

Jonny Nordøy

**Nytten av forventningsbaserte
konjunkturindekser ved
predikering av konsum**

Notater

Forord

Hovedmålsettingen med arbeidet som presenteres i dette notatet er å avdekke hvorvidt konjunkturindekser basert på survey-data, og implementert i en makrokonsumfunksjon, kan bidra til å forklare privat konsum i Norge for perioden 1982-1993.

Notatet er laget ved Forskningsavdelingen, Statistisk sentralbyrå, og er basert på min hovedoppgave i sosialøkonomi ved Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo. Jeg vil benytte anledningen til å takke alle de som har bidratt med faglige innspill, spesielt Ingvild Svendsen og Terje Skjerpen ved Forskningsavdelingen og Sven Asle Eggen ved Norsk Gallup Institutt. Til slutt en stor takk til veileder Knut A. Magnussen for uvurderlig oppfølging av arbeidet – hele veien.

Innhold

1. Innledning	5
2. Teoretisk utgangspunkt	5
2.1. Livssyklushypotesen	6
2.2. En utvidet LSH modell	8
3. Konjunkturindeksen	12
3.1. Datamaterialet	12
3.2. Utledning av konjunkturindeksen	13
4. Økonometrisk spesifisering	15
4.1. Modell	15
4.2. Estimeringsmetode	16
5. Empiriske resultater	16
5.1. Aggregerte konjunkturindekser	17
5.2. Regresjon med del-indekser	28
6. Konklusjoner	30
Referanser	30
Vedlegg A: Spørreskjema	33
De sist utgitte publikasjonene i serien Notater fra Forskningsavdelingen	36

1. Innledning

Arbeider av Katona (1975) og hans kollegaer ved Survey Resarch Center, University of Michigan, har vist at det ikke bare er husstandenes realøkonomiske situasjon som bestemmer hvor mye penger som benyttes til privat konsum. I tillegg til muligheten for konsum (inntekt, formue), fant de at også viljen til konsum var avgjørende. Denne viljen, eller ønsket, om konsum mener de er en funksjon av utviklingen i og forventningene til husholdningens og nasjonens økonomiske situasjon. Ser man pessimistisk på fremtiden er man mindre villig til bruke penger i dag, og ønsker heller å spare for å sikre fremtiden. For å avdekke disse holdningene konstruerte de fem spørsmål, to om syn på egen økonomi, to om syn på landets generelle økonomi og ett om syn på kjøp av større husholdningsartikler. Svaralternativene er kvalitative og av typen «bedre, dårligere eller ingen endring». Denne informasjonen oppsummeres så til en såkalt «Consumer Confidence Index», her kalt konjunkturindeks. I Norge publiserer blant annet Markeds- og Mediainstituttet (MMI) og Norsk Gallup Institutt (NGI) resultater fra denne type spørreundersøkelser. Lengst erfaring på området har MMI som har gjennomført slike spørreundersøkelser tre ganger i året siden 1982.

Hovedmålsettingen med arbeidet som presenteres i dette notatet er å avdekke hvorvidt en konjunkturindeks basert på MMIs spørreundersøkelser, og implementert i en konsumfunksjon, kan bidra til å forklare privat konsumet i Norge for perioden 1982-93. Dette er ikke minst interessant sett i lys av de problemene en har hatt med å forklare konsumutviklingen i Norge de senere år, jfr. følgende sitat fra Brubakk (1994): «Makrokonsumfunksjonen var i lang tid en av de mest stabile og pålitelige relasjonene i de norske makroøkonomiske modellene. Dette inntrykket endret seg dramatisk i perioden 1985-87. Hverken konsumrelasjonen i Norges Banks modell RIKMOD eller i SSBs modeller MODAG og KVARTS var i stand til å forklare den sterke veksten i privat konsum som fant sted i denne perioden. Liknende erfaringer ble også gjort i andre europeiske land i løpet av 1980-tallet. I perioden 1988-89 var vekstraten negativ. Heller ikke denne utviklingen var konsumfunksjonene i SSBs modeller i stand til å forutsi.»

Statistisk testing av sammenhengen mellom konjunkturindeksen og forbruk er ikke tidligere blitt gjennomført på norske data. I utlandet er det opp gjennom årene blitt publisert resultater fra en rekke slike studier, bl.a. av Carroll, Fuhrer og Wilcox (1994) på amerikanske data, Acemoglu og Scott (1994) på engelske data, Ågren og Jonsson (1991) på svenske data og av van Raaij og Gianotten (1982) på nederlandske data. En gjennomgående konklusjon i disse publikasjonene er at de finner en statistisk signifikant sammenheng mellom konsum og konjunkturindeksen.

I kapittel 2 redegjøres det innledningsvis for livssyklushypotesen til Ando og Modigliani (1963). Den utvides så til også å omfatte usikkerhet om fremtiden. Denne fremstillingen bygger på nyere teori for konsum under usikkerhet. Det sentrale usikkerhetsmomentet i denne teorien er usikkerhet vedrørende egen fremtidig inntektsutvikling. Denne usikkerheten fremkommer som et ukjent variansledd i konsumfunksjonen. Kapittel 3 tar for seg datagrunnlaget og alternative spesifikasjoner av konjunkturindeksen. I kapittel 4 følger en økonometrisk spesifikasjon av den utvidede livssyklushypotesen og i kapittel 5 presenteres estimeringsresultatene. Hovedkonklusjonen fra dette arbeidet er at konjunkturindeksen bidrar til å forklare privat konsum i Norge.

2. Teoretisk utgangspunkt

Spørsmålet om hvor mye en skal konsumere i dag, er et valg mellom hvor mye penger en skal bruke nå kontra spare til fremtidig konsum. Det er særlig to teorier som har stått sentralt ved forklaring av konsumbeslutninger på mikronivå. Livssyklushypotesen (LSH), utformet av Ando og Modigliani (1963), og permanentinntekts-hypotesen (PIH), som har sin opphavsmann i Milton Friedman (1957). Felles for disse teoriene er at de er opptatt av inntekten over livsløpet og muligheten for å løsrive konsumet fra opptjening i en enkelt periode. Aktørene kjenner sin egen levetid og fremtidig inntekt,

og kan helt eksakt planlegge nivået på konsumet over levetiden. Vi innleder dette kapitlet med en presentasjon av livssyklushypotesen basert på Deaton (1992). Deretter går vi over til å se på teori for konsum under usikkerhet og en konsumfunksjon utledet av Blanchard og Fischer (1989) og Caballero (1990). Her trekkes usikkerhet om fremtiden inn, usikkerhet som bunner i at man ikke kjenner sin fremtidige inntektsutvikling. Dette gjør modellen mer realistisk, men innebærer at vi får en variabel i modellen som vanskelig lar seg observere. Vår arbeidshypotese er at konjunkturindeksen kan brukes som en instrumentvariabel¹ for denne ukjente variabelen. Vi tror at svarene som konsumentene gir reflekterer noe av den usikkerhet som de føler for sin fremtidige inntektsutvikling. En nærmere redegjørelse for bruk og tillempling av konjunkturindeksen følger til slutt i kapitlet. Siktemålet med dette kapitlet er ikke nødvendigvis en fullstendig teoretisk utledning, men å redegjøre for det teoretiske fundamentet og de testbare implikasjonene som teorien sammen med konjunkturindeksen gir.

2.1. Livssyklushypotesen

LSH baserer seg på en rekke forutsetninger. De viktigste er:

- i) Konsumenten kjenner sin totale levetid, T .
- ii) Konsumentens fremtidige inntekt er kjent.
- iii) Hele formuen konsumeres, dvs. ingen arv.
- iv) Konstant rente, r , over tid.
- v) Konsumenten kan låne og spare til samme rente. Det er ingen restriksjoner i kredittmarkedet og man kan låne så mye man ønsker.

Vi starter med å utlede en enkel LSH hvor en representativ konsumenten lever i to perioder. Anta at konsumentens preferanser kan representeres ved følgende intertemporale nyttefunksjon

$$(2.1.1) \quad U = u(c_1, c_2), \quad \frac{\partial U}{\partial c_i} = u_i > 0, \quad \frac{\partial^2 U}{\partial^2 c_i} = u_{ii} < 0, \quad i = 1, 2.$$

c_i er konsumet i periode i . $c_i > 0$.

Konsum i begge perioder betraktes som normale goder og forutsettes å være større enn null. Om den intertemporale nyttefunksjonen antas de vanlige forutsetningene å gjelde.

Konsumenten har en formue A_1 ved starten av periode 1. I tillegg mottar vedkommende en inntekt y_1 . Ettersom konsumenten har mulighet for å spare, eventuelt låne, er ikke konsumet i perioden begrenset av tilgjengelige midler; $y_1 + A_1$. Ved inngangen av periode 2 har konsumenten således en formue

$$(2.1.2) \quad A_2 = (1+r)(y_1 + A_1 - c_1)$$

som kan være både positiv og negativ. r er realrenten. Ettersom konsumenten i følge forutsetning iii) ikke kan etterlate seg jordisk gods, må konsumet i periode 2 være

$$(2.1.3) \quad c_2 = y_2 + A_2.$$

Setter vi (2.1.3) inn i (2.1.2) får vi følgende intertemporale budsjettbetingelse

$$(2.1.4) \quad c_1 + \frac{c_2}{1+r} = A_1 + y_1 + \frac{y_2}{1+r}.$$

¹ En instrumentvariabel er en variabel som er observerbar, korrelert med variabelen den skal være instrumentvariabel for, og uavhengig av restleddet.

Budsjettbetingelsen sier at summen av konsum i periode 1 og neddiskontert konsum for periode 2 skal være lik summen av den initiale formuen, inntekt i periode 1 og neddiskontert inntekt i periode 2. Neddiskonteringsfaktoren $(1+r)^{-1}$ er prisen på konsum i periode 2 relativt til prisen på konsum i periode 1.

Konsumenten ønsker å maksimere sin nytte, (2.1.1), innenfor de rammer som den intertemporale budsjettbetingelsen, (2.1.4), fastsetter. Førsteordensbetingelsene fra dette maksimeringsproblemet gir følgende optimale tilpasningsbetingelse

$$(2.1.5) \quad \frac{\partial U}{\partial c_2} / \frac{\partial U}{\partial c_1} = \frac{1}{1+r}.$$

Den marginale substitusjonsbrøk mellom konsum i periode 1 og 2 skal være lik den relative prisen på konsum i periode 1 i forhold til periode 2. Prisen på c_1 er tapte renteinntekter. Tilpasningsbetingelsen sammen med budsjettbetingelsen gir oss det optimale nivået på c_1 , c_2 og A_2 . Konsumet i periode 1 blir en funksjon av renten, livsinntekt og initial formue

$$(2.1.6) \quad c_1 = c(r, w), \text{ hvor } w = A_1 + y_1 + y_2/(1+r).$$

c_1 er avhengig av den relative prisen på konsum i periode 1, r , og neddiskontert relativ verdi på livsinntekt og initial formue. w er mao. nåverdien av konsumentens totale ressurser. Gitt at c_1 betraktes som et normalt gode, vil konsumet øke med økt w . Virkningen av økt rente på konsum avhenger av hhv. inntekts- og substitusjonseffekten. Inntektseffekten trekker i retning av økt c_1 fordi konsumenten ikke trenger å spare så mye som før for å opprettholde samme konsumnivå i periode 2. Substitusjonseffekten trekker i retning av redusert konsum i periode 1 fordi det blir mer lønnsomt å spare (eller låne mindre).

Så langt har vi sett på dannelsen av konsumbeslutninger over to perioder. Neste trinn blir å utvide denne teorien til å gjelde for T perioder. På generell form er nyttefunksjonen gitt ved

$$(2.1.7) \quad U = V(c_1, c_2, \dots, c_T).$$

Vi skal gjøre den forenkende antagelse at preferansene er intertemporalt separable og additive.

(2.1.7) tar da formen

$$(2.1.8) \quad U = v(c_1) + v(c_2) + \dots + v(c_T) = \sum_{t=1}^T v_t(c_t)$$

der U uttrykker nytte av konsumet summert over alle T perioder. $v_t(c_t)$ er en såkalt «sub-utility» og uttrykker nytten av konsum i periode t . De vanlige forutsetningene om nyttefunksjonen gjelder også her.

Budsjettbetingelsen for livsløpet, T , blir

$$(2.1.9) \quad \sum_{t=1}^T \frac{c_t}{(1+r)^{t-1}} = A_1 + \sum_{t=1}^T \frac{y_t}{(1+r)^{t-1}}.$$

Summen av neddiskontert verdi på fremtidig konsum må være lik verdien på initial formue pluss summen av neddiskontert fremtidig inntekt.

Maksimering av den intertemporale nyttefunksjonen (2.1.8) mhp. budsjettbetingelsen (2.1.9) gir samme type tilpasningsbetingelsen som i to-periode tilfellet, men nå gjelder tilpasningsbetingelsen optimalt konsum mellom to vilkårlig valgte perioder i livsløpet

$$(2.1.10) \quad \frac{\partial v_t(c_t)}{\partial c_t} / \frac{\partial v_s(c_s)}{\partial c_s} = \frac{1}{(1+r)^{t-s}}, \quad t \neq s, t, s = 1, 2, \dots, T.$$

Substitusjonsforholdet mellom konsum i periode s og t skal være lik det relative prisforholdet. Av tilpasningsbetingelsen og budsjettbetingelsen følger optimal utvikling av konsum over tid. Vi merker oss at konsumplanen ikke er avhengig av inntekten. Dette følger av forutsetningen om at husstanden kan låne og spare så mye den vil til en fast rente og følgelig ikke trenger å ta hensyn til svingninger i inntekten.

