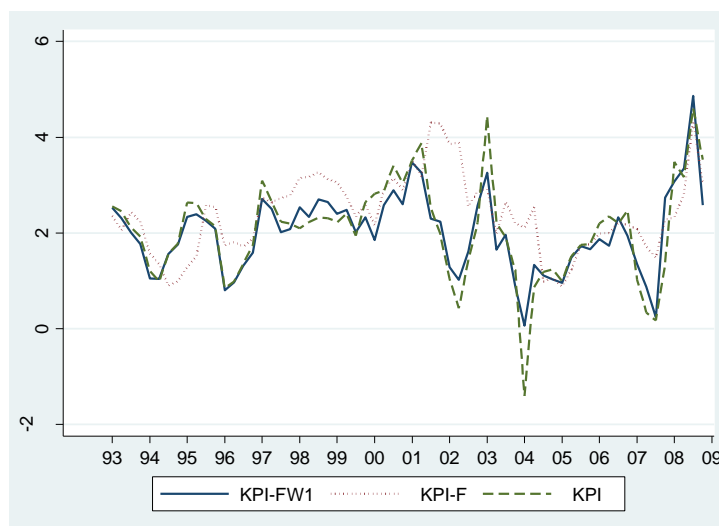
## Kvartalsvise observasjoner, stivhetsvektede inflasjonsmål basert på 12 COICOP-grupper

Tabell A 4. Sammenligning KPI, KPI-JAE, KPI-F og KPI-FW1 .  
Kvartalstall.

Indikator	Gjennomsnitt	Stand,avvik
KPI-F	2,40	0,83
KPI-FW <sup>1</sup>	2,00	0,83
KPI	2,05	1,02

Tabell A 5. Korrelasjon. Kvartalsvise observasjoner. COICOP-divisjoner

korrelasjon (obs=64)	KPI-F	KPI-FW <sup>1</sup>	KPI
KPI-F	1		
KPI-FW <sup>1</sup>	0,5785	1	
KPI	0,4381	0,9088	1



Figur A 3. Y/Y-vekst i de ulike indikatorene basert på kvartalsvise observasjoner.

#### A.4 Alternative måter å måle prisstivhet

Tabell A 6 Beskrivende statistikk. KPI, KPI-F, KPI-FW<sup>1</sup>, KPI-FW<sup>2</sup> og en persistensvektet indikator (beregnet av Jonassen og Norbøe, 2006). Månedstall. 2001 - 2005

Indiakator		Gjennomsnitt	St.avvik
KPI-FW <sup>2</sup>	2001 - 2005	1,91	0,79
KPI-FW <sup>1</sup>	2001 - 2005	1,76	1,01
KPI-F	2001 - 2005	2,56	1,03
KPI	2001 - 2005	1,73	1,28
Persistensvektet	2001 - 2005	1,60	0,99

Tabell A 7. Korrelasjon, KPI-FW<sup>2</sup>, KPI-FW<sup>1</sup>, KPI-F, KPI og persistensvektet prisindikator. Månedstall. 2001 - 2005

	KPI-FW <sup>2</sup>	KPI-FW <sup>1</sup>	KPI-F	KPI
Persistensvektet	0,94	0,89	0,71	0,83

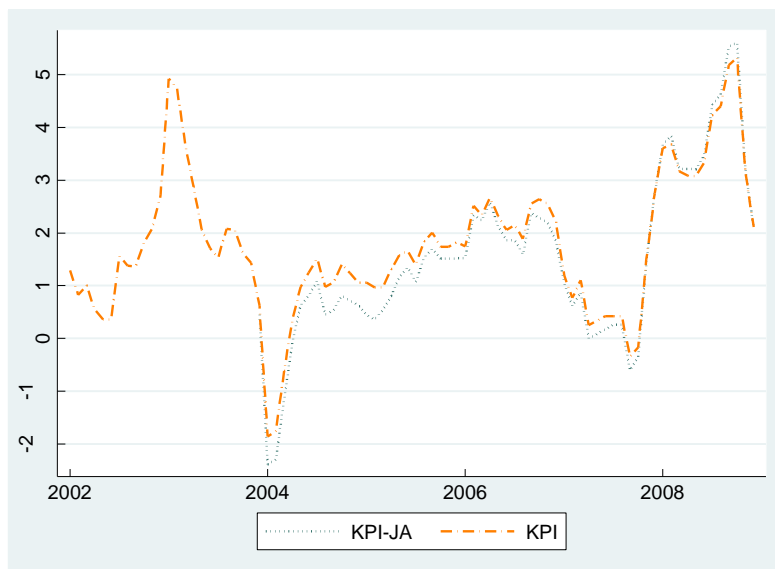
#### A.5 Alternativ OLS-beregning.