På generell form få vi følgende sammenheng for konsumet i periode s, analogt med (2.1.6) i to-periode tilfellet

$$(2.1.11) \quad c_s = c(r, w_s), \text{ hvor } w_s = \sum_{t=s}^T \frac{c_t}{(1+r)^{t-s}} = A_s + \sum_{t=s}^T \frac{y_t}{(1+r)^{t-s}} \dots$$

Konsumnivået i periode s avhenger av relativ pris på konsum, r, formuen på tidspunkt s og neddiskontert fremtidig inntekt. w_s er nåverdien av konsumentens totale ressurser på tidspunkt s. Virkningene av endringer i realrenten og konsumentens totale ressurser er analoge med de vi fant i to-periode tilfellet.

2.2. En utvidet LSH modell

Hittil har vi antatt at fremtiden er kjent, en antakelse som åpenbart ikke er særlig realistisk. Vi skal derfor innføre usikkerhet i modellen, usikkerhet som skyldes at man i stor grad ikke vet hva fremtiden vil bringe. Innledningsvis skal vi se på en generell modell og trekke noen paralleller til de sammenhengene vi fant ved konsum under sikkerhet. Deretter skal vi se på en modell fra nyere usikkerhetsteori hvor det sentrale usikkerhetsmomentet i en konsuments konsumbeslutninger er usikkerhet vedrørende den fremtidige inntektsutviklingen.

Vi innfører usikkerhet i nyttefunksjonen ved å erstatte nytte med forventet nytte slik at likning (2.1.8) omformes til

$$(2.2.1) \quad U = E_t \left(\sum_{t=1}^T v_t(c_t) \right) = E_t \left(\sum_{t=1}^T v_t(c_t) \mid I_t \right).$$

Det andre likhetstegnet understreker at forventningen på tidspunkt t, E_t , er betinget av tilgjengelig informasjon på tidspunkt t. Konsumenten maksimerer sin forventede nytte, men pga. at konsumenten over tid får tilgang på ny informasjon, vil konsumenten vente med å ta en endelig beslutning om konsumnivået i en fremtidig periode til perioden faktisk inntreffer.

Budsjettbetingelsen mellom to perioder, periode t og t + 1, kan karakteriseres ved følgende to likninger

$$(2.2.2) \quad c_t = A_t + y_t - s_t, \text{ og}$$

$$(2.2.3) \quad A_{t+1} = (1+r)s_t.$$

Fra begynnelsen av periode t til begynnelsen av periode $t + 1$ vokser den delen av formuen som spares, s , med en faktor $1 + r$. Sammen med preferansene bestemmer disse to likningen konsumentens tilpasningen. Nyttefunksjonen (2.2.1) kan også skrives som en funksjon av formuen, $V_t(A_t)$. Den vil også avhenge av andre ting, f.eks. inntekten, men det er nivået på formuen som gir konsumenten mulighet til å overføre ressurser mellom periodene. Konsumenten står da overfor følgende maksimeringsproblem på tidspunkt t

$$(2.2.4) \quad V_t(A_t) = \text{Max}_{S_t} [v_t(c_t) + E_t V_{t+1}(A_{t+1})].$$

Forventningsoperatoren reflekterer her usikkerhet vedrørende fremtidig avkastning på oppsparte midler og fremtidig inntekt. Førsteordensbetingelsen fra dette maksimeringsproblemet gir følgende optimale tilpasningsbetingelse

$$(2.2.5) \quad \frac{\partial V_t(A_t)}{\partial A_t} = -v'_t(c_t) + E_t [(1+r)V'_{t+1}(A_{t+1})] = 0 \Rightarrow$$

$$(2.2.6) \quad v'_t(c_t) = E_t [(1+r)V'_t(A_{t+1})].$$

Marginal nytte av konsum i periode t skal være lik forventet marginal verdi av formuen i periode $t + 1$. Vi skal se litt nærmere på sammenhengen mellom marginal verdi på formue og marginal nytte av konsum. Differensierer vi (2.2.4) mhp. A_t og benytter omhyllingsteoremet, får vi

$$(2.2.7) \quad V'_t(A_t) = v'_t(c_t).$$

Marginal nytte av penger i periode t og marginal nytte av konsum i periode t blir sammenfallende, og kan brukes om hverandre. Det er den marginale nytte av penger som er den felles «pris» som binder periodene sammen og som garanterer effisiens i den intertemporale allokeringen. Benytter vi denne sammenhengen for periode $t+1$ i (2.2.6), får vi følgende sammenheng mellom marginal nytte av konsum i periode t og forventet konsum i periode $t + 1$

$$(2.2.8) \quad v'_t(c_t) = E_t [(1+r)v'_{t+1}(c_{t+1})].$$

Dette er en generalisering av betingelsen om at den marginale substitusjonsbrøk mellom konsum i ulike perioder skal være lik den relative prisen. Den intertemporale optimeringsbetingelsen (2.2.6) sammen med budsjettbetingelsen forteller oss hvordan konsumnivået for en optimaliserende husholdning vil utvikle seg over levetiden. (2.2.8) binder konsumentet i periode t og $t + 1$ sammen og definerer en stokastisk differensiallikning som bestemmer konsumtilpasningen over tid. Dette er en sentral sammenheng i Hall (1978). Utviklingen av konsumentet formes av preferansene, avkastning på oppsparte midler og uventede hendelser. Hvis forventningene slår til, ser vi at (2.2.8) er analog med optimerings-betingelsene i (2.1.10). Forenkler vi sammenhengen ytterligere ved å se bort i fra renten, $r = 0$, får vi følgende sammenheng mellom marginal nytte og forventet marginal nytte

$$(2.2.9) \quad v'_t(c_t) = E_t v'_{t+1}(c_{t+1}).$$

Denne periodens forventninger om neste periodes marginale nytte, og for såvidt alle fremtidige perioder, er lik denne periodens marginale nytte. Dette betyr at hvis forventningene inntreffer vil konsumentet være konstant fra t til $t + 1$.

For to perioder får vi følgende modell:

Av (2.2.2) og (2.2.3) får vi budsjettbetingelsen $c_1 = A_t + y_1 - s_1$ for første periode, og $c_2 = y_2 + (1+r)s_1$ for andre og siste periode. Inntekten i andre periode er stokastisk med forventning og varians definert ved

$$(2.2.10) \quad E(y_2) = \mu \text{ og } \text{Var}(y_2) = \sigma^2.$$

Forventet inntekt er lik inntektens gjennomsnitt, og inntektens varians antas konstant. Konsumenten maksimerer sin forventede nytte av konsum over periodene, $E(U(c_1, c_2))$, gitt

$$(2.2.11) \quad E\{U[c_1, y_2 + (1+r)(y_1 + A_t - c_1)]\},$$

hvor U er en von Neumann-Morgenstern nyttefunksjon. Nødvendige og tilstrekkelige betingelser for optimalt konsum over periodene er

$$(2.2.12) \quad E[U_1 - (1+r)U_2] = 0,$$

$$(2.2.13) \quad E[U_{11} - 2(1+r)U_{12} + (1+r)^2 U_{22}] < 0,$$

hvor (2.2.12) og (2.2.13) er hhv. første- og andreordensbetingelsen for optimalt konsum. Fotskriften på $U(c_1, c_2)$ indikere partiellderiverte. Anta at skift i den fremtidige inntektsfordelingen kan defineres som en lineær sammenheng

$$(2.2.14) \quad y_2^* = a + by_2,$$

hvor endringer i inntektens varians følger av endringer i b . Substituerer vi y_2 med y_2^* i første- og andreordensbetingelsen over og differensierer mhp. b , viser Sandmo (1970, 356, 359-60), at

$$(2.2.15) \quad \partial c_1^* / \partial b < 0.$$

En økning i den fremtidige inntektens varians gir redusert konsum i dag. Dette betyr at økt usikkerhet om den fremtidige inntektsutviklingen gir konsumenten et insentiv til å konsumere mindre i dag. Dette resultatet krever at konsumenten er risikoavers og at denne risikoaversjonen er konstant over hele livsløpet. En risikoavers konsument ønsker minst mulig usikkerhet rundt muligheten til å oppnå ønsket nivå på fremtidig konsum. Følgelig vil hun kompensere for økt usikkerhet med redusert konsum i dag, for på den måten å ha noe å gå på i forhold til muligheten for å oppnå ønsket fremtidig konsumnivå. Denne type sparing kalles i litteraturen for forsiktighetsmotivert sparing. På sikt må vi imidlertid få konsumvekst. Dette følger av forutsetningen om at formuen må være lik 0 ved slutten av periode T . Jo større reduksjon i konsumet i dag, jo sterkere vil den fremtidige konsumveksten bli.

Blanchard og Fischer (1989) og Caballero (1990) antar at nyttefunksjonen kan uttrykkes som en negativ eksponensialfunksjon

$$(2.2.16) \quad U = -\alpha^{-1} \exp(-\alpha c_t),$$

slik at konsumenten har en konstant risikoaversjon. α er en konstant fordelingsparameter. De viser at hvis realrenten er lik null, konsumenten har en levetid lik T og inntekten følger en random walk prosess hvor uforutsette endringer i inntekten er normalfordelt med varians lik σ^2 , da vil konsumet på tidspunkt t være gitt ved

$$(2.2.17) \quad c_t = \frac{A_t}{T+1-t} + Y_t - \frac{\alpha(T-t)\sigma^2}{4}, \quad t = 1, \dots, T.$$

Dette er en statisk konsumrelasjon og angir konsumnivået i periode t som en funksjon av tre komponenter; andel av formue ved begynnelsen av periode t til konsum, inntekten i perioden og et trendledd som er ukjent for konsumenten. Forutsetningen om at den fremtidige inntektens varians er konstant over tid, er en svært restriktiv forutsetning. På den annen side gjør denne forutsetningen det mulig å utlede en teoretisk konsumfunksjon som over tid avhenger av stokastisk inntekt, formue og et operasjonelt mål på usikkerhet knyttet til inntekt, dvs. inntektens varians. Flacco og Parker (1990) gjør den samme tilnærmingen, men antar at inntektens varians kan variere over tid, σ_t^2 , og estimerer tall for denne variabelen over estimeringsperioden. Dette estimatet inkluderes så i konsumfunksjonen som en forklaringsvariabel. De finner at den har en negativ og statistisk signifikant koeffisient. Hovedhypotesen fra nyere usikkerhetsteori - at økt usikkerhet om fremtidig inntektsutvikling gir redusert konsum i dag - finner her empirisk støtte. Vår tilnærming til denne problemstillingen er om MMIs konjunkturindeks kan bidra til å avdekke denne usikkerheten. Spørsmålene som inngår i konjunkturindeksen tar for seg ulike sider ved husholdningens og landets økonomi i dag og i fremtiden. Konjunkturindeksen har mao. et fremoverskuende element i seg. Er det så grunn til å forvente at konjunkturindeksen predikerer fremtidig inntektsutvikling? Har konjunkturindeksen en indirekte effekt på konsumet via inntekten? Studier gjort i utlandet tyder på dette. Carroll, Fuhrer og Wilcox (1994) og Acemoglu og Scott (1994) finner ikke bare at konjunkturindeksen predikerer inntektsutviklingen. De finner også at konjunkturindeksen har en egen direkte forklaringskraft på konsumet utover denne inntektseffekten. I konklusjonen til Acemoglu og Scott (1994) heter det bl.a. «Confidence indicators are useful coincident indicator for consumption over and above other macroeconomic variables, and this fact can be rationalised using the REPIH² as they also predict income growth». Dette er oppsiktsvekkende og til dels banebrytende resultater knyttet til temaet konsum under usikkerhet.

Vi skal ikke skille mellom konjunkturindeksens eventuelle direkte og indirekte effekter på konsumet i denne rapporten, men kun undersøke om konjunkturindeksen, utover de øvrige variablene i modellen, kan bidra til å forklarer fremtidig konsum. Arbeidshypotesen for denne rapporten bygger altså på en antakelse om at usikkerheten i inntektsutviklingen spesielt, og eventuell annen usikkerhet som påvirker konsumet generelt, gjenspeiles i svarene husholdningene gir. En positiv utvikling i folks forventninger om fremtiden antar vi korresponderer med redusert usikkerhet, og følgelig økt konsum. En negativ utvikling i forventningene antas å gi redusert konsum. Her kan det innvendes at en positiv utvikling i forventningene ikke nødvendigvis korresponderer med redusert usikkerhet, men at de faktisk «vet» det vil gå bedre i fremtiden - at fremtiden faktisk fortøner seg som mindre usikker enn før. Dette er ikke en urimelig innvending mot vår tolkning. Spesielt på spørsmål om egen økonomi er det grunn til å tro at denne innvendingen har relevans. I tillegg til selve indeksen skal vi derfor også se på spredningen i svarene husholdningene imellom. Stor uenighet på spørsmålene tolker vi som stor usikkerhet. Vi skal se på indekser og spredningen i disse hvor samtlige spørsmål fra barometeret inngår, og indekser og spredningsmål basert på undergrupper av spørsmål. Med dette vil vi avdekke eventuelle forskjeller i de ulike spørsmålenes egnethet til å predikere konsum. I det neste kapitlet følger en nærmere redegjørelse for datagrunnlag og fremgangsmåte for konstruksjon av ulike konjunkturindekser og spredningsmål.

² Rational Expectations Permanent Income Hypothesis (REPIH, se Hall, 1978).

3. Konjunkturindeksen

3.1. Datamaterialet

Siden februar 1982 har Markeds- og Medainstituttet, MMI, gjennomført representative spørreundersøkelser blant norske husholdninger for å kartlegge befolkningens syn på egen og landets økonomiske situasjon. Følgende 14 spørsmål er blitt stilt i den anledning:

- (1) Har du i løpet av de siste 6 månedene hørt eller lest noe om forandringer i norsk økonomi?
- (2) Stort sett, hvor gunstig eller ugunstig var det du hørte om forandringer i norsk økonomi?
- (3) Hvor mye bedre eller dårligere totalt sett er den økonomiske situasjon for Norge i dag i forhold til for 12 måneder siden?
- (4) Hvordan vil etter deres mening den generelle økonomiske situasjon utvikle seg i løpet av de neste 12 måneder?
- (5) Hvor mye bedre eller dårligere tror du landets økonomiske situasjon vil bli i løpet av de neste 5 år?
- (6) Hvor mange flere eller færre arbeidsløse enn i dag blir det etter din mening i løpet av de neste 6 måneder?
- (7) Hvor mange flere eller færre arbeidsløse enn i dag blir det etter din mening i løpet av
- (8) de neste 12 måneder?
- (9) Hvor mye bedre eller dårligere er din økonomiske stilling i dag enn det den var for 12
- (10) måneder siden?
- (11) Hvordan er den nåværende økonomiske situasjon for deres husholdning?
- (12) Hvordan vil etter din mening din økonomiske situasjon utvikle seg i løpet av de neste
- (13) måneder?
- (14) Hvordan har etter din mening prisene utviklet seg i de siste 12 månedene?
- (15) Hvordan vil etter din mening prisene utvikle seg i løpet av de kommende 12 måneder?
- (16) Hvor mye høyere eller lavere tror du din inntekt vil være om 4 år i forhold til i dag?
- (17) Hvor gunstig eller ugunstig synes du det er for øyeblikket å anskaffe større ting som f.eks. møbler, vaskemaskin, tv-apparat etc.?

Spørreundersøkelsen har senere blitt utvidet med ytterligere spørsmål, men for å få en lengst mulig estimeringsperiode ser vi bort fra disse. Vi ser også bort fra spørsmål (1) som er et «ja eller nei»-spørsmål. Estimeringsperioden vi skal se på strekker seg fra 1982 til og med 1993. Undersøkelsen er blitt gjennomført tre ganger hvert år i denne perioden (februar, juni og november for 1982 og 1983, januar, mai og oktober for de påfølgende år). Samtlige utvalg er på rundt 1000 tilfeldig utvalgte intervjuobjekter, såkalte representative utvalg, og er samlet inn i form av hjemmeintervju. Intervjuobjektene oppsøkes av intervjuere som går fra dør til dør etter et visst system for å sikre en tilfeldig fordeling. Torgersen (1993) har sett på enkelte sider av datamaterialet, så som «vet ikke/ubesvart»-gruppens innslag i materialets ulike underkategorier, den indre konsistensen av svarmønstre i materialet, utvalgenes representativitet mm. Konklusjonen er at datamaterialet er av meget høy kvalitet.

I og med at de øvrige data som benyttes i denne oppgaven foreligger på kvartalsform, er vi nødt til å gjøre en tillempning av konjunkturindeksen slik at den også kommer på kvartalsform. Intervjutidspunktene faller inn under hhv. 1.-, 2.- og 4. kvartal. Vi mangler med andre ord tall for 3. kvartal. En løsningen på dette problemet er å benytte en eller annen form for gjennomsnitt av tallene for 2.- og 3. tertial. Spørsmålet blir nå om vi skal tillegge 2. tertial og 3. tertial like stor vekt eller om vi skal vektlegge 3. tertial mer enn 2. tertial. To forhold taler a priori for det siste:

- i) Oktober er nærmere 3. kvartal i tid enn hva mai er.
- ii) Oktobersvarene fanger opp informasjon som aktøren har fått i 3. kvartal - det gjør ikke maiundersøkelsen.

Vi har sett på forskjellen mellom en 40-60 vektning kontra 50-50 vektning, og fant at de kun gir marginale forskjeller. I denne rapporten vil vi derfor bruke 50-50 vektning. Et alternativ til denne tilnærmingen er å slå tertialdataene sammen til årsdata med en kraftig reduksjon i antall observasjoner som resultat. Men med tanke på den relativt korte estimeringsperioden vi har er dette definitivt ikke et godt alternativ.

3.2. Utledning av konjunkturindeksen

Svaralternativene til de 13 spørsmålene som vi skal estimere på er alle på kvalitativ form og av typen:

- a) Meget bedre
- b) Litt bedre
- c) Uendret
- d) Litt dårligere
- e) Meget dårligere
- f) Vet ikke
- g) Ubesvart

Av denne type svar-skalaer følger det greit hvilken side som er hhv. positiv {a) og b)} og negativ {d) og e)}. For spørsmålene om arbeidsledighet og prisutviklingen {Jfr. spørsmål (6), (7), (11) og (12) i appendikset er imidlertid denne skaleringen mer uklar. For arbeidsledighetsspørsmålene definerer vi forventninger om færre arbeidsledige som den positive siden av skalaen. Svarskalaen til spørsmål (11) er skjev. Vi definerer derfor «holde seg uforandret» og «sunket noe» som den positive siden, hvor da «steget svakt» blir midtpunktet, nullpunktet på skalaen. Videre definerer vi forventninger om reduserte priser i spørsmål 12) som den positive siden. Med dette klarlagt, skal vi gå over til å se på hvordan vi kan kvantifisere de beskrevne svaralternativene.

Først endrer vi svarfordelingen på de enkelte spørsmålene fra antall til prosentvis fordeling, hvor da summen av andelene regnet i prosent naturlig nok blir 100 prosent. Hvert enkelt svaralternativ tillegges så en verdi. To ulike skalaer skal benyttes. Begge angir hvorvidt svarskalaen beveger seg i positiv eller negativ retning fra nullpunktet; «uendret». Mens den likevektede skalaen ikke skiller mellom alternativer med ulik lengde fra nullpunktet, gir den forskjellig vektete skalaen verdier som avspeiler avstanden fra «uendret»:

Svaralternativ;	a)	b)	c)	d)	e)	f)	g)
(3.2.1) Likt vektet, LV;	+1	+1	0	-1	-1	0	0
(3.2.2) Ulikt vektet, UV;	+2	+1	0	-1	-2	0	0

Begge skaleringene gir oss altså et nettotall som kan være positivt, negativt eller lik null. Nettotallet med skalering (3.2.1.), LV, kan variere mellom +100 og -100. Med skalering (3.2.2) kan nettotallet, UV, variere mellom +200 og -200. Med andre ord tillegges skalering (3.2.2) de svaralternativene som er mest ekstreme, enten de er positive eller negative, størst vekt. Disse to skaleringene ligger så til grunn for hver sin konjunkturindeks:

$$(3.2.3) \quad I = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m LV_i,$$

$$(3.2.4) \quad VI = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m UV_i.$$

m angir antall spørsmål som inngår i indeksen. Når m er lik 13, dvs. når samtlige spørsmål inngår i indeksen, kaller vi den for en aggregerte indeks. Vi skal også estimere på noe vi kaller delindekser, dvs. indekser hvor færre spørsmål inngår:

- Norges økonomiske situasjon, NØ: spørsmål (2), (3), (4) og (5).
- Arbeidsledighet, AL: spørsmål (6) og (7).
- Husstandens økonomiske situasjon, HØ: spørsmål (8), (9) og (10).
- Prisutvikling, PU: spørsmål (11) og (12).
- Forventet inntekt, FI: spørsmål (13).
- Kjøp av husholdningsartikler, HA: spørsmål (14).

Nettotall rundt null sier ingenting om hvor stor spredning det er på svarskalaen. Om intervjuobjektene er maksimalt uenige eller om alle stiller seg nøytrale til et spørsmål, gjør ingen forskjell. Avviket blir for begge fordelingene lik null. Vi skal derfor estimere spredningen i nettotallene. For enkelhets skyld skal vi kun se på et spredningsmål hvor den likevektede skaleringen ligger til grunn. For hvert spørsmål bruker vi formelen i Biørn (1982):

$$(3.2.5) \quad S_i = Z_p + Z_n - (Z_p - Z_n)^2, \quad S_i \text{ er spredning på spørsmål } i. \quad 0 \leq S_i \leq 1.$$

Z_p - andel positive svar.

Z_n - andel negative svar.

Z_o - andel nøytrale svar.

Vi får da at

$S_i = 1$; når halvparten svarer positivt og halvparten svarer negativt ($Z_p = Z_n = 1/2$) - det er maksimal spredning på svarskalaen.

$S_i = 0$; når alle svarer likt, dvs. enten alle er positive ($Z_p = 1$), alle er negative ($Z_n = 1$) eller er nøytrale ($Z_p = 0, Z_n = 0, Z_o = 1$).

I tilknytning til de forskjellige indeksvariantene som vi skal teste, lager vi så et gjennomsnittlig spredningsmål for de spørsmålene som inngår i indeksen. Generelt får vi:

$$(3.2.6) \quad \text{Gj.sn. spredning} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m S_i$$

For $m = 13$ får vi da et spredningsmål, S , for den aggregerte indeksen, mens S_x er gjennomsnittlig spredning for del-indeks x . $x = \{HØ, AL, NØ, PU, FI, HA\}$. Til slutt definerer vi en formel for vektning av indekser mhp. sitt tilhørende spredningsmål. For $m = 13$ får vi en spredningsjustert aggregert indeks, SI :

$$(3.2.7) \quad SI = \frac{1}{13} \sum_{i=1}^{13} \frac{LV_i}{S_i}$$

Denne indeksen tar eksplisitt hensyn til spredningen på svarskalaen for hvert enkelt spørsmål.

4. Økonometrisk spesifisering

4.1. Modell

Vi skal nå omforme den teoretiske konsumlikningen (2.2.17) til en estimerbar likning, en økonometrisk likning. Dette innebærer at vi må omdefinere de teoretiske variablene til observerbare størrelser. Det ukjente variansleddet i (2.2.17) blir nå operasjonalisert vha. en konjunkturindeks (Jfr. kap. 2.2). Videre er det vanlig å ta hensyn til sesongsvingninger i konsumet. Vi innfører derfor en dummy-variabel, D_k , hvor $k = 1.$ -, $2.$ - og $3.$ kvartal. Vi får følgende regresjonsmodell

$$(4.1.1) \quad C_t = K + \sum_{i=1}^8 b_i A_{t-i} + \sum_{i=1}^8 c_i Y_{t-i} + \sum_{k=1}^3 d_k D_{kt} + \sum_{i=1}^8 f_i I_{t-i} + U_t, \quad t = 1982.1, \dots, 1993.4.$$

C_t - Totalt privat konsum i periode t , faste priser.

A_t - Formue i privat sektor ved utgangen av periode t .

Y_t - Konsummotiverende inntekt i periode t , deflatert med prisindeksen for privatfinansiert konsum i periode t .

I_t - Indeksvariabel i prosent i periode t .

U_t - Stokastisk restledd i periode t .

K , b , c , d og f er ukjente konstanter.

Høyresidevariablene er stokastiske.

Formuen er definert ved: $A_t = (P_{bol_t} * K83_t + BF_t - BG_t) / PC_t$

P_{bol_t} - pris på boliger ved utgangen av periode t .

$K83_t$ - realkapitalbeholdning av boliger ved utgangen av periode t .

BF_t - brutto fordringer i husholdningssektoren ved utgangen av periode t .

BG_t - brutto gjeld i husholdningssektoren ved utgangen av periode t .

PC_t - prisindeks for privatfinansiert konsum i periode t .

Alle data utenom indeksvariablen er hentet fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet.

Restleddet følger av at teorien bare gjelder tilnærmet og skal fange opp endringer i vestresidevariablen som ikke kan forklares med høyresidevariablene, målefeil i observasjonene mm. Dersom modellen er korrekt spesifisert vil restleddet kun inneholde et tilfeldig stokastisk element og antas å ha følgende egenskaper:

- i) $E(U_t | g) = 0 \quad t = 1, \dots, T.$
- ii) $\text{Var}(U_t | g) = \sigma^2 \quad t = 1, \dots, T.$
- iii) $\text{Cov}(U_t, U_{t-j} | g) = 0 \quad t \neq j, t = j = 1, \dots, T.$
- iv) $U_t \sim N(0, \sigma^2) \quad t = 1, \dots, T.$

$g = \{A_{1,..}, A_{T,..}, Y_{1,..}, Y_T, I_{1,..}, I_T\}$

Restleddet har forventning lik null, det er homoskedastisk og det er ingen sammenheng mellom restleddene fra periode til periode. Forutsetningen om at restleddet er normalfordelt gjør at vi kan gjennomføre signifikante statistiske tester selv med små utvalg. Når disse forutsetningene er oppfylte sier vi at restleddet har klassiske egenskaper.