Tabell A 8. OLS-regresjon med KPI-FW2, der rentegapet hos handelspartnere er tatt ut.

foliorente	koeffisient	stand.avvik	t	P>t	[95% konf, Interval]
inflasjonsgap	0,184	0,088	2,09	0,045	0,0046 0,3637
lønnsvekstsgap	0,310	0,108	2,86	0,007	0,0894 0,5305
vekstgap	0,203	0,060	3,37	0,002	0,0805 0,3254
rente_lagg	0,861	0,062	13,86	0,000	0,7342 0,9868
konstantledd	0,823	0,276	2,98	0,005	0,2609 1,3855

### A.6 Vekst i KPI og KPI-JA.

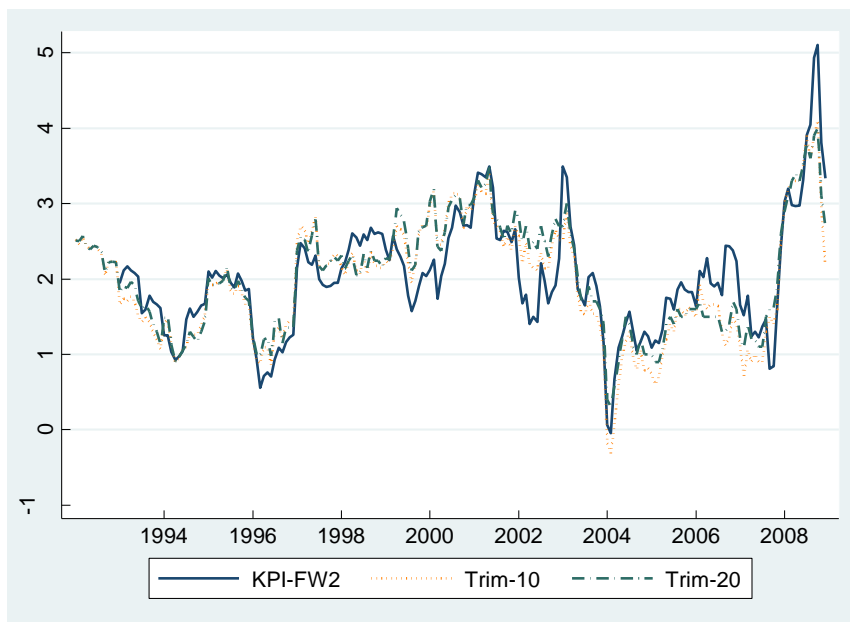
KPI-JA er KPI justert for avgifter. Figuren viser at for perioden 2002 – 2008 har avgiftsjustering hatt liten betydning denne perioden.



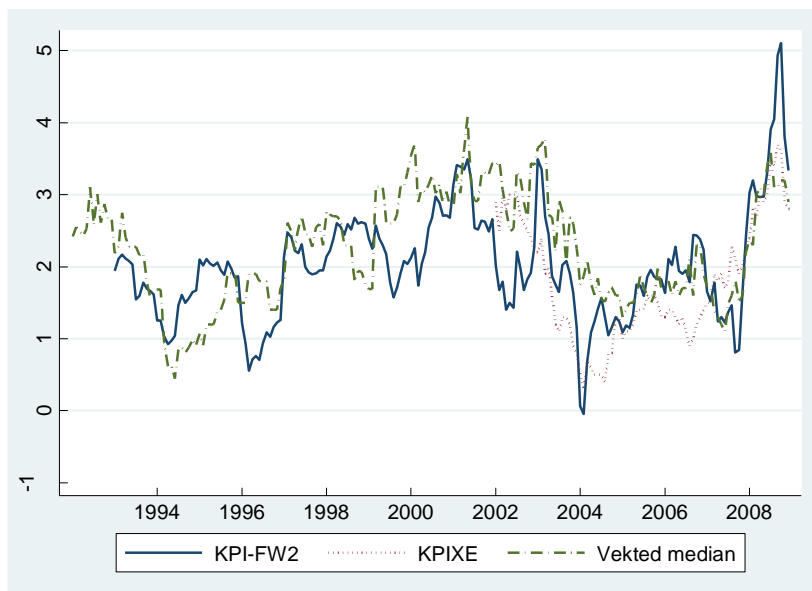
Figur A 4. Vekst i KPI og KPI-JA. 2002 - 2008. Månedstall.

### A.7 Sammenligning mellom KPI-FW og kjerneinflasjonsindikatorer.

Figurer som viser kjerneindikatorerne sammen med KPI-FW og KPI. Månedlige observasjoner.

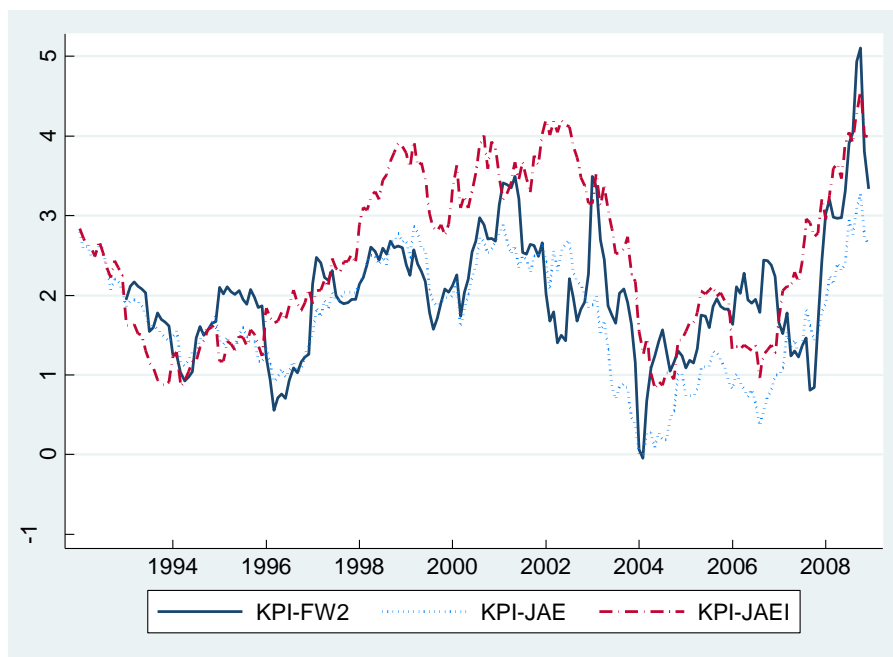


Figur A 5. Y/Y-vekst i KPI-FW, 10 og 20 prosents trimmede gjennomsnitt. Månedstall. 1993 – 2008