På bakgrunn av teorien er det rimelig å anta konsumet i periode t øker når

- formuen i periode $t-1$ øker, $b_{t-1} > 0$,
- inntekten i periode $t-1$ øker, $c_{t-1} > 0$, og
- indeksen i periode $t-1$ øker, $f_{t-1} > 0$.

4.2. Estimeringsmetode

Vi har antatt at det er en lineære sammenheng mellom konsumet og dens forklaringsvariable. Sammen med restleddsforutsetningene gjør dette at vi kan estimere (4.1.1) vha. minste kvadraters metode, MKM. Denne metoden gir da estimatorene for K , b , c og f som er forventningsrette, konsistente og har minst varians av all konkurrerende estimatorene.

5. Empiriske resultater³

I denne presentasjonen skal vi innledningsvis se på estimeringsresultatet for en regresjonsmodell hvor konjunkturindeksen ikke er inkludert. På denne måten får vi et sammenlikningsgrunnlag for hva konjunkturindeksen har å tilføre modellen av forklaringskraft. Det neste punktet blir så å inkludere ulike varianter av indeksvariabelen i regresjonsmodellen. Selve estimeringsprosedyren foregår på den måten at vi starter estimeringen med en generell modell hvor høyresidevariablene er lagget fra 1 til 8 kvartaler (i noen spesielle tilfeller kun fra 1 til 4 kvartaler). Vi antar med andre ord at variable lenger tilbake i tid enn to år ikke har påvirkningskraft på konsumet. For hver estimeringsrunde fjerner vi den variabelen som er minst signifikant, slik at vi til slutt ender opp med bare signifikante variable. For alle statistiske tester gjelder et signifikansnivå på 5 prosent hvis ikke annet er oppgitt.

Vi er også interessert i elastisitetene til konsumet mhp. formue og inntekt, og hvorvidt disse samsvarer med økonomisk teori. Elastisitetene kan vi beregne vha. de estimerte parametrene og følgende formel:

$$El_Y C = \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{\bar{Y}}{\bar{C}} = c \bar{h} \equiv \alpha, \quad \text{hvor } \bar{h} = \frac{\bar{Y}}{\bar{C}} \text{ og } c \text{ er koeffisienten til } Y.$$

(5a)

$$El_A C = \frac{\partial C}{\partial A} \frac{\bar{A}}{\bar{C}} = b \bar{\lambda} \equiv \beta, \quad \text{hvor } \bar{\lambda} = \frac{\bar{A}}{\bar{C}} \text{ og } b \text{ er koeffisienten til } A.$$

α - prosentvis endring i konsumet ved en endring i inntekten på 1 prosent.

β - prosentvis endring i konsumet ved en endring i formuen på 1 prosent.

\bar{C} , \bar{Y} og \bar{A} er hhv. gjennomsnittlig konsum, inntekt og formue i estimeringsperioden.

I regresjonsmodellene vi etter hvert skal se på bruker vi lagget venstresidevariabel som høyresidevariabel; forklaringsvariabel. For å kunne regne ut elastisitetene antar vi derfor at

³ Implisitt er den empiriske analysen i denne rapporten basert på en forutsetning om at variablene er stasjonære. Dette er en viktig forutsetning i klassisk inferensteori. Det forutsettes i dag ofte at variable som konsum, inntekt og formue inneholder stokastiske trender. Hvis dette er tilfelle, er en nivåssammenheng fortsatt meningsfull, men standard inferensteori, slik som t-test, kan ikke automatisk anvendes i alle sammenhenger.

$C_t = C_{t-i}$, $i = 1, \dots, 8$, på lang sikt. Det betyr at f.eks. $C_t = c_i Y_{t-i} + e_i C_{t-i}$ er lik $C_t = \frac{c_i}{1 - e_i} Y_{t-i}$ på lang sikt,

og at det er dette langsiktige konsumbegrepet som ligger til grunn for utregningen av elastisitetene. Så fremt e_i er forskjellig fra null, vil den langsiktige virkningen av inntekten på konsumet, konsumets langsiktige inntektselastisitet, være høyere enn den kortsiktige (tilsvarende for formue).

I økonomisk teori er det vanlig å pålegge (5a) følgende restriksjon på lang sikt

$$(5b) \quad \beta = 1 - \alpha$$

Restriksjonen sier at hvis både inntekt og formue øker med 1 prosent i gjennomsnitt over estimeringsperioden, vil konsumet også øke med 1 prosent i gjennomsnitt. Denne sammenhengen er nødvendig for å sikre en konsistent utvikling av konsum og formue for en gitt utvikling i inntekten på lang sikt (Molana 1987). På lang sikt må konsumet (og formuen) utvikle seg innenfor mulighetsrammen som inntektsutviklingen gir. Det betyr at man på kort sikt kan konsumere for mer enn hva inntekten tillater, enten ved å tære på formue eller ved å lånefinansiere. Men på lang sikt, f.eks. over en persons levetid, sier restriksjonen at dette ikke er mulig. Dette må sies å være en rimelig antakelse tatt i betraktning av at lånet etter hvert må tilbakebetales og at formuen til folk flest ikke vil kunne opprettholde et slikt konsumnivå på lang sikt. Det har blitt gjort flere forsøk på å dokumentere denne sammenhengen på norske data. Ved empiriske undersøkelser, bl.a. foretatt av Brubakk (1994), Brodin og Nymoen (1991), har inntekts- og formueelastisitetene alltid summert seg opp til mindre enn 1. Brodin og Nymoen estimerte elastisitetene til $\alpha = 0,56$ og $\beta = 0,27$, dvs. $\alpha + \beta = 0,83$.

5.1. Aggregerte konjunkturindekser

I regresjonsmodell (4.1.1) er ikke sammenhengen mellom konsumnivået fra periode til periode modellert. All erfaring viser at dette er en viktig sammenheng, ikke minst med tanke på å redusere autokorrelasjonsproblemet. Vi skal derfor anvende lagget konsum som forklaringsvariabel i modellene. Måleenheten for konsum, inntekt og formue er i hundre tusen faste kroner. For konjunkturindeksene er den i prosent.

Som nevnt innledningsvis starter vi denne presentasjonen med å estimere en regresjonsmodell hvor konjunkturindeksen ikke inngår, dvs vi pålegger restriksjonen $f_i = 0$, $i = 1, \dots, 8$. Vi estimerer følgende regresjonsmodell:

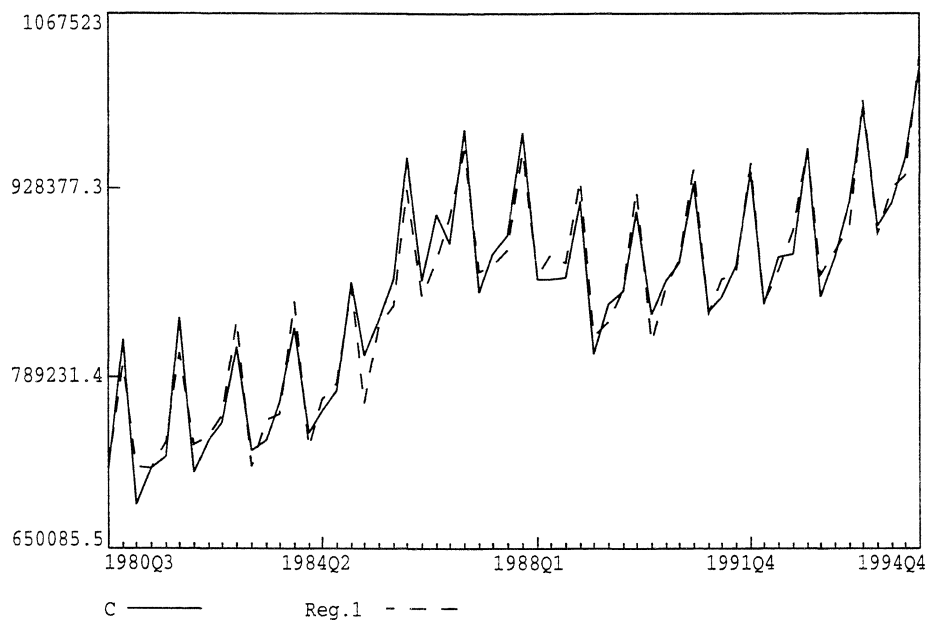
$$\text{Regresjon 1: } C_t = K + \sum_{i=1}^8 b_i A_{t-i} + \sum_{i=1}^8 c_i Y_{t-i} + \sum_{k=1}^3 d_k D_{kt} + \sum_{i=1}^8 e_i C_{t-i} + U_t, \quad t = 1982:1, \dots, 1994:4.$$

Resultatene av estimeringen finner vi i tabell 1. Her ser vi at ingen av de rapporterte feilspesifikasjonstestene er signifikante. Verdien på DW er noe høy, men h-testobservatoren, som rapporteres når venstresidevariabelen lagget med en periode er regressor i modellen, støtter nullhypotesen om ingen autokorrelasjon av første orden.

Ser vi på innholdet i den estimerte regresjonen så har vi fått signifikans på konsum- og innteksvariablene lagget med hhv. 1 og 2 kvartaler. Lagget konsum er den mest signifikante av de to med en t-verdi på hele 13.55. Videre merker vi oss at vi ikke får signifikans på formuevariabelen.

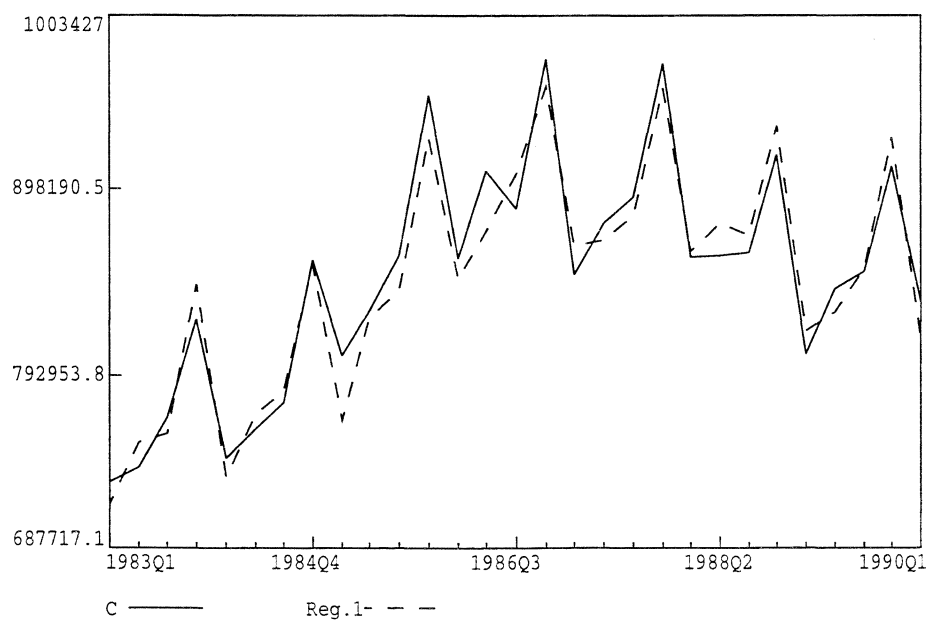
Den estimerte regresjonens forklaringskraft (Regresjon 1)) målt med den justerte R^2 er på 0,959 og standardavviket, SE, er på 16058,2. I figuren under er faktisk konsum og estimert konsum vist grafisk.

Figur 1. Faktisk og estimert konsum. Regresjon 1



Av spesiell interesse er den ekstraordinære konsumveksten og konsumfallet som fant sted midt i estimeringsperioden (Jfr. innledningen). I figur 2 har vi blåst opp perioden 1983:4 - 1990:1 for å få et mer detaljert inntrykk av hvordan regresjonen følger faktisk konsum.

Figur 2. Faktisk og estimert konsum. Regresjon 1



Spørsmålet blir nå om det er mulig å forbedre denne føyningen ved å inkludere indeksvariable i regresjonsmodellen, dvs. vi opphever restriksjonen $f_i = 0$, $i = 1, \dots, 8$.

I tabell 1 er estimeringsresultatene for to ulike spesifikasjoner av den aggregerte indeksen (jfr. (3.2.3) og (3.2.4)) presentert. Regresjon 2 inneholder en likt vektet indeks, mens regresjon 3 inneholder en ulikt vektet indeks. Som vi tidligere har redegjort for består ulikheten i hvordan vi vekter graden av positivitet/negativitet på spørsmålene som inngår i indeksen. Estimeringsresultatene viser at vi har signifikans på de samme laggede variable, og av spesiell interesse, signifikans på indeksen lagget med hhv. 1, 3 og 8 kvartaler. Indeksen har mao. både en kortsiktig og en mer langsiktig effekt på konsumet. Variabelen for tredje kvartal er den mest signifikante og den variabelen hvor ett prosentpoengs endring gir størst utslag i konsumet. Inntektsvariablene for 4 og 6 kvartal har tilnærmet samme estimerte koeffisient, hvilket betyr at de påvirker konsumet omtrent like mye. Følgelig har vi valgt å slå disse sammen til en variabel, $Y_{46} ((Y_{t-4} + Y_{t-6})/2)$. Et poeng her er den forholdsvis lange tiden som går før en inntektsvekst slår ut i konsumvekst. Videre merker vi oss at det kun er marginale forskjeller i signifikansnivået til de respektive variablene i de to estimerte regresjonene. Dette summerer seg opp til kun marginale forskjeller i føyningen. Det er mao. ikke grunnlag for å hevde at den ene vektemetoden er bedre enn den andre.

Har så innføringen av indeksvariabelen gitt oss en bedre regresjonsmodell? Ser vi på feilspesifikasjonstestene, og spesielt autokorrelasjonstestene, finner vi en klar forbedring. Videre har vi nå også fått signifikans på formue, hvilket er i tråd med teorien bak regresjonsmodellene. Sammenlikner vi tallene for standardavvikene så er de redusert med rundt 60 prosent. I lys av denne markante forbedringen, og da spesielt reduksjonen i standardavviket, kan vi oppsummere så langt at indeksvariabelen faktisk bidrar til å forbedre regresjonsmodellen; indeksen bidrar til å forklare konsumutviklingen i estimeringsperioden. Dette er ikke et enestående resultat, men bekrefter de funn som er gjort i tilsvarende studier i utlandet (jfr. henvisninger i innledningen).

Vi har altså funnet at det ikke gir signifikante utslag om vi bruker likt eller ulikt vektete indeksvariable. Mao. skal det ikke ha noen betydning hvilken av disse metodene vi velger å benytte. I den videre presentasjonen skal vi derfor kun se på den enkleste varianten av de to; likt vektete indeksvariable (I).

Et annet interessant spørsmål er hvorvidt spredningen i svarene på spørsmålene som indeksen er basert på har betydning for konsumutviklingen. Hvis 50 prosent av respondentene avgir et positivt svar og 50 prosent et negativt svar på et spørsmål, gir dette det samme nettoavviket som når alle stiller seg nøytrale; nemlig null. Disse to ytterpunktene, og ulike grader av spredning, har så langt blitt behandlet likt i indeksen. Ved å inkludere et spredningsmål {jfr. likning (3.2.6)} i regresjon 2, skal vi undersøke denne sammenhengen nærmere. En nærliggende tolkningen av spredningsmålet er å betrakte den som et mål på usikkerhet. Stor spredning reflekterer stor uenighet, uenigheten som bla. bunner i usikkerhet. I denne sammenheng er det grunn til å tro at det går et skille mellom spørsmål som omhandler landets økonomi på den ene siden og personlige økonomi på den andre. Det at respondentene svarer forskjellig på utviklingen i personlig økonomi, kan skyldes spesielle forhold som gjør seg gjeldende i vedkommende husholdning. Uenighet om utviklingen i landets økonomi sier trolig mer om usikkerheten på makronivå. Vi kommer derfor tilbake til denne vinklingen når vi senere i dette kapitlet går over til å se på ulike delindekser, delindekser delt opp etter hvilken type spørsmål som inngår. I første omgang skal vi altså se på sammenhengen mellom spredningsvariabelen og konsumutviklingen på aggregert indeksnivå. Teorien om konsumtilpasning under usikkerhet sier at økt usikkerhet om fremtiden gir seg utslag i redusert konsum i dag. Det er derfor grunn til å forvente et negativt fortegn på spredningsvariabelen.

Regresjon 2 utvides med $g_i S_{t-i}$, $i = 1, \dots, 4$, $t = 1, \dots, T$. For nærmere spesifikasjon av spredningsvariabelen, S , se likningene (3.2.5) og (3.2.6). Estimeringsresultatene gjenfinnes i tabell 1 i kolonnen

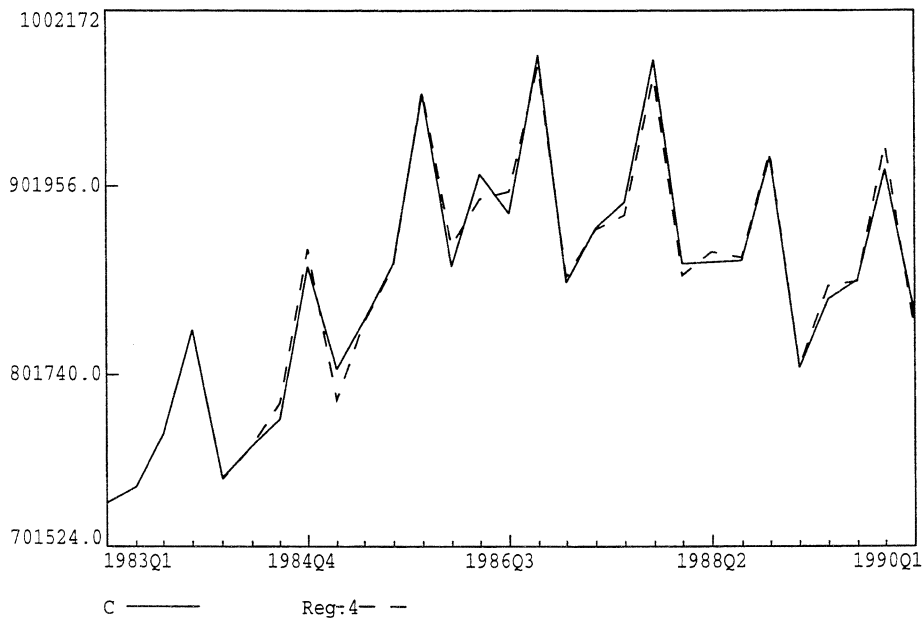
for regresjon 4. I tillegg til signifikans på de samme laggede variable som i regresjon 2, får vi signifikans på spredningsvariabelen lagget med 3 kvartaler. Fortegnet til koeffisienten er negativt og avviser ikke vår hypotese om sammenheng mellom usikkerhet for fremtiden og spredning på svarskalaen. Videre finner vi en ytterligere forbedring i den estimerte regresjonsmodellens føyning. Av feilspesifikasjonstestene ser vi at testobservatoren for autokorrelasjon opp til 4. orden nå ligger i «grenseland». Nullhypotesen som ligger til grunn for testen sier at det ikke er autokorrelasjon. Testens p-verdi på 0,09 sier at hvis vi velger å forkaste nullhypotesen, så er det 9 prosent sannsynlighet for at vi tar feil. I og med at vi har valgt et signifikansnivå på 5 prosent, velger vi derfor å beholde nullhypotesen.

Resultatene så langt viser at spredningen på svarskalaen er av betydning for konsumutviklingen. Et alternativ til å implementere spredningsvariabelen i regresjonsmodellen som en egen forklaringsvariabel, er å bruke den som en vekt, dvs. vekte indeksen mhp. spredningsvariabelen (jfr. likning (3.2.7)). Effekten av endringer indeksen blir på denne måten direkte korrigert for «spredningsinnholdet» i indeksen. Estimeringsresultatene er presentert i tabell 1 i kolonnen for regresjon 5. Lagget konsum er ikke lenger signifikant. I stedet har vi fått signifikans på hele fire laggede spredningsjusterte indekser. Føyningen til denne modellen er noe svakere enn regresjon 4. Resultatene tyder mao. på at det er bedre å benytte spredningsmålet som en egen forklaringsvariabel fremfor å vekte indeksvariabelen med den.

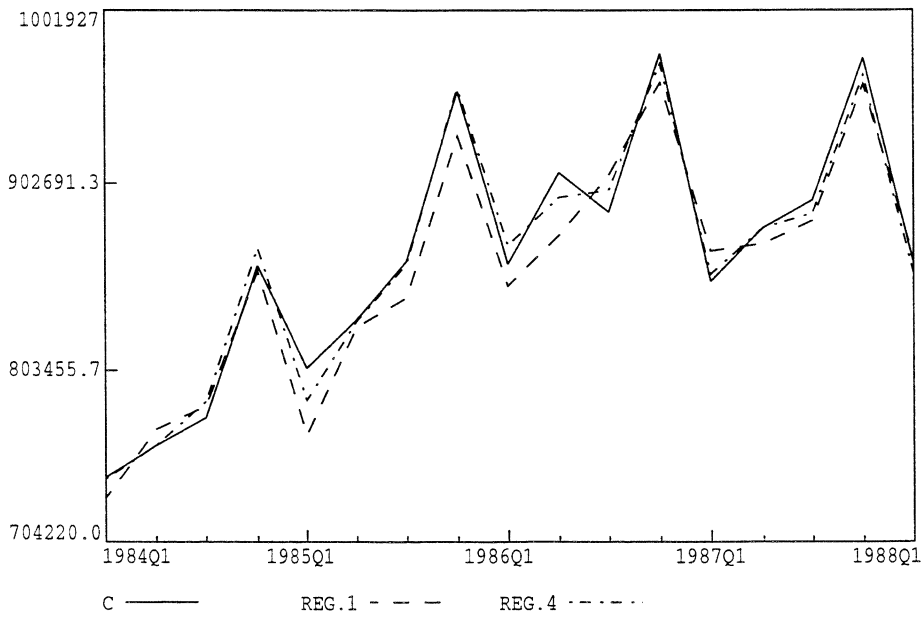
Inntekts- og formueelastisitetene til reg. 4) summerer seg opp til 1,11 (tabell 3 s. 30). For reg. 5) er tallet 1,08. Begge regresjonene gir mao. svært høye elastisiteter og er ikke i tråd med de tidligere nevnte empiriske undersøkelser av Brubakk (1994) og Brodin og Nymoen (1991). På den annen side støtter disse resultatene den mer allmene oppfatning om at forbruket på midten av 80-tallet delvis var formue- og lånefinansiert, og ikke kunne opprettholdes på lang sikt.

Konklusjonen på spørsmålet om forventningsdata - basert på «vår» spørreundersøkelse - kan bidra til å forklare konsumutviklingen er et entydig ja: Det er en statistisk signifikant sammenheng mellom indeksvariabelen, dens tilhørende spredningsvariable, og konsumutviklingen i estimeringsperioden. I figur 3 er tidsserien for faktisk konsum og konsum estimert med regresjon 4, vår beste regresjonsmodell så langt, vist grafisk. I figur 4 er tidsserien for faktisk konsum vist sammen med konsumutviklingen estimert vha. regresjon 1, modellen uten indeks, og regresjon 4. Av figuren kommer det klart frem at regresjon 4 føyer de faktisk konsumdataene best.

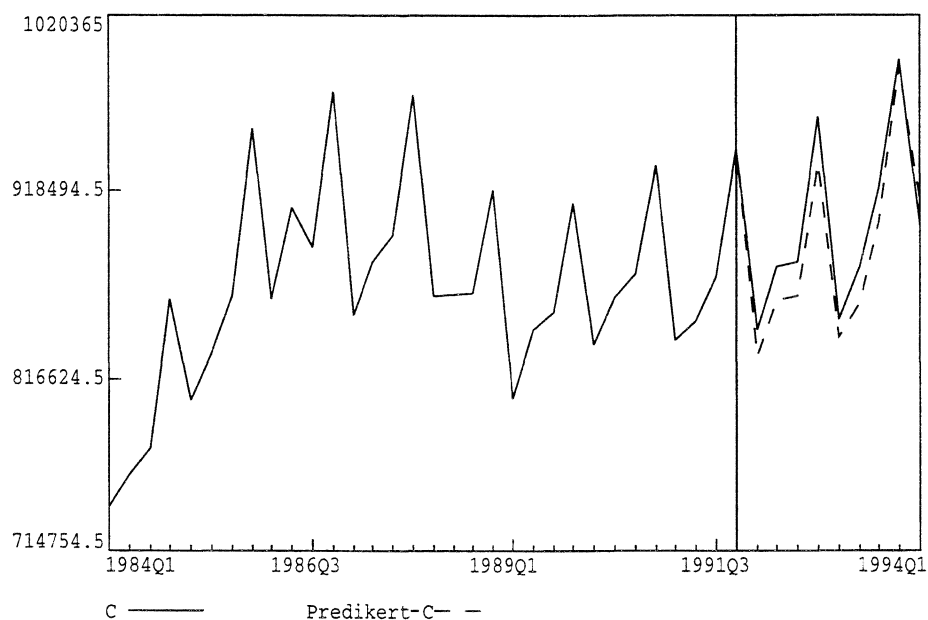
Figur 3. Faktisk og estimert konsum. Regresjon 4