Figur A 6. Y/Yvekst i KPI-FW, KPIXE og vektet median. Månedstall. 1993 – 2008

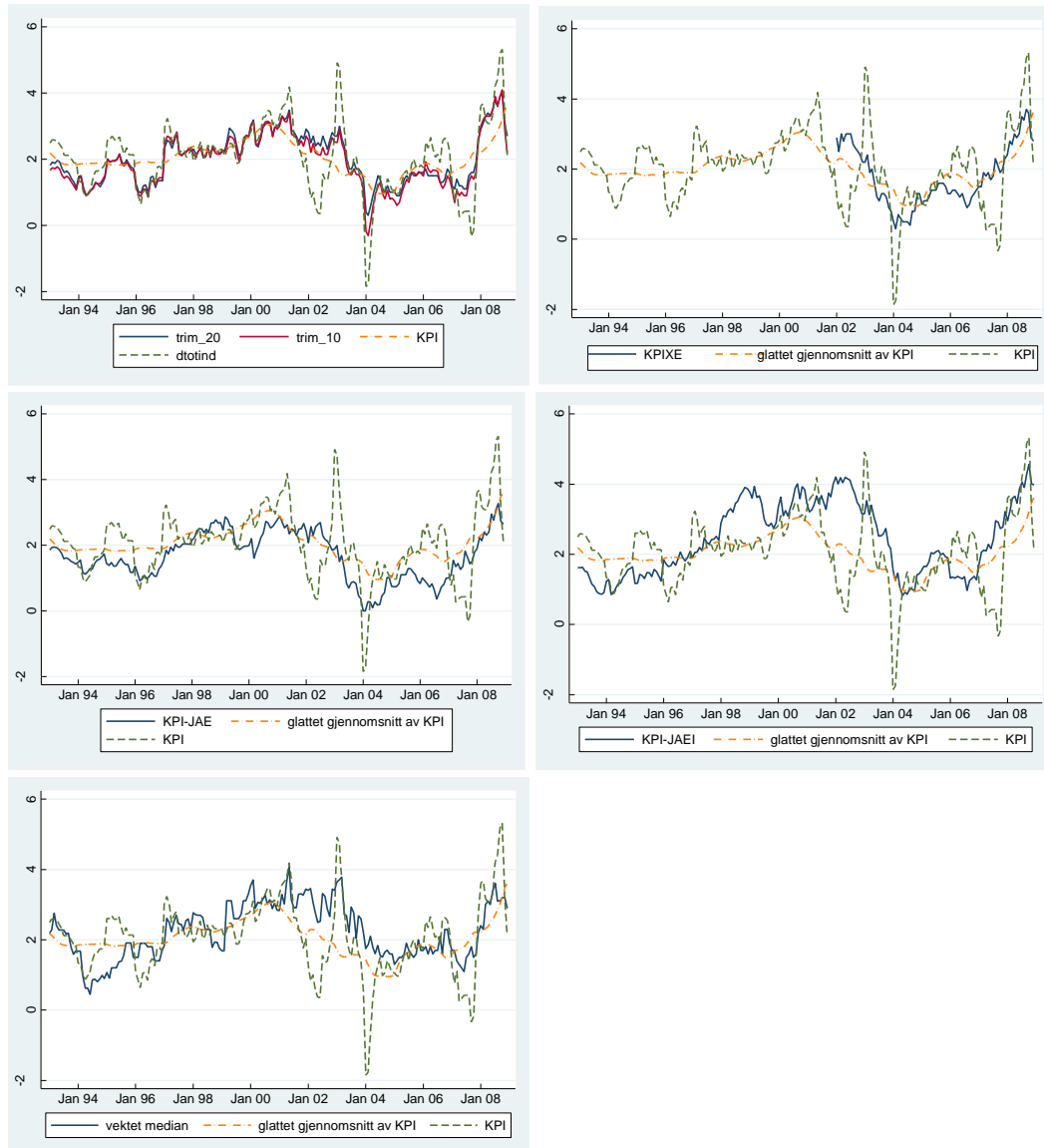




Figur A 7. Y/Y-vekst i KPI-FW, KPI-JAE og KPI-JAEI. Månedstill. 1993 – 2008

## Indikatorenes evne til å følge et glattet gjennomsnitt

Figur A 8. Sammenligning mellom KPI, glattet gjennomsnitt av KPI og de ulike kjerneindikatorene. 1993 - 2008. Månedstall