Figur 4. Faktisk og estimert konsum. Regresjon 1 og regresjon 4



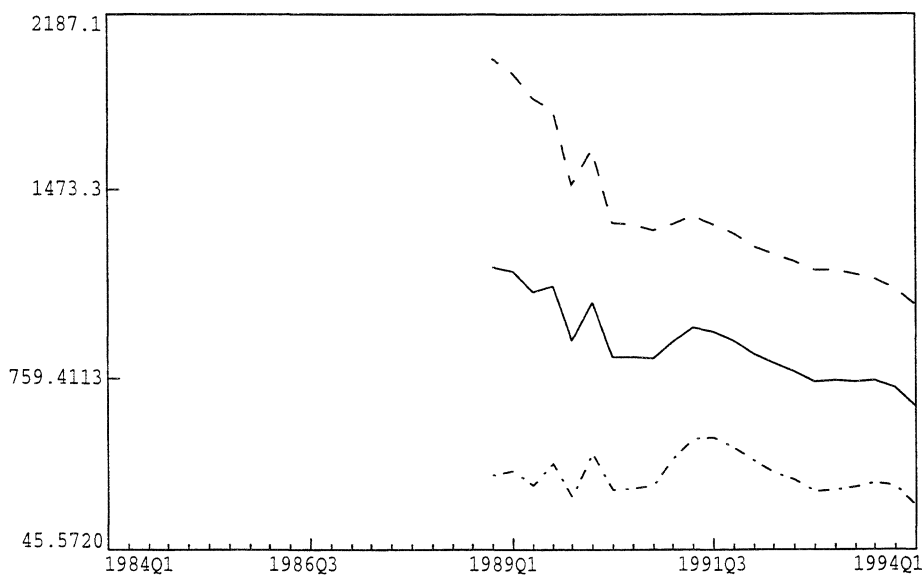
Figur 5. Predikert konsum i 1992-93, basert på regresjon 4 for perioden 1982-91



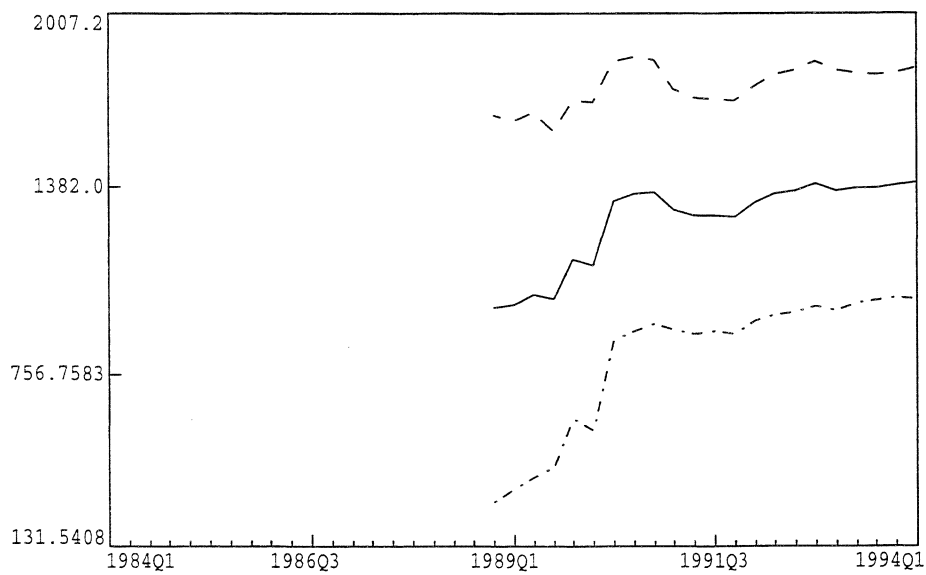
En grafisk fremstilling av modellens prediksjonsegenskaper er vist i figur 5. Den predikerte konsumutviklingen i perioden 1992-93 er basert på regresjon 4 estimert over perioden 1984-91. Med unntak av et avvik annet kvartal 1992, ser vi at regresjonsmodellen predikerer konsumutviklingen svært godt over hele toårsperioden.

Figurene 6 til 12 viser hvordan koeffisientene i regresjon 4 utvikler seg over tid, estimert vha. rekursiv metode. Med unntak for koeffisienten til aggregert konsum lagget med ett kvartal, som har en fallende tendens i hele perioden, ser det ut til at de øvrige koeffisientene går mot et stabilt nivå. Dette er et meget gode resultater og understreker de gode egenskapene ved denne modellen.

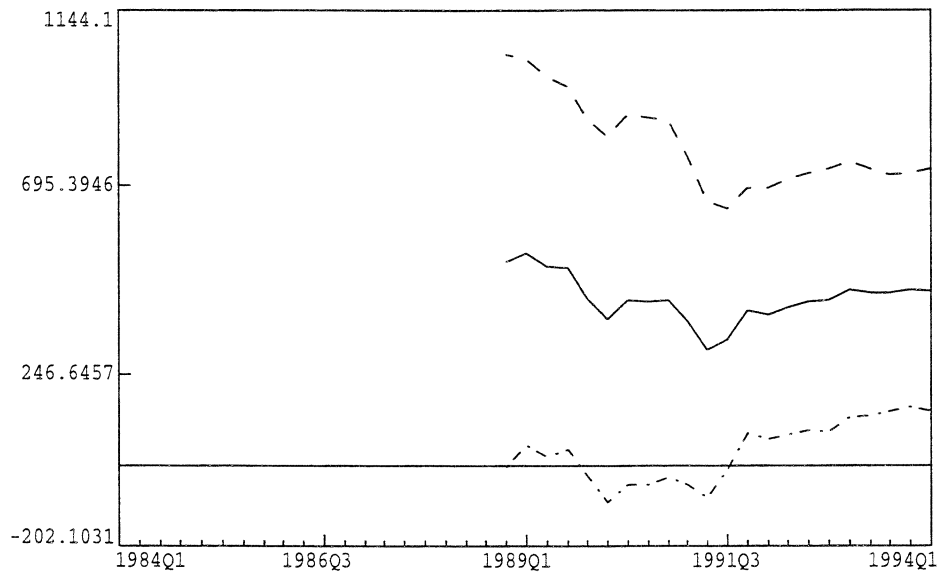
Figur 6. Rekursive estimater for aggregert indeks lagget 1 kvartal og dens standardavvikgrenser



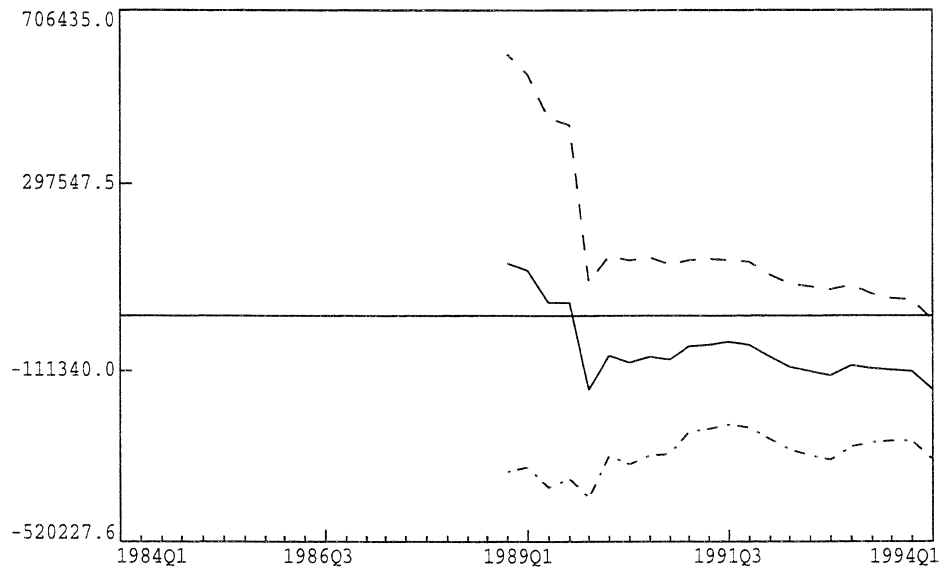
Figur 7. Rekursive estimater for aggregert indeks lagget 3 kvartaler og dens standardavvikgrenser



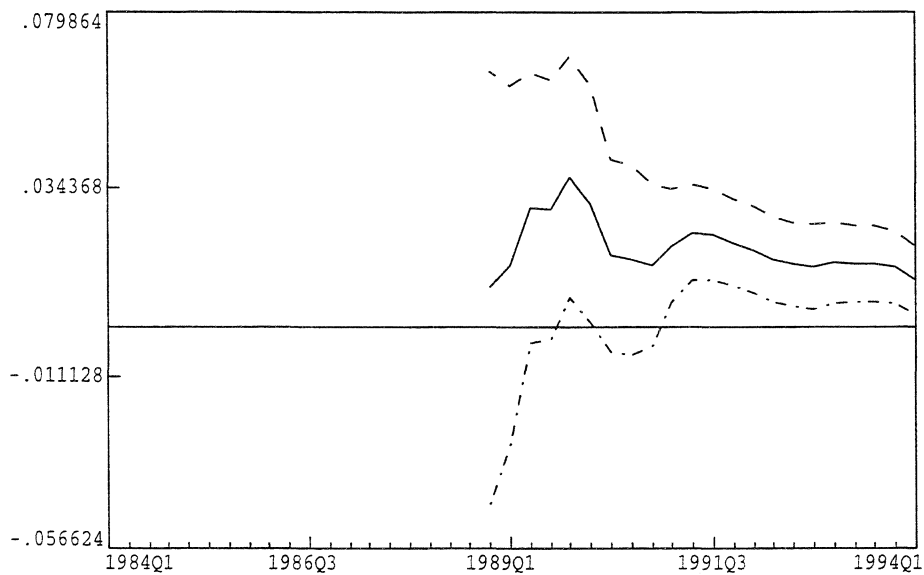
Figur 8. Rekursive estimater for aggregert indeks lagget 8 kvartaler og dens standardavvikgrenser



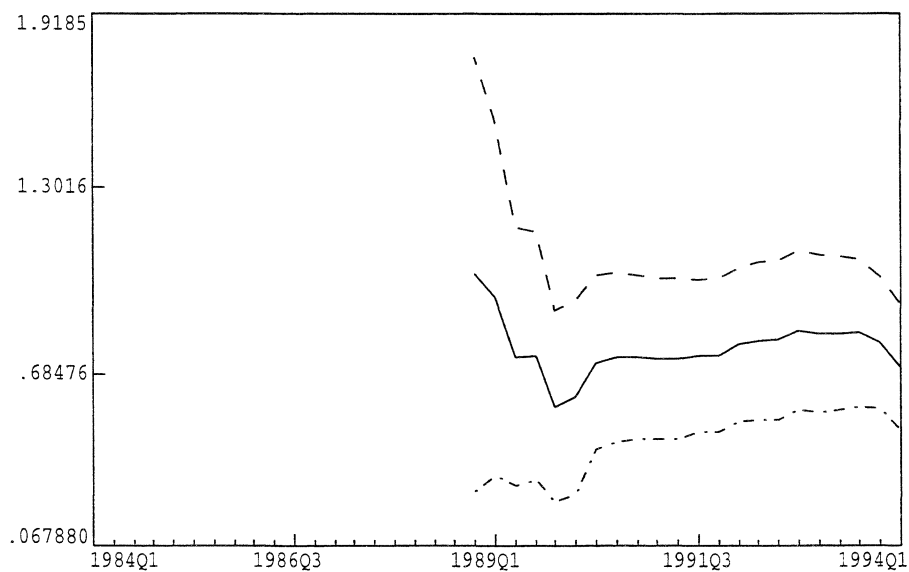
Figur 9. Rekursive estimater for spredningsvariabelen og dens standardavvikgrenser



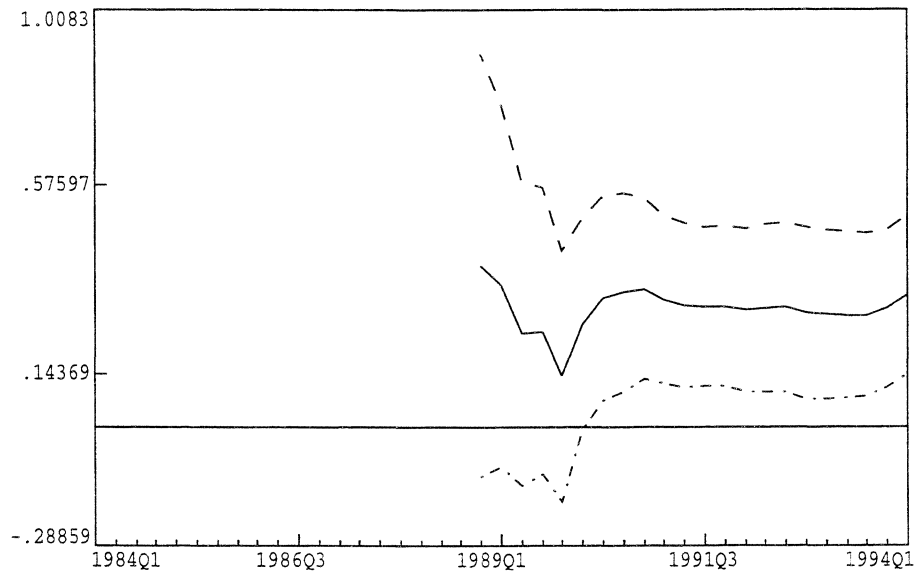
Figur 10. Rekursive estimater for formuevariabelen og dens standardavvikgrenser



Figur 11. Rekursive estimater for inntektsvariabelen og dens standardavvikgrenser



Figur 12. Rekursive estimater for lagget og dens standardavviksgrenser



Tabell 1. Resultater for regresjonene 1 til 5

Reg.1	Koeff. Reg. 1	Reg. 2	Koeff. Reg. 2	Reg. 3	Koeff. Reg. 3	Reg. 4	Koeff. Reg. 4	Reg. 5	Koeff. Reg. 5
K	80331 (2,79)	K	21247 (0,37)	K	34427 (0,61)	K	139742 (1,78)	K	65248 (0,99)
Y _{t-2}	0,16 (2,36)	A _{t-1}	0,01 (4,80)	A _{t-1}	0,01 (5,05)	A _{t-1}	0,01 (2,67)	A _{t-1}	0,03 (10,38)
D ₁	-175271 (-27,56)	Y46	0,73 (6,51)	Y46	0,70 (6,45)	Y46	0,68 (6,34)	Y46	0,84 (13,28)
D ₂	-67837 (-8,09)	D ₁	-119012 (-25,98)	D ₁	118993 (-26,57)	D ₁	-118731 (-27,30)	D ₁	-113413 (-23,16)
D ₃	-67053 (-10,70)	D ₂	-91330 (-16,63)	D ₂	-91814 (-17,20)	D ₂	-91556 (17,57)	D ₂	-87521 (-17,00)
C _{t-1}	0,83 (13,55)	D ₃	-104769 (9,53)	D ₃	-106311 (9,92)	D ₃	-109065 (-10,26)	D ₃	-79950 (-15,43)
		C _{t-3}	0,28 (2,81)	C _{t-3}	0,29 (2,81)	C _{t-3}	0,28 (2,81)	SI _{t-1}	133,7 (2,28)
		I _{t-1}	671,5 (3,21)	VI _{t-1}	570,2 (3,40)	I _{t-1}	623,4 (3,129)	SI _{t-3}	222,6 (2,80)
		I _{t-3}	1184,9 (6,48)	VI _{t-3}	933,0 (6,47)	I _{t-3}	1410,1 (6,92)	SI _{t-4}	174,5 (2,64)
		I _{t-8}	568,1 (3,85)	VI _{t-8}	456,6 (3,93)	I _{t-8}	441,2 (2,89)	SI _{t-8}	231,0 (5,27)
						S _{t-3}	-169386 (-2,10)		
Føyningsmål:									
\bar{R}^2	0,959		0,969		0,970		0,972		0,963
S.E.	16058,2		10059,5		9828,8		9546,8		11001,1
Feilspesifikasjonstester:									
DW	2,37		1,82		1,83		1,87		1,98
h-test*)	-1,63								
A: $\chi^2_{corr}(4)$	7,08 (0,13)		3,60 (0,46)		4,74 (0,31)		7,91 (0,09)		4,47 (0,34)
B: $\chi^2_{form}(1)$	0,93 (0,33)		0,93 (0,33)		0,87 (0,35)		1,92 (0,16)		0,03 (0,86)
C: $\chi^2_{norm}(2)$	2,09 (0,35)		0,87 (0,64)		0,71 (0,70)		0,61 (0,73)		1,63 (0,44)
D: $\chi^2_{het}(1)$	0,64 (0,42)		0,45 (0,50)		0,30 (0,58)		0,01 (0,96)		0,11 (0,73)

*) h-testen er en spesialtest for autokorrelasjon når venstresidevariabelen lagget med en periode inngår som høyresidevariabel.

I parentesene under de estimerte variabelenes koeffisienter er t-verdiene rapportert.

A: Test av autokorrelasjon opp til 4. orden (Godfrey (1978a, 1978b)). P-verdien er oppgitt i parentes.

B: Test av funksjonsform (Ramsey (1974)). P-verdien er oppgitt i parentes.

C: Test av restleddenes normalfordeling (Bera and Jarque (1982)). P-verdien er oppgitt i parentes.

D: Test av heteroskedastisitet (Koenker (1981)). P-verdien er oppgitt i parentes.

5.2. Regresjon med del-indeks

Indeksvariabelen i drøftelsen over er basert på samtlige spørsmål i spørreundersøkelsen og alle spørsmålene har samme vekt. En naturlig oppfølging til dette vil derfor være å undersøke om det er noen spørsmål som har større forklaringskraft enn andre, og i så fall om ulike kombinasjoner av disse kan forklare konsumutviklingen bedre enn hele indeksen. En tilnærming til denne problemstillingen er å dele spørsmålene opp i blokker etter tema, og lage delindeks ut fra disse. Vi skal se nærmere på i alt 6 delindeks med følgende tema:

- Husstandens økonomi (HØ), med tilhørende spredningsmål SHØ.
- Arbeidsledighet (AL), med tilhørende spredningsmål SA.
- Norges økonomi (NØ), med tilhørende spredningsmål SN.
- Prisutviklingen (PU), med tilhørende spredningsmål SP.
- Forventet inntekt (FI), med tilhørende spredningsmål SF.
- Kjøp av større husholdningsartikler (HA), med tilhørende spredningsmål SH.

For nærmere redegjørelse om delindeksene og spredningsmål se avsnitt 3.2. Vi skal nå undersøke om det er mulig å estimere en eller flere regresjonsmodeller som vha. de ovennevnte delindeksene med sine respektive spredningsmål kan forklare konsumutviklingen bedre enn vår beste regresjonsmodell så langt; regresjon 4. Resultatet av disse estimeringene er presentert i tabell 2.

I samtlige estimerte regresjoner inngår en eller flere laggede delindeks signifikant. Ser vi på standardavvikene til de estimerte regresjonene, finner vi at regresjon 8 har det laveste avviket. Delindeksen som inngår i denne modellen er basert på spørsmål om Norges økonomi. Vi får signifikans på NØ lagget med hhv. 1, 2 og 3 kvartaler og SN lagget med 2 kvartaler. Fortegnet til spredningsmålets koeffisient ble som ventet negativt. Videre får vi signifikans på lagget konsum, inntekt og formue. Inntektsvariabelen Y24 er et likeveiet gjennomsnitt (pga. samme størrelse på koeffisientene) av inntektsvariabelen lagget med hhv. 2 og 4 kvartaler.

Samtlige estimerte regresjoner har svært høye inntektselastisiteter. Spesielt gjelder dette for regresjonene 10 og 11 (tabell 3). Lavest inntektselastisitet finner vi i regresjon 8 med en α på 1. Disse resultatene sammen med de elastisitetene vi fant i avsnitt 5.2 tyder på at konsumnivået lå på et høyere nivå i estimeringsperioden enn hva som er mulig å opprettholde på lang sikt.

Sammenlikner vi estimeringsresultatene for regresjon 8 med regresjon 4, finner vi at regresjon 4 har den beste føyningen. Indeksene og spredningsmålene er signifikante med de samme laggene, men størrelsen på koeffisientene og spredningsmålene viser at deres betydning reduseres ved å skille ut spørsmålene om landets egen økonomi som egen indeks.

Tabell 2. Resultater for regresjon 6 til 11

Reg. 6	Koeff. Reg. 6	Reg. 7	Koeff. Reg. 7	Reg. 8	Koeff. Reg. 8	Reg. 9	Koeff. Reg. 9	Reg. 10	Koeff. Reg.10	Reg. 11	Koeff. Reg. 11
K	-572074 (-3,86)	K	128694 (3,41)	K	37443 (0,49)	K	230798 (3,88)	K	10634 (0,14)	K	-74562 (-1,39)
Y46	0,60 (5,85)	Y46	0,68 (6,69)	A _{t-1}	0,01 (2,60)	A _{t-1}	0,02 (2,95)	A _{t-1}	0,01 (5,09)	A _{t-4}	0,01 (2,78)
D ₁	-115003 (-24,17)	D ₁	-136661 (-20,56)	Y24	0,57 (4,22)	D ₁	-146020 (-16,07)	Y _{t-3}	0,30 (2,71)	Y _{t-4}	0,29 (3,31)
D ₂	-121706 (-14,24)	D ₂	-67533 (-12,23)	D ₁	-139223 (-15,75)	D ₂	-60136 (-8,62)	Y _{t-4}	0,44 (3,85)	D ₁	-124940 (-13,09)
D ₃	-57608 (-11,06)	D ₃	-72354 (-14,19)	D ₂	-68335 (-10,38)	D ₃	-625884 (-9,91)	Y _{t-6}	0,51 (4,52)	D ₂	-68335 (-10,38)
C _{t-2}	0,59 (8,36)	C _{t-1}	0,36 (4,15)	D ₃	-72181 (13,63)	C _{t-1}	0,63 (6,30)	D ₁	-104671 (-10,65)	D ₃	-51333 (-10,48)
HØ _{t-1}	2438 (4,73)	AL _{t-1}	687 (3,93)	C _{t-1}	0,43 (3,65)	PU _{t-3}	906 (2,76)	D ₂	-93943 (-7,68)	C _{t-1}	0,36 (3,02)
HØ _{t-3}	2168 (3,98)	AL _{t-3}	409 (4,21)	NØ _{t-1}	293 (3,10)	SP _{t-1}	107680 (2,19)	D ₃	-86385 (-13,13)	C _{t-2}	0,44 (3,82)
SHØ _{t-1}	683067 (4,91)	SA _{t-1}	-6890 (-2,23)	NØ _{t-3}	227 (2,05)			FI _{t-4}	1975 (3,46)	HA _{t-1}	1860 (6,11)
SHØ _{t-4}	435623 (4,73)			NØ _{t-8}	270 (2,67)			SF _{t-1}	-400339 (-4,47)		
				SN _{t-8}	-76316 (-2,12)			SF _{t-3}	-313671 (3,16)		
Føyningsmål:											
R ²	0,969		0,969		0,963		0,948		0,966		0,972
S.E.	11307,6		11166,8		11066,7		14672,3		11747,9		11206,1
Feilspesifikasjonstester:											
DW	1,86		1,89		2,40		2,18		2,53		1,97
h-test*)			0,44		-1,28		-0,60				
A: $\chi^2_{corr}(4)$	4,99 (0,28)		3,88 (0,42)		8,40 (0,07)		4,17 (0,38)		4,16 (0,38)		1,53 (0,82)
B: $\chi^2_{form}(1)$	1,48 (0,22)		1,02 (0,31)		1,17 (0,27)		1,45 (0,23)		0,01 (0,95)		0,15 (0,69)
C: $\chi^2_{norm}(2)$	0,24 (0,88)		0,39 (0,82)		1,46 (0,48)		1,00 (0,60)		0,70 (0,70)		0,25 (0,87)
D: $\chi^2_{het}(1)$	0,50 (0,47)		0,07 (0,786)		0,06 (0,80)		0,10 (0,75)		0,97 (0,32)		0,36 (0,54)

*) h-testen er en spesialtest for autokorrelasjon når venstresidevariabelen lagget med en periode inngår som høyresidevariabel.

I parentesene under de estimerte variabelenes koeffisienter er t-verdiene rapportert.

A: Test av autokorrelasjon opp til 4. orden (Godfrey (1978a, 1978b)). P-verdien er oppgitt i parentes.

B: Test av funksjonsform (Ramsey (1974)). P-verdien er oppgitt i parentes.

C: Test av restleddenes normalfordeling (Bera and Jarque (1982)). P-verdien er oppgitt i parentes.

D: Test av heteroskedastisitet (Koenker (1981)). P-verdien er oppgitt i parentes.

Tabell 3. Inntekts- og formueelastisiteter for samtlige regresjonsmodeller

Elast.	Reg.1	Reg. 2	Reg. 3	Reg. 4	Reg. 5	Reg. 6	Reg. 7	Reg. 8	Reg. 9	Reg.10	Reg.11
α	1,00	0,99	0,96	0,98	0,82	1,44	1,05	1,00	-	1,23	1,50
β	-	0,19	0,19	0,13	0,26	-	-	0,19	0,58	0,11	0,50
$\alpha + \beta$	1,00	1,18	1,15	1,11	1,08	1,44	1,05	1,19	0,58	1,34	2,00

6. Konklusjoner

Konjunkturindeksen - som kan tolkes som en forventningsindikator om fremtiden, og da spesielt til fremtidig inntektsutvikling - har ifølge vår analyse en signifikant forklaringskraft på privat konsum. Ingen av delindeksene forklarer konsum bedre enn de aggregerte indeksene. Det var små forskjeller mellom den utvalgte regresjonsmodellen og de nestbeste modellene. Videre fant vi at fordelingen på spørsmålenes svarskala hadde betydning for modellenes forklaringskraft, og at den best kan implementeres ved en egen spredningsvariabel. Spredningsvariabelen kan tolkes som et mer generelt mål på usikkerhet om fremtiden.

Summen av inntekts- og formueelastisitetene er gjennomgående høyere enn hva vi skulle forvente med bakgrunn i økonomisk teori og tidligere empiriske funn. I denne forbindelse er det grunn til å understreke to viktige forhold. For det første er estimeringsperioden i denne undersøkelsen fra 1982 til 1993, noe som vanskelig kan karakteriseres som annet enn mellomlang sikt i denne sammenheng. For det andre medførte dereguleringen i kredittmarkedet på midten av 80-tallet bl.a. at husholdningene ikke lenger var kredittrasjonerte. I ettertid blir det populært sagt at folk på den tiden «brakte penger de ikke hadde» og at de forskutterte positive fremtidsutsikter ved å øke konsumet. På denne bakgrunn, og med tanke på de elastisitetene vi får i våre beste modeller, er det grunn til å tro at summen av elastisitetene var større enn 1, og at det faktisk ble konsumert for mer enn det husstandene tjente i denne perioden.