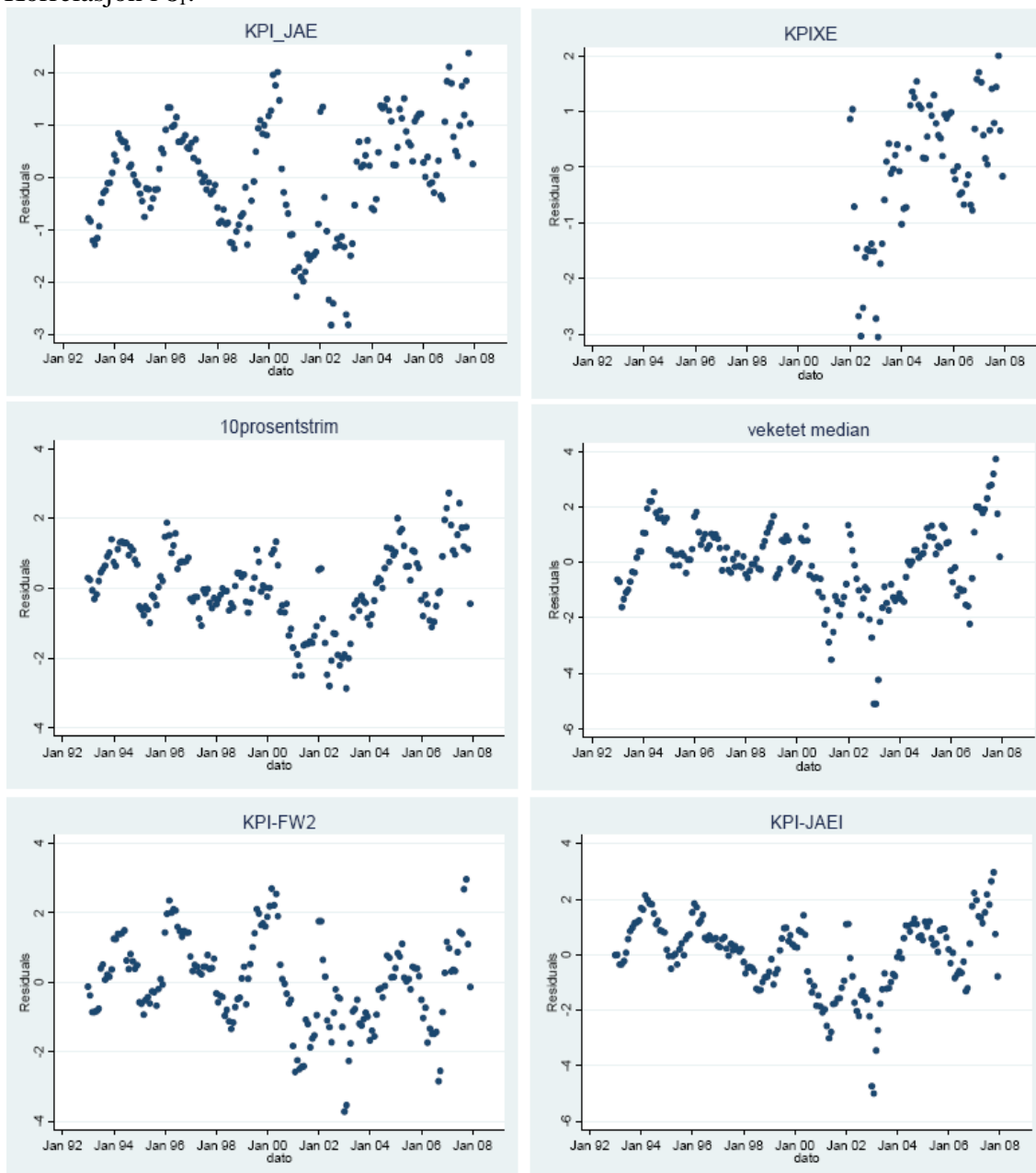


## Test for kjerneindikatorernes evne til å forutsi endringer i inflasjonsrate

Signaler på autokorrelasjon, vekst i inflasjon over 12 måneder.

$$\pi_{12} - \pi_1 = \alpha_1 + \beta(\pi_1 - \pi^x_1) + \varepsilon_1$$

Korrelasjon i  $\varepsilon_1$ .



Figur A 9. Residualer,  $\varepsilon_1$ , fra regresjon  $\pi_{12} - \pi_1 = \alpha_1 + \beta(\pi^k p_1 - \pi^x_1) + \varepsilon_1$

## A.8 Vekter beregnet av Wynne (2008)

Tabell A 9. Vekter basert på europeiske data. Wynne 2008

Europeiske coicop	HICP- vekter	Frekvens- vekter
1 Matvarer og alkoholfrie drikkevarer	17	3
2 Alkoholholdige drikkevarer og tobakk	4	6
3 Klær og skotøy	8	12
4 Bolig, lys og brensel	16	5
5 Møbler, husholdningsartikler og ved-	8	14
6 Helsepleie*	3	-
7 Transport	16	3
8 Post- og teletjenester	3	7
9 Kultur og fritid	10	15
10 Utdanning*	1	-
11 Hotell- og restauranttjenester	9	20
12 Andre varer og tjenester	7	14

\* Det er ikke publisert frekvensvekter for denne COICOP- divisjonen i Wynne (2008)

Tabell A 10. Vekter basert på Amerikanske data Wynne, 2008

ELI-gruppe	CPI-U	Frekvensvekter
1 Mat og drikke	16	6
2 Bolig	41	10
3 Bekledning	4	7
4 Transport	17	7
5 Medisinsk behandling	6	21
6 Rekreasjon	6	15
7 Utdanning og kommunika-	6	18
8 Andre goder og tjenester	4	15

<sup>27</sup> Datasettet Wynne 2008 baserer disse vektene på rapporterer ikke data for gruppe 6 og 10.