Vi innledet denne oppgaven med å vise til tradisjonelle makrokonsumfunksjoner, funksjoner som kun baserer sine prognoser på historiske data. De klarte ikke å forutse den kraftige veksten i konsumet i Norge midt på 80-tallet og det påfølgende fallet i konsumet ved inngangen til 90-årene. Vi har i denne undersøkelsen vist at husholdningenes egne oppfatninger om konjunkturutviklingen har signifikant forklaringskraft på konsumutviklingen - utover andre variable som forklarer konsumet i makrokonsumfunksjoner. Konklusjonen på denne undersøkelsen, som er i tråd med tilsvarende studier i utlandet, f. eks. Acemoglu og Scott (1994), er at slike survey-data - også i Norge - bør implementeres i prognosearbeidet.

Referanser

Acemoglu, D. and A. Scott (1994): Consumers confidence and rational expectations: are agents' beliefs consistent with the theory?, *Economic Journal* **104**, 1-19.

Bera, A. K. and C. M. Jarque (1982): Model specification test: a simultaneous approach, *Journal of Econometrics* **20**, 59-82.

Biørn, E. (1982): *Kvantifisering av konjunkturbarometerinformasjon*, Rapporter 82/25, Statistisk sentralbyrå.

Blanchard, O. J. and S. Fischer (1989): *Lectures on macroeconomics*, The MIT Press.

- Brodin, P. A. og R. Nymoen (1991): Wealth effects and exogeneity: The Norwegian consumption function, Arbeidsnotat 1991/1, Norges Bank.
- Brubakk, L. (1994): *Estimering av en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991*, Rapporter 94/9, Statistisk sentralbyrå.
- Carroll, C.D., J.C. Fuhrer og D.W. Wilcox (1994): Does consumer sentiment forecast household spending? If so, Why? *American Economic Review* **84**, 1397-1408.
- Caballero, R. J. (1990): Consumption puzzles and precautionary saving, *Journal of Monetary Economics* **25**, 113-136.
- Deaton, A. (1992): *Understanding consumption*, Oxford: Clarendon Press.
- Durbin, J. (1970): Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables, *Econometrica* **38**, 410-21.
- Durbin, J. and G.S. Watson (1950): Testing for serial correlation in least-squares regression I, *Biometrika* **37**, 409-28.
- Durbin, J. and G.S. Watson (1951): Testing for serial correlation in least-squares regression II, *Biometrika* **38**, 159-78.
- Flacco, P. R., and R.E. Parker (1990): Some Evidence on the Influence of Income Uncertainty on Aggregate Consumption, *Journal of Macroeconomics* **12**, 653-662.
- Godfrey, L. G. (1978a): Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables, *Econometrica* **46**, 1293-302.
- Godfrey, L. G. (1978b): Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables, *Econometrica* **46**, 1303-10.
- Hall, R. E. (1978): Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence, *Journal of Political Economy* **96**, 971-87.
- Katona, G. (1975): *Psychological Economics*, New York: American Elsevier.
- Koenker, R. (1981): A note on studentizing a test for heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* **17**, 107-12.
- Molana, H. (1987): Role of personal wealth, relative price and interest rate in the aggregate consumption function: British evidence, Discussion paper in Economics 8704, University of Glasgow.
- Ramsey, J. B. (1974): *Classical model selection through specification error test*. *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press.
- Sandmo, A. (1970): The Effect of Uncertainty on Savings Decisions, *Review of Economic Studies* **37**.
- Torgersen, U. (1993): Assessment of data quality: The MMI regular surveys of beliefs about national and household economy in Norway, INAS - notat 1993:9, Institutt for sosial-forskning.

van Raaij, W. and H. J. Gianotten (1982): Consumer expenditure as a function of income and willingness to buy, *Papers on Economic Psychology* **14**.

Ågren, A. and B. Jonsson (1991): Consumer attitudes, buying intentions and consumption expenditures: An analysis of the Swedish household survey data, Department of Statistics, Uppsala University.

Spørreskjema

- (1) Har du i løpet av de siste 6 månedene hørt eller lest noe om forandringer i norsk økonomi ?
- a) Ja
 - b) Nei
 - c) Vet ikke
 - d) Ubesvart
- (2) Stort sett, hvor gunstig eller ugunstig var det du hørte om forandringer i norsk økonomi ?
- a) Stort sett meget gunstig
 - b) Stort sett gunstig
 - c) Hverken gunstig eller ugunstig
 - d) Stort sett ugunstig
 - e) Stort sett meget ugunstig
- (3) Hvor mye bedre eller dårligere totalt sett er den økonomiske situasjon for Norge i dag i forhold til for 12 måneder siden ?
- a) Meget bedre
 - b) Litt bedre
 - c) Den samme
 - d) Litt dårligere
 - e) Meget dårligere
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (4) Hvordan vil etter deres mening den generelle økonomiske situasjon utvikle seg i løpet av de neste 12 måneder ?
- a) Blir vesentlig forbedret
 - b) Blir noe forbedret
 - c) Blir omtrent som nå
 - d) Blir noe forverret
 - e) Blir vesentlig forverret
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (5) Hvor mye bedre eller dårligere tror du landets økonomiske situasjon vil bli i løpet av de neste 5 år ?
- a) Blir vesentlig forbedret
 - b) Blir noe forbedret
 - c) Blir omtrent som nå
 - d) Blir noe forverret
 - e) Blir vesentlig forverret
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart

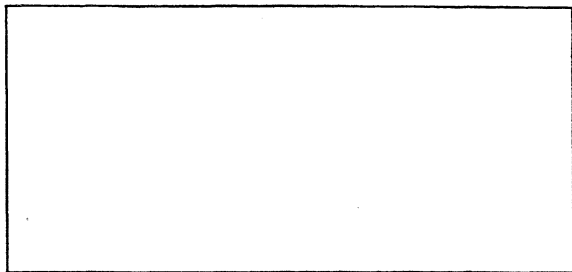
- (6) Hvor mange flere eller færre arbeidsløse enn i dag blir det etter din mening i løpet av de neste 6 måneder ?
- a) Mange færre
 - b) Noen færre
 - c) Omtrent like mange som nå
 - d) Noen flere
 - e) Mange flere
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (7) Hvor mange flere eller færre arbeidsløse enn i dag blir det etter din mening i løpet av de neste 12 måneder ?
- a) Mange færre
 - b) Noen færre
 - c) Omtrent like mange som nå
 - d) Noen flere
 - e) Mange flere
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (8) Hvor mye bedre eller dårligere er din økonomiske stilling i dag enn det den var for 12 måneder siden ?
- a) Meget bedre
 - b) Litt bedre
 - c) Stort sett den samme
 - d) Litt dårligere
 - e) Meget dårligere
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (9) Hvordan er den nåværende økonomiske situasjon for deres husholdning ?
- a) Greier meg bra - sparer mye
 - b) Greier meg bra - sparer litt
 - c) Greier meg akkurat
 - d) Bruker sparepenger
 - e) Pengene strekker ikke til
- (10) Hvordan vil etter din mening din økonomiske situasjon utvikle seg i løpet av de neste 12 måneder ?
- a) Blir vesentlig forbedret
 - b) Blir noe forbedret
 - c) Blir omtrent som nå
 - d) Blir noe forverret
 - e) Blir vesentlig forverret
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart

- (11) Hvordan har etter din mening prisene utviklet seg i de siste 12 månedene ?
- a) Sunket noe
 - b) Holdt seg uforandret
 - c) Steget svakt
 - d) Steget endel
 - e) Steget sterkt
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (12) Hvordan vil etter din mening prisene utvikle seg i løpet av de kommende 12 måneder?
- a) Synke sterkt
 - b) Synke noe
 - c) Holde seg uforandret
 - d) Stige noe
 - e) Stige sterkt
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (13) Hvor mye høyere eller lavere tror du din inntekt vil være om 4 år i forhold til i dag ?
- a) Mye høyere
 - b) Litt høyere
 - c) Omtrent den samme
 - d) Litt lavere
 - e) Mye lavere
 - f) Vet ikke
 - g) Ubesvart
- (14) Hvor gunstig eller ugunstig synes du det er for øyeblikket å anskaffe større ting som f. eks. møbler, vaskemaskin, tv-apparat etc. ?
- a) Meget gunstig
 - b) Gunstig
 - c) Hverken gunstig eller ugunstig
 - d) Ugunstig
 - e) Meget ugunstig

De sist utgitte publikasjonene i serien Notater fra Forskningsavdelingen

- 95/26 I. Aslaksen, T. Fagerli og H.A. Gravningsmyhr: Produksjon og konsum i husholdningene
- 95/29 B.E. Naug: Eksport- og importlikninger i KVARTS
- 95/31 B.E. Naug: Etterspørsel etter arbeidskraft - en litteraturoversikt
- 95/35 T.J. Klette: Vekst og produktivitet i norsk industri. Hovedrapport fra et NFR-prosjekt
- 95/40 L. Lerskau: Oversikt over konjunkturindikatorer i databasen NORMAP og FAME
- 95/46 B.E. Naug: Estimering av eksportrelasjoner på disaggregerte kvartalsdata
- 95/47 K. Moum: Beregning av bruttoproduksjon og eierinntekt i boligsektoren i nasjonalregnskapet - noen metodiske synspunkter
- 95/52 T. Kornstad: Simulering av konsum og arbeidstilbud i et livsløpsperspektiv
- 95/56 A. Langørgen: Faktorer bak kommunale variasjoner i utgifter til sosialhjelp og barnevern
- 95/58 T. W. Karlsen: Energimarkedet fra 1973 og fram mot 2010
- 96/3 I. M. Smestad: Valg under usikkerhet: En analyse av eksperimentdata basert på kvalitative valgbehandlingsmodeller
- 96/8 B. Lian og K. O. Aarbu: Dokumentasjon av LOTTE-AS
- 96/9 D. Fredriksen: Datagrunnlaget for modellen MOSART, 1993
- 96/10 S. Grepperud og A. C. Bøeng: Konsekvensene av økte oljeavgifter for råoljepris og etterspørsel etter olje. Analyser i PETRO og WOM
- 96/16 K. Gerdrup: Inntektsfordeling og økonomisk vekst i norske fylker: En empirisk studie basert på data for perioden 1967-93
- 96/31 A. Bruvoll og H. Wiig: Konsekvenser av ulike håndteringsmåter for avfall
- 96/33 M. Rolland: Militærutgifter i Norges prioriterte samarbeidsland
- 96/35 A.C. Hansen: Analyse av individers preferanser over lotterier basert på en stokastisk modell for usikre utfall
- 96/36 B.H. Vatne: En dynamisk spillmodell: Dokumentasjon av dataprogrammer
- 96/44 K.-G.Lindquist og B.E.Naug: Makro-økonometriske modeller og konkurranseevne.
- 96/45 R. Golombek og S. Kverndokk (red): Modeller for elektrisitets- og gassmarkedene i Norge, Norden og Europa.
- 96/53 F.R. Aune: Konsekvenser av en nordisk avgiftsharmonisering på elektrisitetsområdet.
- 97/2 E. Berg og K. Rypdal: Historisk utvikling og fremskrivning av forbruket av noen miljøskadelige produkter
- 97/5 Å. Cappelen: SSBs arbeid med investeringsrelasjoner: erfaringer og planer
- 97/30 K.-G. Lindquist: Database for energiintensive næringer. Tall fra industristatistikken
- 97/35 A. Langørgen: Faktorer bak variasjoner i kommunal ressursbruk til pleie og omsorg
- 97/36 S. E. Førre: Registerdataene i lys av industristatistikken
- 97/37 K. Gimming: Virkninger på prisutviklingen på naturgass i Vest-Europa ved innføring av felles karbonavgift
- 97/39 E.Holmøy og Ø.Thøgersen (red.): Virkninger av strukturpolitiske reformer: Forslag til konkrete forskningsprosjekter
- 97/41 E. Holmøy: En presisering av hva som skal menes med tilbudskurven for arbeid i en generell likevektsmodell
- 97/45 A. Katz, B.M. Larsen, K.S. Eriksen og T. Jensen: Transport og makroøkonomi – en samkjøring av GODMOD-3 og MSG-6
- 97/52 J. Nordøy: Nyten av forventningsbaserte konjunkturindekser ved predikering av konsum
- 97/68 R. Johansen: Modell for regional analyse av arbeidsmarked og demografi. Teknisk dokumentasjon

Notater



Tillatelse nr.
159 000/502

B Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

Statistisk sentralbyrå

Oslo:
Postboks 8131 Dep.
0033 Oslo

Telefon: 22 86 45 00
Telefaks: 22 86 49 73

Kongsvinger:
Postboks 1260
2201 Kongsvinger

Telefon: 62 88 50 00
Telefaks: 62 88 50 30

ISSN 0806-3745



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway