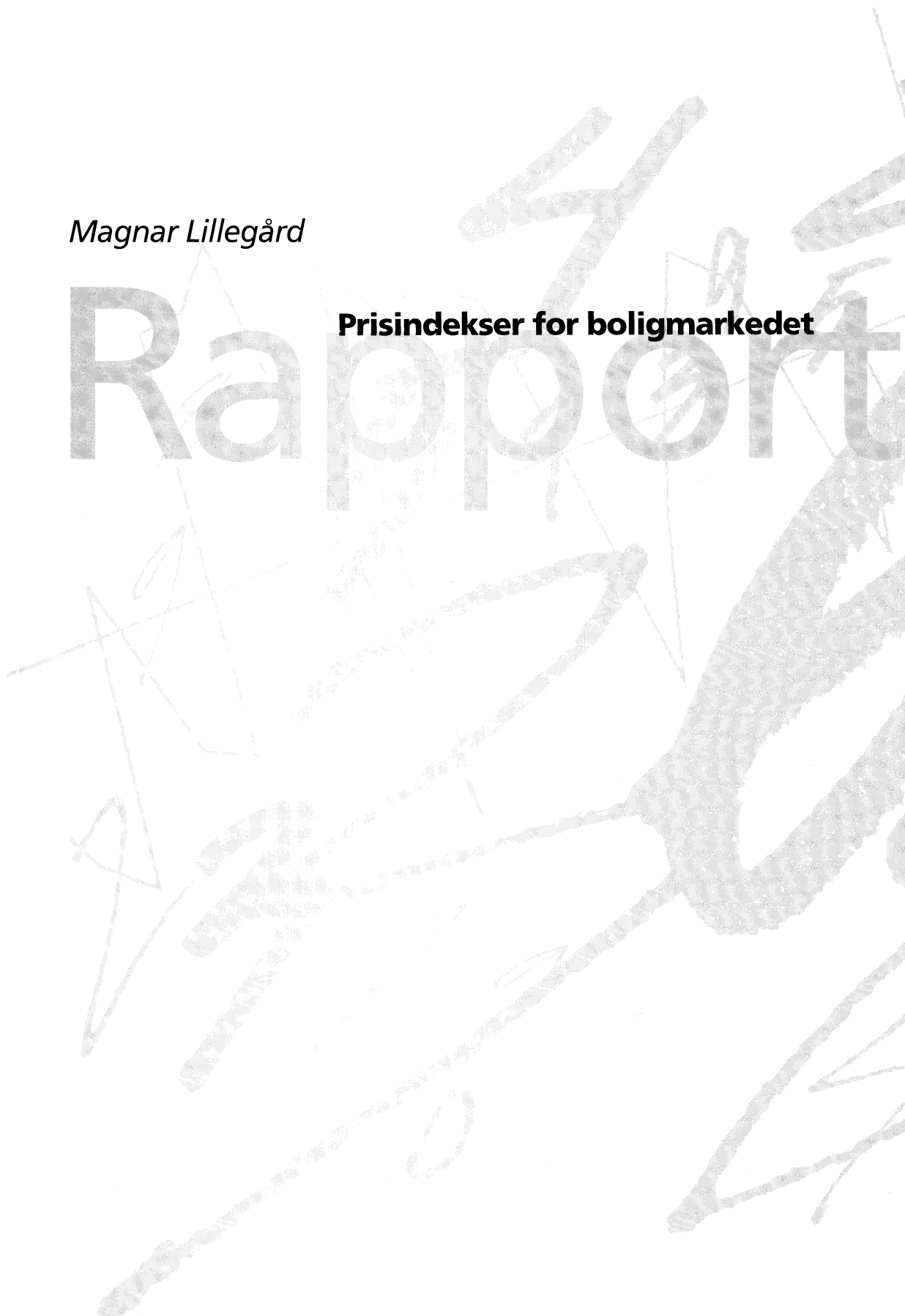


Magnar Lillegård

Rapport

Prisindekser for boligmarkedet



Magnar Lillegård

Prisindekser for boligmarkedet

Standardtegn i tabeller	Symbols in Tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpige tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Rettet siden forrige utgave	Revised since the previous issue	r

ISBN 82-537-3992-3
ISSN 9332-8422

Emnegruppe

36 Boliger og boligforhold

Emneord

Boligpriser
Bruktbolig
Omsetningspris

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Falch Hurtigtrykk

Sammendrag

Magnar Lillegård

Prisindekser for boligmarkedet

Rapporter 94/7 • Statistisk sentralbyrå 1994.

Fra 1993 publiserer Statistisk sentralbyrå en prisindeks for bruktboliger. Indeksen er kvartalsvis og går tilbake til 1. kvartal 1991. Denne rapporten er en dokumentasjon av beregningsmetoden og beskrivelse av datagrunnlaget. Videre presenteres resultatene fra indeksberegningene og noe prisstatistikk basert på denne og andre undersøkelser.

Utarbeidelse av prisindekser for boligmarkedet krever at vi korrigerer for at kvaliteten på boligmassen kan endre seg over tid. Dette gjøres ved å bruke den såkalte hedoniske metoden. Ved å uttrykke boligprisen som en funksjon av boligens egenskaper kan vi finne den prisendringen som skyldes endringer i boligmarkedet og ikke endringer i boligens kvalitet. Hvilke kvalitetsegenskaper som skal være med i prisfunksjonen er i stor grad et empirisk spørsmål. Areal, alder og beliggenhet har størst innvirkning på boligprisen. En log-lineær funksjonsform blir funnet mest hensiktsmessig. Det beregnes tre prisfunksjoner, en for hver av hustypene eneboliger, småhus og blokkleiligheter. Parametrene i prisfunksjonene estimeres med vanlig lineær regresjon på grunnlag av data fra 1991 og 1992.

Datagrunnlaget hentes fra to kilder. Den kvartalsvise rapporten fra GAB-registeret gir prisopplysninger og beliggenhet samt mulighet til å begrense utvalget til omsetninger i fritt salg. GAB-registeret inneholder bare tinglyste omsetninger slik at borettslagsleiligheter ikke kommer med i undersøkelsen. For å innhente flere opplysninger om boligen, sendes det ut et spørreskjema til boligkjøperne. Det utarbeides 20 prisindekser hvert kvartal, både totalindekser og delindekser. Indeksene fordeler seg på tre hustyper; eneboliger, småhus og blokkleiligheter, og fire geografiske soner. Sone 1 er Oslo og Bærum, sone 2 omfatter resten av Akershus. Sone 3 består av storbyene Stavanger, Bergen og Trondheim, mens sone 4 er resten av landet.

Prisindeksene viser at boligprisene nådde bunnen i 1. kvartal 1993. Resultatene stemmer godt overens med tall fra Norges Eiendomsmeglerforbund og Norske Boligbyggelags Landsforbund. De største avvikene mellom de tre statistikkene finner vi i Osloregionen.

Emneord: Boligpriser, bruktboliger, omsetningspriser.

Abstraction

Magnar Lillegård

House price indices

Reports 94/7 • Statistics Norway 1994

Since 1993 Statistics Norway publishes quarterly house price indices. The index is quarterly and it goes back to 1. quarter 1991. This report is a documentation of the method of calculation and description of the sales statistics. Further, the results of the index calculation and some price statistics based on this and other surveys are presented. We make indices for three house types; detached houses, one-family houses and apartments. For each of these house types we make indices for the country as a whole and four geographical zones. The zones are Oslo w/Bærum, the rest of Akershus, the cities of Bergen, Stavanger and Trondheim and the rest of the country. Twenty indices are produced and published.

The quality of a house changes over time, and this makes measuring price movements difficult. To solve this problem we use the hedonic method. This method rests on the hypothesis that the value of a product depends upon its attributes and characteristics. The house price is dependent on the attributes and characteristics of the house. Changes in house prices should therefore reflect changes in the market's valuation of these characteristics.

Which attribute to choose is an empirical question. We found that age, location and size were important attributes. We also choose a log-linear function form. We estimate three price functions, one for each house type. The parameters were estimated by linear regressions, and we used data from 1991 and 1992. The standard deviations of the indices have also been calculated.

The sales statistics are compiled from two sources; the Register of Landed Property, Addresses and Buildings (LAB) and through a survey. From the LAB we get sales price and location. It also enables us to leave properties which have not been traded freely out of the index. To get additional information about the properties we send a questionnaire to the house purchasers. It contains questions about age, the size, the number of rooms etc. When designing this questionnaire it was important that it was easy to complete and that it could be scanned optically.

Subject heading: House prices, existing dwellings, sales prices.

Innhold

Tabellregister	6
1. Innledning	7
2. Teoretisk bakgrunn	8
2.1 Forstudier	8
2.2 Den hedoniske metoden	8
2.3 Valg av indeksformel	10
3. Datagrunnlag	11
3.1 GAB-registeret	11
3.2 Skjemaundersøkelsen	11
3.3 Inndeling i prissoner	12
3.4 Utvalgskriterier	12
3.5 Utvalgsskjevhet	15
3.6 Tinglysingsdatoen	17
4. Regresjonsberegninger	18
4.1 Variabler	18
4.2 Prisfunksjonen	20
5. Statistikk	22
5.1 Vekting av delindekser	22
5.2 Prisindekser	23
5.3 Standardavvik	24
5.4 Sammenligning med prisstatistikk fra andre kilder	25
5.5 Regionale prisleksjoner	25
5.6 Sammenligning mellom prisen på brukte og nye eneboliger	27
Referanser	29
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå	30

Tabellregister

Tabell 3.1	Antall utsendte, innkomne og godkjente spørreskjema. Svarprosent	14
Tabell 3.2	Antall observasjoner etter kvartal, hustype og geografisk sone	14
Tabell 3.3	Gjennomsnittspris etter hustype og sone. Omsetninger tinglyst i 1. kvartal 1993. 1 000 kr	15
Tabell 3.4	Forskjell i omsetningspris mellom de som svarer på skjema og alle som får skjema. Prosent	16
Tabell 3.5	Gjennomsnittspris/bruksareal etter hustype og sone. 1 000 kr	16
Tabell 3.6	Omsetningsmåned for boliger tinglyst i 3. kvartal 1993. Prosent	17
Tabell 4.1	Regresjonsresultater ved estimering av hedoniske prisfunksjoner. Modell med $\ln(\text{pris})$ som avhengig variabel	21
Tabell 5.1	Prisindeks for bruktbolig. 1991=100	23
Tabell 5.2	Standardavvik. Prisindeks for bruktbolig	25
Tabell 5.3	Gjennomsnittspriser etter fylke, hustype og år. 1 000 kr	26
Tabell 5.4	Gjennomsnittspriser etter storby, hustype og år. 1 000 kr	26
Tabell 5.5	Gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for eneboliger etter fylke/storby	28

1. Innledning

De aller fleste vil før eller siden komme i kontakt med boligmarkedet. Boligstatistikk, og spesielt boligpriser, er derfor noe som interesserer mange. Tross dette, har ikke Statistisk sentralbyrå satset spesielt sterkt på boligstatistikk. Mange mente derfor det var på høy tid da Statistisk sentralbyrå i juli 1993 publiserte en prisindeks for bruktbolig. En seriøs analyse av boligmarkedet er et viktig bidrag til den økonomiske debatten. Prisstatistikk, som all annen statistikk, vil selvsagt alltid bli tilbakeskuende og kan ikke direkte tjene som veileder for den enkelte boligsøker. Men kunnskap om hva som har hendt er alltid interessant for vurderingen av tendensen framover.

Denne rapporten er først og fremst en dokumentasjon av hvilke metodevalg som er gjort, i tillegg til en beskrivelse av datagrunnlaget. Resultatet av indeksberegningene er selvsagt med, og rapporten inneholder også et par andre innfallsvinkler til boligstatistikken. Det teoretiske grunnlaget bygger på den såkalte hedoniske metoden og blir omhandlet i kapittel 2. Den hedoniske metoden egner seg svært godt når vi har å gjøre med enheter som ofte varierer mye i kvalitet, f.eks. biler, datamaskiner eller boliger som i vårt tilfelle.

Statistikken er både register- og skjemabasert. Kapittel 3 beskriver hvordan bygningsdelen i GAB-registeret kompletteres med en spørreundersøkelse blant boligkjøperne. Problemer med utvalgskriterier og utvalgsskjevhet blir også tatt opp her. I det neste kapitlet kommer så variabeldefinisjoner og resultater av regresjonsberegningene. Resultater og boligstatistikk presenteres i det femte og siste kapitlet. Her gjøres det også noen anslag på standardavviket til prisindeksen.

Eksisterende statistikk

Det har en god stund eksistert flere prisstatistikker

på markedet. Statistisk sentralbyrå publiserer allerede en prisindeks for nye eneboliger. Fra 1989 har Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF) i samarbeid med ECON Bygganalyser utarbeidet en landsomfattende boligprisstatistikk. Denne baserer seg på faktiske omsetninger foretatt av NEFs medlemmer og publiseres tre ganger årlig. Det benyttes en metode som korrigerer for endringer i boligens areal. Norske Boligbyggelags Landsforbund (NBBL) har siden 1981 utgitt en statistikk over priser og antall omsetninger innen boligsamvirket. Denne var tidligere halvårlig, men er fra og med 1992 kvartalsvis. Statistikken bygger på alle markedsomsetninger blant ca. 73 prosent av borettslagsleilighetene i landet.

En statistikk som kun ser på boligprisene i Oslo og omegn er OPAKs "vår- og høstundersøkelse". Denne er basert på prisantydninger i avisenes boligannonser og tar ikke hensyn til den faktiske salgsprisen eller om boligen i det hele tatt er blitt solgt. Felles for NBBLs og OPAKs statistikk er at de ser på gjennomsnittspriser og altså ikke korrigerer for kvalitetsendringer i boligmassen. Sparebanken NOR i samarbeid med Byggforsk har siden 1988 også sett på boligmarkedet i Oslo. Alle selveierboliger som er solgt to ganger eller mer omfattes av undersøkelsen. Ved å se på prisutviklingen på en og samme bolig kan kvalitetsfaktorene holdes tilnærmet konstante.

Det er derfor ikke manglende tilgang på statistikk som gjør at Statistisk sentralbyrå nå har utarbeidet sin egen prisindeks for bruktbolig. Det er heller ønsket om å lage en mer omfattende og pålitelig statistikk enn det som allerede fins på markedet. Hovedforskjellen fra andre prisstatistikker er at et større antall boliger er med i undersøkelsen. I tillegg hentes det inn flere opplysninger om den enkelte bolig. Dessuten kan det være hensiktsmessig at statistikken utarbeides av en organisasjon uten egeninteresse i en bestemt prisutvikling.

2. Teoretisk bakgrunn

2.1 Forstudier

Statistisk sentralbyrå publiserer allerede en prisindeks for nye eneboliger, dokumentert av Wass (1992b). Denne statistikken bygger også på data fra GAB i tillegg til skjemaussending. Ved hjelp av regresjonsanalyse korrigeres gjennomsnittlig kvadratmeterpris for eventuelle endringer i boligmassen, og prisindeksen kan beregnes. Erfaringene med denne metoden har vært såpass gode at det ble bestemt å bruke et lignende opplegg i prisindeks for brukt-bolig. Det er imidlertid vesentlige forskjeller mellom de to statistikkene når det gjelder hvilke kvalitetsvariable som er relevante for indeksberegningen. Forstudiene har derfor, i tillegg til metodemessige vurderinger, i stor grad dreid seg om dette.

Undersøkelser fra utlandet viser at prisen på brukte boliger ikke bare er avhengig av egenskaper knyttet til selve boligen, men også av egenskaper knyttet til boligens fysiske og sosiale omgivelser. For eksempel vil to like boliger, den ene sentralt beliggende i en kommune og den andre beliggende i utkanten av samme kommune, sannsynligvis oppnå ulik pris i det lokale boligmarkedet. Regresjonsanalyser på grunnlag av data fra boforholdsundersøkelsen viste dette klart. Men det viste seg også at det er vanskelig å få slike egenskaper så "rene" som ønskelig. I regionen Oslo/sentrale Akershus ble det f.eks. funnet en *positiv* sammenheng mellom forventet markedspris og flystøy.

Det ble også trukket erfaringer fra en undersøkelse om "Småhuspriserna i Sverige" av Rune Wigren. Denne ser på hvilken betydning egenskaper ved boligen, tomten og omgivelsene hadde for boligprisene i Sverige i årene 1977 og 1978. I tillegg er det flere undersøkelser i USA og Storbritannia som tar for seg det samme emnet. Det at vi først finner sammenhenger mellom kvalitetsegenskaper og pris for deretter å korrigere for kvalitetsendringer, kalles ofte "den hedoniske metoden."

2.2 Den hedoniske metoden

Denne beskrivelsen av den hedoniske metoden er hovedsakelig hentet fra Wass (1992a).

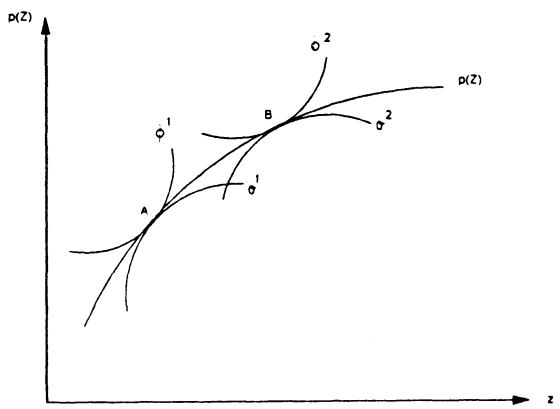
I mange markeder finnes en rekke typer eller modeller av produkter innen samme produktklasse. Dette er også tilfelle på boligmarkedet. Boligene varierer i størrelse, hustype, alder, utrustningsstandard osv. Generelt vil derfor ikke boliger omsatt i en periode være direkte sammenlignbare med boliger omsatt i andre perioder. Måling av prisutviklingen i boligmarkedet blir dermed relativt komplisert. Det forhold at boliger omsatt i ulike perioder kan være kvalitativt forskjellige, bør ikke påvirke en indeks for boligprisen. Vi trenger med andre ord en metode for "kvalitetsrensing".

En metode for slik kvalitetsrensing er den hedoniske metoden. Den bygger på en hypotese om at et produkt verdsettes på grunnlag av sine egenskaper eller karakteristika. Hedoniske priser defineres som implisitte priser på produktets egenskaper. En teoretisk basis for studier av produktmarkeder med differensierte produkter finner man hos Rosen (1974). Her gir vi en kort presentasjon av Rosens modell.

La $X = (x_1, \dots, x_n)$ være en vektor som består av n objektive målbare egenskaper ved boligen. $p = p(X)$ er den tilhørende markedsprisen. Den hedoniske prisfunksjonen $p(X)$ gir sammenhengen mellom markedspris og egenskaper. Generelt er $p(X)$ ikke-lineær og avhengig av forhold både på tilbuds- og etterspørselssiden i markedet. Det antas at prisfunksjonen tas for gitt i et marked preget av fri konkurranse. Videre forutsettes det at det finnes et så stort antall boliger at valg mellom ulike "pakker" med X kan oppfattes som kontinuerlig. Boligene antas å være udelelige, slik at valg mellom ulike sammensetninger av X innebærer valg mellom ulike boliger.

Etterspørernes atferd, f.eks. husholdninger, kan beskrives ved en nyttefunksjon $u=u(z, X, \alpha)$ der z er utgiftene til andre goder enn bolig, og α er en parametervektor som representerer kjennetegn ved etterspøreren. Husholdningene ønsker å maksimere nytten gitt en ikke-lineær budsjettbetingelse $y=p(X)+z$, der y er inntekt. Husholdningene vil tilpasse seg slik at det marginale substitusjonsforholdet mellom x_i og z er lik den implisitte prisen på x_i . Rosen definerer videre en etterspørselsfunksjon som viser det beløp en husholdning er villig til å betale for ulike verdier av X ved gitt nyttenivå og inntekt. Ved å definere en budpris for X som $\theta=y-z$, og sette inn i nyttefunksjonen, får vi at $u=u(y-\theta, X, \alpha)$. Ved å transformere nyttefunksjonen blir etterspørselsfunksjonen $\theta=\theta(X; u, y, \alpha)$.

Figur 2.1. Markedsløsninger i den hedoniske modellen



Figur 2.1 viser etterspørselsfunksjonen for to husholdninger. Langs θ er en husholdning indifferent. θ viser den ekstra utgiften en husholdning er villig til å betale for en ekstra enhet av x_i når andre egenskaper enn x_i holdes konstante. Det vil si at dersom en husholdning ønsker mer av x_i , innebærer dette en reduksjon i z . Når $p(X)$ er gitt, beskriver etterspørselsfunksjonen det minste beløp en husholdning må betale for å oppnå en bestemt kombinasjon av egenskaper. I figur 2.1 er punkt A en optimal tilpasning for husholdning 1, og punkt B er en optimal tilpasning for husholdning 2.

Tilbudssiden i markedet beskrives i Rosens modell analogt med etterspørselssiden. Ved å definere en tilbudsfunksjon, beskrives det minste beløp tilbyderne er villige til å selge en bolig for ved ulike "pakker" med X ved et konstant profittnivå. Tilbudsfunksjonen $\phi=\phi(X; v, \beta)$ er en transformasjon av profittfunksjonen på samme måte som etterspørselsfunksjonen er en transformasjon av nyttefunksjonen. v angir profitt, β kan være en parameter som beskri-

ver produksjonstekniske forhold. Tilbyder 1 vil tilpasse seg i punkt A, mens tilbyder 2 vil tilpasse seg i punkt B. Gjennom denne interaksjonen mellom tilbyderne og etterspørerne i markedet fremkommer en hedonisk prisfunksjon $p(X)$.

Prisfunksjonen

Med utgangspunkt i Rosens modell kan det argumenteres for at markedsprisen på en bolig kan beskrives som en funksjon av boligens egenskaper. Ved å estimere en hedonisk prisfunksjon, kan de ulike implisitte priser finnes. Dette gjør det mulig å konstruere kvalitetsjusterte prisindekser for boligmarkedet. Det reiser seg to viktige spørsmål når vi skal estimere hedoniske prisfunksjoner: Hvilke egenskaper bør inngå i funksjonen? Hvilken funksjonsform bør velges?

Når det gjelder valg av hvilke egenskaper som bør inngå, savner vi klart teoretiske holdepunkter. Ut ifra andre empiriske undersøkelser synes det rimelig å klassifisere disse i tre grupper. For det første de egenskaper som kan knyttes til selve boligen som areal, alder, antall bad osv. I tillegg til disse karakteriseres også boligen av dens fysiske og sosiale omgivelser. Flere av disse forholdene gir seg utslag i prisen. Griliches (1971) advarer imidlertid mot bruk av slike egenskaper fordi de ikke er et kjennetegn ved boligen, men et kjennetegn ved markedet. Ikke desto mindre viser slike egenskaper å ha betydning for prisen i empiriske undersøkelser. Spesielt kan det være nyttig å ta hensyn til den geografiske beliggenheten til boligen.

Valg av funksjonsform er også i stor grad et empirisk spørsmål. Wigren (1986) antar at sammenhengen mellom prisen på bolig i i tidsrom t , P_i^t , og boligens kvalitetsegenskaper kan formuleres stokastisk som (2.1)

$$P_i^t = F^t(x_{1i}^t, \dots, x_{mi}^t, \epsilon_i^t) \quad ; \quad i=1, \dots, n$$

hvor x_{ji}^t er kvalitetsegenskap nr j for bolig nr i i tidsrom t . ϵ_i^t er tilfeldig feil og n er antall boliger.

Rosen (1974) og Wigren (1986) mener begge at prisfunksjonen er multiplikativ. Videre bør funksjonen ha andrederiverte. Ved å velge funksjonsform kan vi estimere de partiellderiverte - de såkalte hedoniske prisene. I empiriske undersøkelser i Sverige og USA har man funnet at en logaritmisk funksjonsform gir størst forklaringskraft.

De ulike egenskapene trenger ikke være numeriske. Ofte er det sånn at en egenskap enten er der eller ikke. Garasje er et eksempel. Slike egenskaper presenteres ved såkalte "dummyvariable" som har verdien 1 når egenskapen er til stede og verdien 0 hvis ikke.

2.3 Valg av indeksformel

I prisindeks for bruktbolig har vi valgt en log-lineær funksjonsform, med den naturlige logaritmen til prisen (P) som avhengig variabel. Hvis vi kaller de numeriske kvalitetsvariablene for x_1, \dots, x_k og dummyvariablene for y_1, \dots, y_l , kan modellen skrives på formen

$$\ln P_i^t = a^t + b_1^t \cdot \ln x_{1i}^t + \dots + b_k^t \cdot \ln x_{ki}^t + c_1^t \cdot y_{1i}^t + \dots + c_l^t \cdot y_{li}^t + \varepsilon_i^t$$

hvor t =tid, kvartal i vårt tilfelle. Det kan være hensiktsmessig også å ha med kvartalsdummys i ligningen. Vanligvis estimeres parametrene på grunnlag av en lengre periode enn et kvartal, og bruk av kvartalsdummys hindrer sammenblanding av prisendringer som skyldes at tiden går og prisendringer som skyldes egenskaper ved boligen.

En log-lineær modell kan tolkes på den måten at hvis en av de numeriske variablene x_i øker med en prosent, vil prisen øke med ca. b_i prosent. Parametrene i modellen estimeres ved vanlig lineær regresjon.

Alternativt kan modellen skrives på multiplikativ form.

$$(2.3) \quad P_i^t = \exp(a^t) \cdot (x_{1i}^t)^{b_1^t} \dots (x_{ki}^t)^{b_k^t} \exp(c_1^t \cdot y_{1i}^t) \dots \exp(c_l^t \cdot y_{li}^t) \exp(\varepsilon_i^t)$$

Prisindeksen defineres nå som forholdet mellom prisen på to kvalitetsmessig like boliger i henholdsvis kvartalet (t) og basisåret (0). Hvis begge boligene har en vektor av kvalitetsegenskaper lik $(x_1^S, \dots, x_k^S, y_1^S, \dots, y_l^S)$ kan prisindeksen skrives som

$$(2.4) \quad I^t = \frac{\exp(a^t) \cdot (x_{1i}^S)^{b_1^t} \dots (x_{ki}^S)^{b_k^t} \exp(c_1^t \cdot y_{1i}^S) \dots \exp(c_l^t \cdot y_{li}^S)}{\exp(a^0) \cdot (x_{1i}^S)^{b_1^0} \dots (x_{ki}^S)^{b_k^0} \exp(c_1^0 \cdot y_{1i}^S) \dots \exp(c_l^0 \cdot y_{li}^S)}$$

I indeksformelen har vi ikke tatt hensyn til feilleddene (ε_i). Dette medfører at vi ikke ser på forholdet mellom forventede priser. Indeksen viser derimot forholdet mellom prismedianene for en gitt kvalitetsvektor. Medianen for denne type funksjoner vi her snakker om er alltid mindre eller lik den forventede verdien. Men dersom vi har samme prisvariasjon i kvartalet og basis, og dette er ingen urimelig antakelse, blir forholdet mellom medianene lik forholdet mellom forventningene, se Goldberger (1968).

For å forenkle indeksberegningen er det hensiktsmessig å anta at priselastisitetene b_1, \dots, b_k og c_1, \dots, c_l er konstante over kortere tidsperioder. Dersom vi gjør denne antakelsen, ($b_1^t = b_1^0$ osv.), kan vi forkorte og prisindeksen forenkles til

$$(2.5) \quad I^t = \frac{\exp(a^t)}{\exp(a^0)}$$

Med den valgte prisfunksjonen vil altså prisindeksen kun avhenge av endringene i konstantleddet. Konstantleddet er enkelt å estimere i lineær regresjon. Hvis vi tar gjennomsnittsverdien på begge sider av likhetstegnet i ligning 2.2 og deretter flytter over, får vi følgende uttrykk for konstantleddet

$$(2.6) \quad a^t = \overline{\ln P^t} - b_1 \cdot \overline{\ln x_1^t} - \dots - b_k \cdot \overline{\ln x_k^t} - c_1 \cdot \overline{y_1^t} - \dots - c_l \cdot \overline{y_l^t}$$

Konstantleddet beregnes både i kvartalet og i basis. Det gir oss følgende formel for prisindeksen

$$(2.7) \quad I^t = \frac{\exp(\overline{\ln P^t} - b_1 \cdot \overline{\ln x_1^t} - \dots - b_k \cdot \overline{\ln x_k^t} - c_1 \cdot \overline{y_1^t} - \dots - c_l \cdot \overline{y_l^t})}{\exp(\overline{\ln P^0} - b_1 \cdot \overline{\ln x_1^0} - \dots - b_k \cdot \overline{\ln x_k^0} - c_1 \cdot \overline{y_1^0} - \dots - c_l \cdot \overline{y_l^0})}$$

3. Datagrunnlag

3.1 GAB-registeret

GAB er det nasjonale Grunneiendoms-, Adresse- og Bygningsregisteret. Registeret er stort sett komplett for grunneiendommer og adresser, mens bygningsdelen i hovedsak bare inneholder byggeaktivitet etter 1. januar 1983. Rapporteringer av tinglysinger via GAB er innført gradvis og omfatter alle kommuner fra og med 1990. GAB-systemet har en sentral plass i samfunnets forvaltning og distribusjon av eiendomsdata. Miljøverndepartementet har den overordnede politiske og økonomiske styringen. Statens kartverk har det faglige og administrative ansvaret, mens fylkeskartkontorene har det daglige ansvaret for oppdatering, kvalitetssikring, kundekontakt og salg av registerdata. Det er etablert omfattende rutiner for registrering og vedlikehold slik at registeret alltid skal være komplett. Alle kommunene i landet melder data til GAB om nye grunneiendommer, adresser og bygninger. De to viktigste eksterne koblingene fra GAB er mot Det Sentrale Personregister (DSP) og Elektronisk Grunnbok.

For å komplettere bygningsdelen i GAB er det satt i gang et bygningsregistreringsprosjekt, MABYGG (massiv bygningsregistrering), som vil føre til at alle bygg som er 15m² og større blir registrert i B-delen i GAB med bygningsnummer, kartreferanse og tilknytning til grunneiendommen. Dette er et samarbeidsprosjekt mellom kommunene og Statens kartverk. MABYGG skal være gjennomført i alle landets kommuner innen 1. september 1994, og er første skritt på veien til et komplett boligregister i Norge. Dette vil gi mulighet til en enda bedre pris- og omsetningsstatistikk for eiendommer. I tillegg vil Statistisk sentralbyrå kunne bruke et slikt register i en rekke andre sammenhenger. Behovet for skjema-baserte undersøkelser om nybygging, boligavgang, boforhold, prisutvikling på boligomsetning mv. vil i vesentlig grad bli overflødig når GAB er fullstendig. Fremtidige Folke- og boligtellinger vil kunne foren-

kles dersom bygningsregisteret utvides til å gi flere opplysninger om bygninger og dersom det opprettes et numerisk adresseregister som også brukes i DSP.

Statistisk sentralbyrås omsetningsstatistikk og prisindeks for bruktbolig bygger på rapporteringen av tinglysinger via G-delen i GAB. I tillegg til kjøpesummen ligger det her også en del andre sentrale opplysninger om eiendommen. Kombinert med bygningsdataene i B-delen i GAB gir dette i teorien et godt grunnlag for å produsere prisstatistikk for brukte boliger. Men to vesentlige mangler i GAB hindrer dette. For det første er det mye uoppgitt på tinglysingsskjemaene. Dessuten dekker B-delen i GAB som nevnt stort sett boliger bygget etter 1982. Registeropplysningene suppleres derfor med en kvartalsvis utsendelse av spørreskjema til boligkjøperne.

3.2 Skjemaundersøkelsen

Ettersom GAB-registeret kun inneholder tinglyste omsetninger, begrenser undersøkelsen seg til selveierboliger. Borettslagsleiligheter blir som kjent ikke tinglyst. Utformingen av spørreskjemaet er basert dels på resultater fra sammenlignbare undersøkelser i andre land, og dels på egne antakelser. Valg av egenskaper som det må innhentes opplysninger om må i stor grad baseres på skjønn. Vi har ingen teoretiske holdepunkter for dette problemet. Etter de første utsendingene ble det innkomne datamaterialet analysert for endelig å bestemme hvilke variable som skulle brukes i indeksberegningen. Viktige spørsmål på skjema er bygningstype, bruksareal, antall rom, antall wc, parkeringsmuligheter, byggeår og avstand til nærmeste tettsted eller kommunesenter.

Hvert kvartal, 2-3 uker etter kvartalets utløp, mottar Statistisk sentralbyrå en ny GAB-rapport fra Statens

kartverk. Rapporten inneholder alle omsetninger som ble registrert tinglyst i kvartalet og to uker ut i den påfølgende måneden. For å begrense utvalget til prisstatistikken forlanges det at det skal være en hjemmelsoverføring og at eiendommen anvendes til boligeiendom, eventuelt at det er uoppgitt anvendelse av grunn. Omsetningen må omfatte bygninger, i tillegg til at omsetningstypen er definert som fritt salg. Det antas at det bare er for omsetninger i fritt salg at vi har å gjøre med reelle kjøpesummer/-verdier.

Et databånd med fødselsnummer på boligkjøperne blir sendt til Statens Datasentral. Det foretas kobling mot Det Sentrale Personregister, og databåndet kommer tilbake påført adresser. I tilfeller hvor en eiendom er registrert på to personer, f.eks. ektefeller eller samboere, sendes skjema til kun den første på fila. Det gjøres også en del andre dublettkontroller. Spørreskjemaene sendes ut, og boligkjøperen får ca. 2 uker svarfrist. For å øke svarprosenten sendes det ut en påminnelse, noe som gjør at det går ytterligere et par uker. Ferdige prisindekser for et kvartal kan publiseres tidligst 10 uker etter kvartalets utløp. Det er en noe lenger bearbeidings tid enn hva f.eks. NEF og NBBL har på sine boligstatistikker.

I 1991 var det utvalgstilling. Av omkring 22 000 omsetninger ble det sendt ut skjema til 14 000. Utvalgsprosenten var 80 prosent i Oslo, Bærum, Stavanger, Bergen og Trondheim. I resten av landet ble det trukket et utvalg på 60 prosent. Svarinngangen i 1991 var på 10 533 skjema, ca. 75 prosent. I 1992 og 1993 ble det sendt ut skjema til samtlige aktuelle oppgavegivere. Den totale svarinngangen i 1992 var på ca. 20 000 skjema. I de tre første kvartalene i 1993 kom det inn henholdsvis 4 076, 5 782 og 6 989 skjema. Svarprosenten i 1992 og de to første kvartalene i 1993 lå også mellom 70 og 80 prosent. I 3. kvartal 1993 var svarprosenten noe lavere, men dette ble i stor grad oppveid av flere observasjoner.

Optisk lesing

Alle skjema blir lest optisk, dette for å redusere arbeidet med dataregistreringen. Alle spørsmålene står på den ene siden av skjemaet og besvares ved avkryssing innenfor parenteser. Vanlige problemer under optisk lesing er lesefeil pga. skjevheter i trykkingen, ødelagte skjema eller ikke godkjente avmerkingsmetoder. Spørsmål kan også være utfyllt eller besvart med flere alternativer. Mengden av feilste skjema kan reduseres ved å endre kontrollrutinene i leseprogrammet. Dette fører til mindre manuelt skjemaarbeid, men øker risikoen for feil.

Det må dermed tas flere hensyn når datamaterialet skal analyseres. Det største problemet i utfyllingen av skjemaet er der et tall svar skal gis ved avmerking, f.eks. spørsmålet om bruksareal. Mange fyller ut tall i tallrubrikken, men glemmer å avmerke mellom parentesene. Andre misforstår spørsmålet og avmerker på feil sted.

3.3 Inndeling i prissoner

Ulike områder i landet kan ofte ha forskjellig prisutvikling. For å fange opp dette, deler vi Norge inn i fire forskjellige prismarkeder eller prissoner. Denne inndelingen er hentet fra Norsk Byggforskningsinstitutt og Norges Eiendomsmeglerforbund. Ideen bak inndelingen er at storbyer ofte er et eget prismarked, med ulik prisutvikling fra resten av landet. I tillegg ligger Akershus såpass nær Oslo at vi også her kan finne en annen prisutvikling enn i landet for øvrig. Sone 1 er Oslo og Bærum, sone 2 omfatter resten av Akershus. Sone 3 består av storbyene Stavanger, Bergen og Trondheim, mens sone 4 er resten av landet. Inndelingen kan helt klart diskuteres. Spesielt kan det stilles spørsmål ved å slå sammen de tre storbyene Stavanger, Bergen og Trondheim. Men for få observasjoner gjør det problematisk med en prissone for hver av disse byene. Det beregnes egne prisindekser fordelt etter hustype innenfor hver av de fire sonene. I tillegg lages det landsdekkende indekser.

3.4 Utvalgskriterier

Spørreskjemaene sendes ut på grunnlag av registerinformasjon. Et register kan inneholde feil og ha upresise definisjoner. Dermed er det ikke til å unngå at det sendes skjema til en del som vi ikke ønsker å ha med i undersøkelsen. En viktig oppgave er da å identifisere disse. En del oppgavegivere tar selv kontakt dersom de mener at de ikke bør svare. Det kan være et stort avvik mellom omsetnings- og tinglysingstidspunkt. Noen kan ha kjøpt bare en del av boligen eller at tomten er festet. For de oppgavegiverne som ikke tar kontakt, men sender inn skjema, trenger vi noen regler for å renske datamaterialet.

De to vanligste årsakene til at et spørreskjema ikke blir godkjent er at eiendommen ikke er bebygd eller at det er kjøpt mer enn en bolig. De to første spørsmålene på skjemaet luker ut slike tilfeller. I tillegg kreves det at eiendommen skal ha minst ett bad og ett WC, og at bygningstypen kommer inn under enten eneboliger, småhus eller blokkleiligheter. Dette er de første utvalgskriteriene. Med småhus

mener vi enten tomannsboliger, rekkehus eller eneboliger i kjede. Slike begrensninger virker rimelig ettersom målet er å vise prisutviklingen på såkalte normale boliger.

De viktigste kjennmerkene til boligen er prisen og bruksarealet. Begge disse kjennmerkene varierer sterkt fra bolig til bolig. For å renske datamaterialet ytterligere stiller vi visse krav til bruksarealet og kvadratmeterprisen. Spesielt er det mange boliger som faller fra pga. en for lav kvadratmeterpris. Det er all grunn til å tro at dette skyldes at boligen ikke er omsatt i fritt salg. For høye eller lave bruksareal skyldes ofte feil avmerking, enten av bruksareal eller hustype. Kravene vi stiller er følgende:

Eneboliger	Bruksareal mellom 50 og 500 kvadratmeter. Kvadratmeterpris mellom 1 000 og 15 000 kroner.
Småhus	Bruksareal mellom 50 og 350 kvadratmeter. Kvadratmeterpris mellom 1 000 og 15 000 kroner.
Blokkleiligheter	Bruksareal mellom 20 og 250 kvadratmeter. Kvadratmeterpris mellom 2 000 og 18 000 kroner.

Tabell 3.1 viser antall utsendte skjema, hvor mange som ble besvart og hvor mange som sto igjen etter de første utvalgskriteriene, og hvor mange som ble endelig godkjent. Svarprosenten regnes som forholdet mellom antall innkomne og utsendte skjema.

Tabell 3.1 Antall utsendte, innkomne og godkjente spørreskjema. Svarprosent

	Antall utsendte spørre- skjema	Antall innkomne spørreskjema	Antall skjema etter første utvalgskriterium	Antall godkjente spør- reskjema	Svar- prosent
1991	14 000	10 533	9 424	8 749	75
1992	27 000	20 030	17 553	16 086	74
1993					
1. kvartal	5150	4 076	3 407	2 997	79
2. kvartal	7922	5 782	4 907	4 503	73
3. kvartal	10 600	6 989	5 966	5 579	66

Tabell 3.2 viser antall godkjente skjema fordelt etter hustype og den valgte soneinndelingen.

Tabell 3.2 Antall observasjoner etter kvartal, hustype og geografisk sone

	Eneboliger				Småhus				Blokkleiligheter			
	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4
1991												
I alt	396	484	506	2433	477	310	490	757	1857	180	456	403
1. kvartal	72	110	117	535	94	63	111	183	334	33	124	112
2. kvartal	81	134	131	694	95	98	135	216	451	57	139	116
3. kvartal	111	147	148	709	129	96	144	212	460	59	110	84
4. kvartal	132	93	110	495	159	53	100	146	612	31	83	91
1992												
I alt	600	765	771	6063	675	634	746	1696	2301	388	531	916
1. kvartal	136	149	132	1063	130	116	134	350	449	71	127	251
2. kvartal	142	202	170	1403	148	147	180	424	555	83	125	187
3. kvartal	182	174	245	1834	203	192	220	451	623	104	122	201
4. kvartal	140	240	224	1763	194	179	212	471	674	130	157	277
1993												
1. kvartal	78	129	131	1234	108	80	116	383	313	106	120	199
2. kvartal	141	215	239	1744	148	126	260	518	520	79	279	234
3. kvartal	199	313	261	2296	187	154	283	601	638	106	238	303

3.5 Utvalgsskjevhet

Svarinngangen etter en påminnelse ligger på ca. 75 prosent av alle utsendte skjema. Det første spørsmålet blir om frafallet er skjevt. Har den boligmassen som ikke svarer en spesiell sammensetning? Utvalgsskjevhet som skyldes manglende skjemainngang kan være vanskelig å rette på. Det beste er å øke registerkvaliteten for dermed å bli mindre avhengig av skjemautesending. En mer kortsiktig løsning kan være å ha flere runder med påminnelser, men dette tar tid og minsker aktualiteten på statistikkene. Neste spørsmål blir da om det har noen hensikt å sende ut påminnelse; gir dette oss noe ekstra informasjon?

Manglende registrering

Men først skal vi se på det vi kan si er et skjult frafall. Treghet i registreringsrutinene i GAB fører til at en del boligkjøpere ikke får skjema i det hele tatt. Tinglysingen blir registrert for sent til å komme med på GAB-rapporten i det kvartalet tinglysingen skjedde. Storparten av disse omsetningene kommer med på GAB-rapporten i det påfølgende kvartalet, men da er opplysningene for gamle og dermed uinteressante. Dersom for sent registrerte boliger har et prisnivå som avviker fra resten av boligmassen, kommer prisundersøkelsen skjevt ut allerede før den har startet. For å undersøke dette nærmere, ser vi på alle omsetninger som ble tinglyst i 1. kvartal 1993. Nærmere bestemt omsetninger som kommer med på GAB-rapporten i enten 1. eller 2. kvartal. Tabell 3.3 viser gjennomsnittspriser og er basert på omsetninger med oppgitt hustype i GAB.

Tabell 3.3 Gjennomsnittspris etter hustype og sone. Omsetninger tinglyst i 1. kvartal 1993. 1000 kr

	Eneboliger				Småhus				Blokkleiligheter			
	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4
Gjennomsnittspris												
I alt	1 108	663	683	410	786	530	561	404	517	436	460	438
Reg. 1. kv.	1 103	673	690	411	812	522	566	403	532	440	404	434
Reg. 2. kv.	1 122	557	661	394	734	619	546	411	438	376	587	531

I dette tilfellet er det ingen store eller systematiske forskjeller mellom prisen på omsetninger registrert i 1. kvartal og 2. kvartal 1993. Manglende registrering fører dermed ikke til skjevheter i prisindeksen. Men som vi senere skal se er det ting som tyder på at 1. kvartal 1993 representerte et bunnivå for boligprisene. Problemet kan bli mer synlig dersom vi har store endringer i prisene i løpet av kvartalet. Omsetninger som ikke rekker å bli registrert er ofte tinglyst sent i perioden og kan da ha et annet prisnivå enn boligene i utvalget.

Hvis vi ser på antallet omsetninger vil vi oppdage at registreringsrutinene er dårligere i enkelte kommuner. Spesielt Bærum og Stavanger har mangelfull registrering i 1. kvartal 1993. Dette er et viktig argument for ikke å beregne prisindekser for mindre geografiske områder.

Manglende skjemainngang

Det vi vanligvis mener med frafall er at folk unnlater å svare på spørreundersøkelsen. Og nettopp fordi skjemaet ikke besvares kan det være vanskelig å foreta en grundig undersøkelse av frafallet. Her skal vi nøye oss med å sammenligne gjennomsnittlig omsetningspris hos de som svarer på skjemaet og gjennomsnittlig omsetningspris blant alle som får skjema. Vi deler som vanlig inn i tre hustyper og fire soner, og vi ser på de to siste kvartalene i 1992 samt de to første kvartalene i 1993. Dersom vi finner systematiske prisforskjeller har vi et skjevt frafall. Men fordi vi beregner prisindekser, altså sammenligner fra kvartal til kvartal, er vi mest interessert i at prisforskjellene ikke varierer for mye mellom kvartalene. Tabell 3.4 viser prosentvis forskjell i gjennomsnittspris mellom de som svarer på skjemaet og alle som får tilsendt et.

Tabell 3.4 Forskjell i omsetningspris mellom de som svarer på skjema og alle som får skjema. Prosent

	Eneboliger				Småhus				Blokkleiligheter			
	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4
1992												
3. kvartal	-2,7	1,5	1,5	2,3	2,0	0,0	0,8	0,5	0,9	0,5	-0,3	1,1
4. kvartal	2,1	2,3	4,0	1,6	0,5	-0,4	2,3	-0,2	0,4	3,3	1,6	0,4
1993												
1. kvartal	2,3	-0,5	-0,7	1,3	-1,2	0,0	0,9	-0,5	-0,9	1,4	2,3	0,5
2. kvartal	2,2	0,2	3,3	3,5	0,6	-1,3	0,8	0,0	-1,5	3,0	-2,3	1,6

I mer enn 2 av 3 tilfeller har vi en positiv forskjell. Det betyr at vi har en høyere gjennomsnittspris blant de som svarer på skjemaet. Vi ser også at vi har de største og mest variable prisforskjellene blant eneboliger. Dette virker rimelig ettersom det er her vi finner de største variasjonene i omsetningspriser. Prisene som ligger til grunn for tabellen er ikke rensket for urimelige observasjoner. Det er sannsynligvis med på å øke prisforskjellene. I tillegg vil indeksberegningen til en viss grad rette opp skjevheter i frafallet ved å korrigere for kvalitetsforskjeller. Men tabellen viser helt klart at utvalgs-skjevhet er et problem vi må være oppmerksomme på. Så lenge vi baserer oss på prisopplysninger fra kun de som svarer på skjemaet er vi avhengige av en bra svarprosent.

Purring

Purring sendes til boligkjøpere som ikke returnerer skjemaet innen svarfristen er med på å utsette publiseringen med et par uker. Aktualiteten blir mindre samtidig som det påløper ekstra portoutgifter. Der- som boligmassen vi får inn etter en påminnelse har noenlunde samme kvalitet og prisnivå som de som svarer innen fristen, er det like greit å sette sluttstrek etter en utsending. Tabell 3.5 viser gjennomsnittlige priser og bruksareal for perioden 2. halvår 1992 og 1. halvår 1993.

Tabell 3.5 Gjennomsnittspris/bruksareal etter hustype og sone. 1000 kr

	Eneboliger				Småhus				Blokkleiligheter			
	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4
Gjennomsnittspris												
I alt	1 295	750	786	534	836	571	587	482	542	501	503	501
Før påm.	1 308	746	790	544	833	573	593	487	550	502	509	498
Etter påm.	1 232	766	771	502	847	564	570	468	508	498	483	508
Bruksareal												
I alt	220	183	193	165	152	119	137	121	84	82	86	85
Før påm.	221	184	195	168	151	121	138	122	85	81	86	85
Etter påm.	212	181	185	155	156	114	134	118	81	84	85	82

Vi ser at i 9 av 12 tilfeller er det lavest gjennomsnittspris for de som svarer etter en påminnelse. Dette henger ofte sammen med et mindre bruksareal på boligen. Det kan dermed se ut som om det er personer i den svakeste kjøpergruppen som er dårligst til å svare. Å unnlate å sende ut påminnelse kan dermed føre til at en viktig boligmasse ikke kommer med i undersøkelsen. Men dette må selvsagt vurderes fra gang til gang. Dersom svarprosenten kommer opp på vanlig nivå etter første gangs utsending er det vanskelig å begrunne ytterligere skjemausending.

3.6 Tinglysingsdatoen

Prisindeksen tar utgangspunkt i *tinglysingsdatoen*, ettersom det er denne som blir registrert i GAB.

Vanligvis går det noe tid fra prisen fastsettes og kontrakten underskrives til boligen blir tinglyst. Dersom dette tidsrommet blir svært langt, kan det være direkte ødeleggende for statistikken. Omfanget av dette problemet ble derfor undersøkt ved utarbeidelsen av statistikken for 3. kvartal 1993. På skjemaet ble det spurt etter tidspunkt for underskriving av kontrakten, og det viste seg at 65 prosent av boligene var omsatt i riktig kvartal slik som vist i tabell 3.6. Denne andelen var noe mindre i Oslo og Akershus enn i resten av landet. Størsteparten (19 prosent) av de resterende tinglysingene var omsatt i den foregående måneden. For landet sett under ett ble kontrakten underskrevet gjennomsnittlig ca. 40 dager før boligen ble tinglyst. Dette fører til at et vendepunkt i prisutviklingen blir oppfanget litt i ettertid. Resultatene bør tolkes i lys av dette.

Tabell 3.6 Omsetningsmåned for boliger tinglyst i 3. kvartal 1993. Prosent

Mars eller tidligere	April	Mai	Juni	Juli	August	September
5,6	2,6	7,1	19,1	23,2	24,3	17,8

4. Regresjonsberegninger

4.1 Variabler

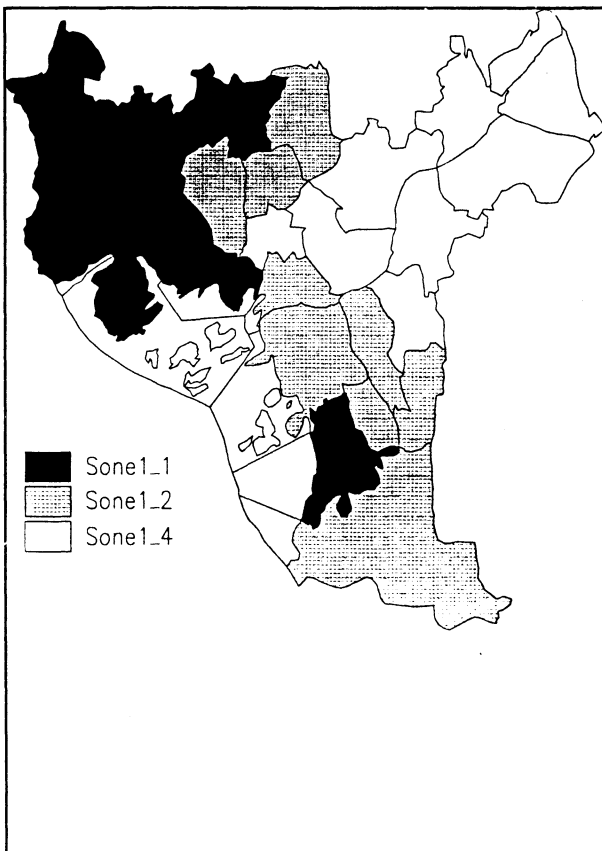
Pris og beliggenhet hentes fra GAB-registeret, mens de andre variablene er fra spørreskjemaet. To variable på skjemaet, tomteareal og antall bad, blir funnet ikke signifikante i regresjonsanalysen. De er dermed ikke med i prisligningen og derfor heller ikke med i indeksberegningen.

Fordi prisene kan variere mye innenfor hver av de fire sonene, gjøres en ytterligere geografisk inndeling, slik som vist i figur 4.1 og 4.2. Dette forbedrer kvaliteten på indeksen ved at det kan korrigeres for ulikt omsetningsmønster fra kvartal til kvartal.

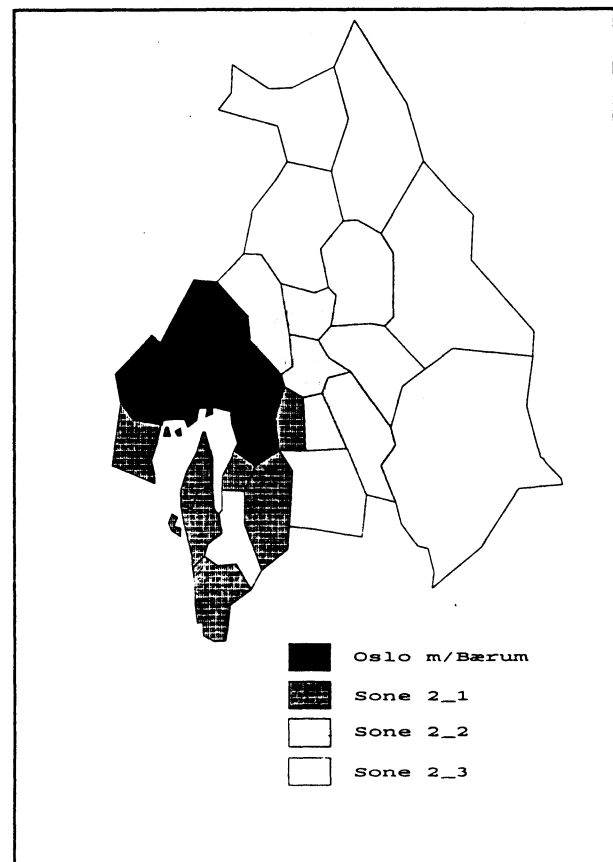
Oslo deles inn i tre prisområder. Et område med generelt høye priser som omfatter Nordstrand i tillegg til bydeler på vestkanten. Lavprisområdet finner vi hovedsakelig blant bydeler på østkanten i Oslo. De resterende bydelene havner i mellomsjiktet i en tredje gruppe, og Bærum defineres som et eget prisområde. En slik inndeling tar utgangspunkt i både gjennomsnittspriser og geografisk beliggenhet.

En lignende deling gjøres for Akershus og storbyene, mens vi i resten av landet skiller mellom by- og landkommuner.

Figur 4.1 Soneinndeling i Oslo



Figur 4.2 Soneinndeling i Akershus



Under følger en oversikt over de enkelte variablene. Merk at alle dummyvariable har en referanse eller nullpunkt.

Numeriske variable (naturlig logaritme)

BRUKSAREAL_{lnar}
 ANTALL WC _{lnwc}
 ANTALL ROM_{lnrom}

Dummyvariable

PARKERING

park1 garasje/carport/fellesgarasje
 park2 ingen garasje (referansevariabel)

BYGGEÅR

aar2x byggeår før 1945
 aar3 byggeår 1945-1959
 aar4 byggeår 1960-1969
 aar5 byggeår 1970-1982
 aar6 byggeår etter 1982 (referansevariabel)

SENTRALITET

senter1 under 3 km fra sentrum (referansevariabel)
 senter2 3 km - 8 km fra sentrum
 senter3 over 8 km fra sentrum

BYGNINGSTYPE ENEBOLIGER

BYGNINGSTYPE SMÅHUS

bygg34 tomannsbolig, vertikalt eller horisontalt delt
 bygg56 rekkehus eller enebolig i kjede (referansevariabel)

BYGNINGSTYPE BLOKKLEILIGHETER

bygg78 andre småhus eller lavblokk
 bygg9A høyblokk eller bygård (referansevariabel)

OSLO MED BÆRUM

sone1_1 bydel nr. 1, 2, 8, 22, 23, 24, 25, 26 og 27
 sone1_2 bydel nr. 3, 4, 6, 7, 9, 10, 11, 12 og 21
 sone1_3 kommune nr. 0219 (Bærum)
 sone1_4 resten av Oslo (referansevariabel)

AKERSHUS UTEN BÆRUM

sone2_1 kommune nr. 0211, 0213, 0215, 0216, 0217, 0220 og 0230
 sone2_2 kommune nr. 0214, 0227, 0228, 0231, 0233, 0234 og 0235
 sone2_3 resten av Akershus uten Bærum (referansevariabel)

STORBYENE

sone3_1 Stavanger
 sone3_2 Bergen
 sone3_3 Trondheim (referansevariabel)

RESTEN AV LANDET

sone4_1 bykommune
 sone4_2 ikke bykommune (referansevariabel)

Bruksarealbegrepet som brukes i undersøkelsen er noe forskjellig fra det som brukes i enkelte andre statistikker, og krever en nærmere forklaring. Det omfatter alt arealet som tilhører boligen, uansett etasje. Boder og rom i underetasje og kjeller i blokker o.l. tas med dersom de tilhører de enkelte leilighetene spesielt. Areal som er felles for flere boliger, f.eks. trapp, gangareal og boder som ikke kan spesifiseres, tas ikke med. En presis definisjon på bruksarealet finnes i Norsk Standard (NS) 3940. Konsekvensen av å bruke denne definisjonen er at arealet blir betydelig mer bruttopreget for eneboliger og småhus enn en kanskje er vant med fra andre sammenhenger. Dette kan f.eks. skape litt forvirring ved publisering av kvadratmeterpriser.

I tillegg kommer noen kryssvariable. Disse er nærmere beskrevet i neste avsnitt.

4.2 Prisfunksjonen

I selve indeksberegningen antas det at regresjonskoeffisientene er konstante over kortere tidsrom. Ettersom vi har data for to hele år, 1991 og 1992, er det naturlig å bruke hele denne datamassen i regresjonsberegningene. De koeffisientene vi da kommer fram til, antas å være gyldige for både 1991, 1992 og 1993. Når vi får data for hele 1993 er det aktuelt å beregne nye koeffisienter som også baserer seg på 1993-data. F.eks. ved å bytte ut 1991 med 1993.

Antall modeller

Det første spørsmålet vi tar stilling til er hvor mange forskjellige regresjonsmodeller vi behøver å estimere. Regresjonsligningen skal vise sammenhengen mellom boligprisen og forskjellige egenskaper ved boligen. Fordi en av årsakene til prisvariasjon er forskjellige hustyper og ulik geografisk beliggenhet, er det opplagt at dette på en eller annen måte må inngå i regresjonen som en egenskap ved boligen.

En mulighet er kun å bruke en regresjonsligning hvor hustype og sone er dummyvariable. Men da antar vi samtidig at koeffisientene i ligningen er uavhengige av både hustype og geografisk sone. Dette er svært tvilsomt. Det er f.eks. ikke urimelig å anta at du må betale mer for en ekstra kvadratmeter i en blokkeilighet enn i en enebolig. Og kanskje en ekstra kvadratmeter gir et større tillegg i prisen i storbyene enn ellers i landet. En løsning på dette problemet er å estimere 12 regresjonsligninger, en for hver prisindeks vi ønsker å lage. Dette gir skredersyde ligninger for hver hustype i hver av de fire sonene. Men ulempen med dette er at usikkerheten i estimatene øker pga. få observasjoner.

Kryssvariable

Vi velger derfor en mellomløsning. Vi estimerer tre regresjonsligninger, en for hver hustype. Ulike prisnivå i de ulike sonene løses ved å ha geografisk område som dummyvariabel. Vi gjør bruk av den detaljeringsgraden som er vist i variabelista. Deresom koeffisientene til en variabel varierer mye mellom sonene, løser vi dette ved å benytte kryssvariable i ligningen. En kryssvariable beregnes ved å multiplisere en variabel (f.eks. bruksareal) med en dummyvariant for sone. Kryssvariablene for logaritmen til bruksarealet blir da definert på følgende vis:

$$\lnar_1 = \lnar \text{ hvis sone} = 1 \text{ (0 ellers)}$$

$$\lnar_2 = \lnar \text{ hvis sone} = 2 \text{ (0 ellers)}$$

$$\lnar_3 = \lnar \text{ hvis sone} = 3 \text{ (0 ellers)}$$

\lnar_4 er her referansevariabel. Det betyr at koeffisienten foran \lnar gir priselastisiteten for areal i sone 4. Koeffisientene foran \lnar_1 , \lnar_2 og \lnar_3 blir korreksjonene i henholdsvis sone 1, sone 2 og sone 3.

Det viser seg at det er hensiktsmessig å ha med kryssvariable for logaritmen til arealet, byggeår og bygningstype. Tabell 4.1 viser regresjonsligningene for eneboliger, småhus og blokkeiligheter. Av t -verdiene ser vi at ikke alle variablene er signifikante. Det er allikevel hensiktsmessig å ha dem med for å få en mest mulig symmetrisk modell. Så lenge koeffisientene er små, vil de ikke ha avgjørende innflytelse på prisindeksen. For å få en best mulig estimering av koeffisientene, inneholder regresjonsligningene kvartalsdummys (kv_{291} , ...).

Forklaringsgraden (R^2_{adjusted}) er størst for blokkeiligheter og minst for småhus. Bruksarealet, alderen og beliggenheten til boligen har størst innvirkning på boligprisen.

Tabell 4.1 Regresjonsresultater ved estimering av hedoniske prisfunksjoner. Modell med ln(pris) som avhengig variabel

Variabel	Enebolig			Småhus			Blokkleiligheter		
	Koeff.	St.avvik	T-verdi	Koeff.	St.avvik	T-verdi	Koeff.	St.avvik	T-verdi
Konstant	10.924	0.049	219.84	11.437	0.077	147.78	10.423	0.060	171.83
Lnar	0.416	0.010	38.31	0.339	0.018	17.94	0.625	0.016	38.00
Lnwc	0.184	0.010	17.99	0.042	0.013	3.07	0.051	0.016	3.22
Lnrom	0.071	0.013	5.18	0.112	0.019	5.78	0.156	0.014	10.94
Park1	0.136	0.007	18.96	0.067	0.009	7.24	0.059	0.008	7.08
Aar2x	-0.394	0.012	-32.35	-0.397	0.024	-16.39	-0.410	0.025	-16.28
Aar3	-0.376	0.012	-29.94	-0.409	0.020	-19.76	-0.514	0.030	-16.73
Aar4	-0.208	0.013	-15.69	-0.294	0.023	-12.54	-0.368	0.049	-7.44
Aar5	-0.113	0.011	-10.08	-0.242	0.016	-14.34	-0.425	0.024	-17.24
Senter2	-0.036	0.008	-4.44						
Senter3	-0.212	0.011	-19.13						
Bygg34				-0.045	0.013	-3.28			
Bygg78							-0.108	0.015	-7.10
Sone4_1	0.150	0.008	18.67	0.090	0.013	6.89	0.008	0.015	0.53
Sone3_1	0.025	0.025	0.98	0.131	0.032	4.10	0.041	0.025	1.64
Sone3_2	0.027	0.026	1.03	0.065	0.038	1.71	-0.029	0.020	-1.41
Sone2_1	0.348	0.024	14.37	0.018	0.022	0.83	0.087	0.059	1.46
Sone2_2	0.132	0.026	5.02	0.010	0.023	0.46	0.063	0.062	1.02
Sone1_1	0.457	0.036	12.49	0.285	0.029	9.67	0.333	0.012	27.19
Sone1_2	0.162	0.040	4.00	0.069	0.031	2.21	0.153	0.012	12.01
Sone1_3	0.294	0.037	7.88	0.115	0.029	3.91	0.157	0.016	9.70
Lnar_1	0.030	0.007	4.23	0.041	0.006	5.97	-0.010	0.004	-2.17
Lnar_2	0.004	0.004	0.86	0.012	0.007	1.64	-0.044	0.015	-2.93
Lnar_3	0.032	0.005	6.28	0.022	0.005	3.90	0.008	0.006	1.23
Aar2x_1	0.384	0.032	11.95	0.218	0.040	5.35	0.045	0.027	1.66
Aar2x_2	0.212	0.031	6.68	0.289	0.076	3.79	0.338	0.077	4.34
Aar2x_3	0.173	0.029	5.83	0.117	0.037	3.15	0.028	0.032	0.86
Aar3_1	0.373	0.038	9.82	0.246	0.033	7.29	0.129	0.034	3.73
Aar3_2	0.156	0.034	4.54	0.198	0.055	3.55	0.135	0.070	1.92
Aar3_3	0.230	0.036	6.25	0.159	0.034	4.64	0.026	0.042	0.63
Aar4_1	0.269	0.043	6.15	0.212	0.039	5.40	0.064	0.052	1.24
Aar4_2	0.097	0.034	2.82	0.124	0.036	3.38	0.090	0.062	1.43
Aar4_3	0.213	0.033	6.38	0.130	0.036	3.62	-0.146	0.069	-2.12
Aar5_1	0.184	0.037	4.96	0.221	0.033	6.70	0.151	0.028	5.35
Aar5_2	0.057	0.029	1.92	0.032	0.029	1.11	0.176	0.042	4.16
Aar5_3	0.114	0.031	3.60	0.123	0.032	3.75	0.159	0.046	3.40
Bygg34_1				0.034	0.025	1.33			
Bygg34_2				-0.059	0.028	-2.12			
Bygg34_3				-0.016	0.024	-0.65			
Bygg78_1							0.155	0.021	7.29
Bygg78_2							0.212	0.032	6.60
Bygg78_3							0.025	0.023	1.10
Kv_291	0.020	0.016	1.24	0.023	0.019	1.16	-0.051	0.014	-3.55
Kv_391	0.018	0.016	1.12	-0.008	0.019	-0.45	-0.066	0.014	-4.48
Kv_491	-0.025	0.017	-1.49	-0.007	0.020	-0.37	-0.067	0.014	-4.70
Kv_192	-0.042	0.015	-2.76	-0.032	0.018	-1.72	-0.102	0.014	-7.25
Kv_292	-0.033	0.014	-2.25	-0.022	0.018	-1.22	-0.116	0.013	-8.31
Kv_392	-0.025	0.014	-1.76	-0.022	0.017	-1.30	-0.117	0.013	-8.59
Kv_492	-0.043	0.014	-3.05	-0.098	0.017	-5.60	-0.154	0.013	-11.55
R ² _{adjusted}	0,589			0,448			0,662		

5. Statistikk

5.1 Vekting av delindekser

Vi kan nå beregne en prisindeks for hver sone og hustype ved å ta utgangspunkt i ligning 2.5 og estimere konstantleddene. Basisåret er 1991. For å lage prisindekser på et mer aggregert nivå, tar vi et vektet gjennomsnitt av delindeksene. Dette sikrer at totalindeksene blir konsistente med delindeksene, samtidig som det gir oss en mulighet til å aggregere på tvers av boligtypene. Ligning 2.5 kan ikke brukes til dette ettersom vi har ulike regresjonskoeffisienter for ulike boligtyper.

Vektgrunlaget er antall observasjoner (tabell 3.2) korrigert for utvalgsprosentene. Det betyr at antall observasjoner i sone 1 og sone 3 i 1991 multipliseres med 1,25, mens antall observasjoner i sone 2 og sone 4 i 1991 multipliseres med 1,67. Vektene vil generelt bli forskjellige fra kvartal til kvartal. Fordelen med denne metoden er at usikre tall, som vi får ved lav omsetning, får en mindre vekt. Ulempen er at en kraftig omsetningsøkning kombinert med prisendring kan føre til store utslag i indeksen.

5.2 Prisindekser

Tabell 5.1 viser resultatet av indeksberegningene.

Tabell 5.1 Prisindeks for bruktbolig. 1991=100

	I alt	Oslo m/Bærum	Resten av Akershus	Stavanger, Bergen og Trondheim	Resten av landet
Bruktbolig i alt					
1991					
1. kvartal	101,1	106,5	100,3	98,7	99,7
2. kvartal	101,1	99,5	102,0	101,7	101,4
3. kvartal	99,8	98,4	98,5	101,5	100,5
4. kvartal	98,0	98,1	99,2	97,4	97,8
1992					
1. kvartal	95,4	96,1	93,3	97,7	95,0
2. kvartal	95,8	95,9	94,4	96,1	96,0
3. kvartal	96,2	96,2	93,0	98,6	96,2
4. kvartal	92,7	90,2	90,1	94,1	93,9
1993					
1. kvartal	89,5	87,4	89,2	95,2	89,0
2. kvartal	94,7	91,7	92,2	100,1	94,4
3. kvartal	98,1	99,4	93,8	104,3	96,9
Eneboliger					
1991					
1. kvartal	99,5	104,7	97,2	97,0	99,8
2. kvartal	101,5	99,7	103,5	99,4	101,6
3. kvartal	101,3	100,1	100,1	104,0	101,2
4. kvartal	97,0	97,6	98,3	98,8	96,4
1992					
1. kvartal	95,2	99,2	92,6	98,2	94,7
2. kvartal	96,1	97,8	96,7	99,6	95,4
3. kvartal	96,9	99,3	97,0	100,6	96,1
4. kvartal	95,0	101,2	95,0	96,3	94,4
1993					
1. kvartal	90,5	96,8	93,3	97,5	89,1
2. kvartal	95,8	103,3	94,9	102,0	94,5
3. kvartal	99,3	111,6	95,3	107,2	97,9
Småhus					
1991					
1. kvartal	99,8	104,7	104,7	96,4	97,8
2. kvartal	101,7	105,3	101,6	103,3	99,9
3. kvartal	98,8	97,4	94,8	102,3	99,4
4. kvartal	99,9	96,4	101,3	96,6	103,9
1992					
1. kvartal	96,5	101,0	93,5	95,7	96,2
2. kvartal	97,5	99,8	94,4	94,9	98,8
3. kvartal	97,4	101,9	91,5	99,3	97,0
4. kvartal	90,3	89,3	85,5	94,8	90,6
1993					
1. kvartal	88,6	87,8	84,6	96,0	87,5
2. kvartal	95,2	94,9	88,4	98,9	95,0
3. kvartal	98,0	100,4	92,8	106,2	94,8
Blokkleiligheter					
1991					
1. kvartal	104,9	107,4	102,4	102,3	102,4
2. kvartal	99,9	98,2	99,0	102,3	103,1
3. kvartal	98,2	98,3	100,6	97,3	97,2
4. kvartal	98,1	98,7	98,2	96,5	95,9
1992					
1. kvartal	94,9	93,8	94,5	99,3	94,9
2. kvartal	93,5	94,3	88,6	92,9	93,9
3. kvartal	93,3	93,5	89,3	93,3	94,8
4. kvartal	90,1	88,1	87,2	89,9	96,5
1993					
1. kvartal	88,3	84,9	87,8	92,0	91,6
2. kvartal	92,0	87,7	91,1	99,6	92,9
3. kvartal	95,2	95,3	90,9	99,0	93,4

Eneboliger

Prisen på brukte eneboliger nådde bunnen i 1. kvartal 1993. Den var da ca. 10 prosent under nivået i 1991. Men det er interessant å legge merke til at dette ikke gjelder storbyene. I alle fall ikke hvis vi ser på disse samlet. Storbyene har hatt nokså konstante eneboligpriser de siste årene, og de variasjonene vi ser i indeksen beror nok mye på tilfeldigheter. De største byene vil ofte ha de mest turbulente markedene. Men den økningen i prisindeksen vi ser i 2. kvartal og spesielt 3. kvartal 1993 er klare tegn på prisstigning. I Akershus og resten av landet har vi hatt et merkbart prisfall fram til 1. kvartal i år, men det er også mulig å ane en viss sesongvariasjon i prisene. Lave priser i 1. kvartal etterfølges av noe høyere priser i 2. og 3. kvartal for deretter å falle igjen i 4. kvartal. Dette er logisk dersom vi antar at det er mer attraktivt å kjøpe eneboliger i den varme årstiden. Vi finner for øvrig den samme tendensen i prisindeksen for nye eneboliger.

Småhus

Småhus er den hustypen hvor det vanskeligst å "fange" prisutviklingen. Dette ser vi bl.a. av regresjonsresultatene; forklaringskraften er mindre enn for eneboliger og blokkleiligheter. Og prisindeksen har en del kraftige utslag som vanskelig kan forklares ut ifra markedssvingninger. Men det virker nokså sikkert at småhusprisene, på samme måte som eneboligprisene, nådde et bunnivå i 1. kvartal 1993. Og igjen er det storbyene som viser mest stabile priser. Unntaket er Oslo som omtrent følger landsgjennomsnittet.

Blokkleiligheter

Prisene på blokkleiligheter har vist en jevn nedgang både i 1991 og 1992, og det er først i 2. kvartal 1993 at markedet viser klare tegn på å gå opp igjen. Oslo og Akershus hadde det største prisetallet fra 1991 til 1993. Men indeksen i 2. og 3. kvartal 1993 viser at spesielt prisene i Oslo og Bærum er på vei opp igjen. De andre storbyene, Stavanger, Bergen og Trondheim fikk prisstigningen noe før, og bunnen var heller ikke så dyp som i Osloregionen.

5.3 Standardavvik

For å tolke resultatene er det nyttig med et anslag på usikkerheten til prisindeksene. Her følger en beskrivelse av en enkel metode for beregning av standardavvik.

Dersom vi har flere observasjoner av hver prisindeks kan vi estimere standardavviket med kjente metoder. For å få flere indekser, deler vi datamaterialet som

ligger bak hver indeks inn i fire like store grupper eller utvalg. (Vi kunne valgt et annet tall, men anta nå at vi deler inn i fire). Inndelingen skjer ved tilfeldig trekking. Deretter beregner vi fire prisindekser på vanlig måte, en for hver av gruppene. Gjennomsnittet av indeksene vil være tilnærmet lik den virkelige prisindeksen, den vi får ved å beregne på vanlig måte. Vi gjør dette for 1991 og 1992, i alt åtte kvartaler.

Hvis enkeltobservasjonene er uavhengige, vil variansen til gjennomsnittet bli en fjerdedel av variansen til en enkeltobservasjon. Dette er ikke tilfellet i vårt eksempel ettersom delindeksene opplagt er negativt korrelerte. Mye tyder på at vi dermed overestimerer standardavviket noe, men feilen er neppe stor. For enkelthets skyld antar vi derfor uavhengighet og estimerer variansen til prisindeksen i kvartal nr. j ved

$$(5.1) \quad \hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{3} \frac{\sum_{i=1}^4 (I_{ij} - \bar{I}_j)^2}{4} ; j=1,2,\dots,8$$

hvor I_{ij} er observasjon nr. i av prisindeksen i kvartal nr. j .

Det virker rimelig å anta at en prisindeks har samme varians i alle kvartal. Forskjeller som f.eks. skyldes ulikt antall observasjoner antar vi er neglisjerbare. Variansen til prisindeksen blir derfor gjennomsnittet av de estimerte variansene i hvert kvartal

$$(5.2) \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{8} \sum_{j=1}^8 \hat{\sigma}_j^2$$

Variansen til en aggregert indeks, f.eks. en soneindeks aggregert over de tre hustypene, beregnes etter følgende prinsipp: Hvis indeks I er et vektet gjennomsnitt av I_1 , I_2 og I_3 med vektene a_1 , a_2 og a_3 kan variansen til I beregnes ved

(5.3)

$$\text{Var}(I) = \frac{a_1^2 \text{Var}(I_1) + a_2^2 \text{Var}(I_2) + a_3^2 \text{Var}(I_3)}{(a_1 + a_2 + a_3)^2}$$

Til slutt tas kvadratrotten av variansen for å finne standardavviket. Hvis vi beregner standardavvikene til prisindeksene etter denne metoden, får vi et resultat som vist i tabell 5.2.

Tabell 5.2 Standardavvik. Prisindeks for bruktbolig

	I alt	Oslo m/Bærum	Resten av Akershus	Stavanger, Bergen og Trondheim	Resten av landet
I alt	0,6	1,2	1,2	1,7	0,9
Eneboliger	1,0	4,1	1,9	2,9	1,3
Småhus	1,0	2,2	2,1	3,1	2,3
Blokkleiligheter	1,0	1,4	2,0	2,6	1,8

Standardavviket avhenger hovedsakelig av to forhold, antall observasjoner og prisvariasjonen i hvert indeksområde. Et eksempel hvor vi har få observasjoner i tillegg til stor prisvariasjon, er eneboliger i Oslo m/Bærum. Vi ser at vi her får et stort standardavvik. Dette gjør utviklingen fra kvartal til kvartal usikker, spesielt hvis utslagene er små. Den langsiktige trenden er mer pålitelig.

5.4 Sammenligning med prisstatistikk fra andre kilder

De to viktigste boligprisstatistikkene i tillegg til Statistisk sentralbyrås blir utarbeidet av Norske Boligbyggelags Landsforbund (NBBL) og Norges Eiendomsmeglerforbund (NEF). Den første fordi den dekker en boligmasse som faller utenom både Statistisk sentralbyrås og NEFs statistikk, nemlig borettslagsleilighetene. Den andre fordi den dekker mye av det samme markedet som Statistisk sentralbyrå gjør med sin statistikk, samtidig som den også er landsdekkende. Ved sammenligning av ulike statistikker er det viktig å være klar over at statistikkene ikke alltid måler det samme. Avvik behøver derfor ikke nødvendigvis å bety at en eller flere av statistikkene er feil.

Andelen eneboliger i borettslagene er så forsvinnende lav at det bare utarbeides tall for småhus og blokkleiligheter. Prisindekser for brukte eneboliger publiseres derfor bare av Statistisk sentralbyrå og NEF. Dersom vi bruker NEFs prisindekser for midtstore eneboliger som sammenligningsgrunnlag, ser vi at disse stort sett følger utviklingen i Statistisk sentralbyrås prisindekser for brukte eneboliger. Men med et viktig unntak. I regionen som omfatter Oslo og Bærum har NEF et kraftig prisfall i hele 1991 og 1992. Dette er et tidsrom hvor Statistisk sentralbyrå registrerte noenlunde stabile priser. Begge statistikkene viser prisøkning utover i 1993.

Når det gjelder småhus i den samme regionen er det enighet om at prisene var lavere på slutten av 1992 enn i 1991, men det er uenighet om når prisfallet skjedde. Statistisk sentralbyrå har prisfallet i siste halvdel av 1992, mens både NEF og NBBL får hele prisnedgangen i løpet av 1991. Alle tre statistikkene er imidlertid enige om at prisene steg utover våren og sommeren 1993. For hele resten av landet er det i store trekk enighet i prisutviklingen på småhus.

Også for blokkleiligheter er tendensen nokså entydige. Dette er med på å bekrefte at dette er den enkleste hustypen å lage prisstatistikk for. NEF har noen svært store prisvariasjoner for blokkleiligheter i Akershus med nesten 20 prosent endring i prisen fra et kvartal til et annet. Dette kan skyldes et for dårlig datagrunnlag.

5.5 Regionale prisforskjeller

Statistikk over boligpriser har flere interessante innfallsvinkler. Her følger noen av dem. Tallene er basert på data til og med 2. kvartal 1993.

Det er lite hensiktsmessig å bruke inndeling i kvartaler dersom vi ønsker å se på regionale prisforskjeller, f.eks. en sammenligning mellom fylker. Det blir for få observasjoner til at det er mulig å trekke sikre konklusjoner. Vi aggregerer derfor opp til årstall. Tabell 5.3 viser gjennomsnittspriser etter fylke for 1991, 1992 og 1993.

Tabell 5.3 Gjennomsnittspriser etter fylke, hustype og år. 1000 kr

	Eneboliger				Småhus				Blokkleiligheter			
	I alt	1991	1992	1993	I alt	1991	1992	1993	I alt	1991	1992	1993
I alt	648	699	638	617	603	654	595	562	546	582	531	522
Fylke												
Østfold	543	529	555	532	433	474	422	400	538	555	545	522
Akershus	839	845	839	834	660	707	642	641	552	590	542	529
Oslo	1 348	1 343	1 340	1 384	905	933	906	834	572	610	556	531
Hedmark	492	529	491	447	502	493	508	494	528	608	528	473
Oppland	485	525	480	463	527	554	525	518	505	469	508	514
Buskerud	620	656	590	590	499	548	492	467	441	493	426	407
Vestfold	589	631	588	567	460	494	458	442	470	506	465	449
Telemark	514	541	519	482	459	491	480	396	524	374	529	525
Aust-Agder	517	549	495	526	501	544	486	476	519	562	506	493
Vest-Agder	581	662	564	554	476	521	461	459	462	535	420	438
Rogaland	638	658	631	634	534	533	526	551	593	601	597	572
Hordaland	643	700	619	622	592	613	577	592	490	509	423	545
Sogn og Fjordane	557	627	635	530	525	581	509	479	560	550	557	588
Møre og Romsdal	562	582	553	564	507	586	486	484	479	503	464	502
Sør-Trøndelag	642	668	641	619	590	632	583	560	441	419	456	441
Nord-Trøndelag	484	515	482	464	490	580	473	454	490	456	495	490
Nordland	501	495	507	491	532	557	527	521	527	500	453	578
Troms	594	586	605	574	577	597	569	590	539	489	536	573
Finnmark	407	305	432	411	382	410	416	145	351	:	325	377

Ikke uventet finner vi de dyreste eneboligene og småhusene i Oslo. Nå viser det seg at Oslo også har de største boligene, men dette forklarer på langt nær hele prisforskjellen. Det er rett og slett snakk om et annet prismarked. Akershus ligger på en klar andreplass på pristoppen for eneboliger og småhus, og dette viser det fornuftige i å beregne egne prisindekser for denne regionen. Prisnivået i Oslo og Akershus er såpass høyt at det bare er i disse fylkene at gjennomsnittsprisen ligger over landsgjennomsnittet. Når det gjelder blokkleiligheter er situasjonen mer nyansert. Prisforskjellene mellom

fylkene er mindre, og vi finner noe overraskende at Rogaland har høyest priser. Flere av gjennomsnittsprisene for blokkleiligheter er svært usikre pga. få observasjoner. Det gjelder særlig fylker med spredt bosetting som f.eks. Sogn og Fjordane og Finnmark.

Gjennomsnittsprisene i Rogaland, Hordaland og Sør-Trøndelag er sterkt påvirket av prisnivået i Stavanger, Bergen og Trondheim. Det er her vi finner de fleste og sannsynligvis dyreste omsetningene. Tabell 5.4 sammenligner prisene i de fire største byene.

Tabell 5.4 Gjennomsnittspriser etter storby, hustype og år. 1000 kr

	Eneboliger				Småhus				Blokkleiligheter			
	I alt	1991	1992	1993	I alt	1991	1992	1993	I alt	1991	1992	1993
Oslo	1 348	1 343	1 340	1 384	905	933	906	834	572	610	556	531
Stavanger	761	746	753	813	560	561	545	592	611	613	626	582
Bergen	786	813	772	770	618	635	602	622	493	509	424	554
Trondheim	816	828	819	797	600	647	592	566	438	424	448	440

Stavanger har et høyere prisnivå på blokkleiligheter enn både Oslo, Bergen og Trondheim. En årsak til dette kan være en ung boligmasse. En gjennomsnittsalder på 14 år for blokkleiligheter omsatt etter 1991 er langt mindre enn de andre byene. Dette tilsier også en høyere standard på leilighetene. Til sammenligning har Trondheim en gjennomsnittsalder på 55 år. Stavanger har de laveste gjennomsnittsprisene på eneboliger og småhus, men har samtidig hatt den mest positive prisutviklingen de siste årene.

5.6 Sammenligning mellom prisen på brukte og nye eneboliger

De siste årene har de lave prisene på bruktboligmarkedet gjort det lite lønnsomt å bygge nye boliger. Dette gir igjen utslag på byggeaktiviteten. Dersom bruktboligprisene nærmer seg prisene på nye boliger kan dette være et tegn på oppgangstider. Statistisk sentralbyrå har siden 1990 publisert prisstatistikk for nye eneboliger. Vi kan derfor sammenligne prisen på brukte og nye eneboliger. Prisen på en ny enebolig defineres som summen av tomtekostnadene, grunn- og fundamenteringsarbeidet samt byggekostnadene. Honorarer, gebyrer og byggelånsrenter er utelatt. Denne prisdefinisjonen kan sammenlignes med omsetningsprisen på brukte eneboliger. Tabell 5.5 viser gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for hvert fylke og de største byene.

Tabell 5.5 Gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for eneboliger etter fylke/storby

	Brukte eneboliger				Nye eneboliger				Prosent			
	I alt	1991	1992	1993	I alt	1991	1992	1993	I alt	1991	1992	1993
Fylke												
Østfold	3382	3366	3388	3591	5194	5143	5344	5068	65,1	65,4	63,4	70,9
Akershus	4664	4736	4619	4474	5686	5562	6119	5337	82,0	85,1	75,5	83,8
Oslo	6047	6008	6074	6067	8039	8110	7891	8001	75,2	74,1	77,0	75,8
Hedmark	3449	3582	3379	3403	4714	4603	4723	5079	73,2	77,8	71,5	67,0
Oppland	3285	3399	3244	3033	4713	4792	4449	5065	69,7	70,9	72,9	59,9
Buskerud	3761	3756	3763	3525	5040	4964	5085	5239	74,6	75,7	74,0	67,3
Vestfold	3989	4163	3935	3858	5147	4997	5294	5194	77,5	83,3	74,3	74,3
Telemark	3454	3578	3412	3067	4635	4539	4511	5265	74,5	78,8	75,6	58,3
Aust-Agder	3390	3630	3261	3470	4933	4556	5467	4724	68,7	79,7	59,6	73,5
Vest-Agder	3513	3759	3420	3549	4948	4956	4754	5485	71,0	75,8	71,9	64,7
Rogaland	3815	3761	3839	3894	4463	4299	4480	4906	85,5	87,5	85,7	79,4
Hordaland	3687	3922	3541	3650	4727	4675	4773	4768	78,0	83,9	74,2	76,6
Sogn og Fjordane	3664	4136	3428	3447	4623	4397	4744	5170	79,3	94,1	72,3	66,7
Møre og Romsdal	3318	3413	3278	3189	4439	4314	4466	4683	74,7	79,1	73,4	68,1
Sør-Trøndelag	3697	3772	3659	3485	4831	4743	4879	5045	76,5	79,5	75,0	69,1
Nord-Trøndelag	3123	3314	3067	2940	4550	4465	4622	4633	68,6	74,2	66,4	63,5
Nordland	3288	3195	3324	3171	5187	5029	5248	5456	63,4	63,5	63,3	58,1
Troms	3716	3801	3687	3466	5532	5133	5803	5657	67,2	74,1	63,5	61,3
Finnmark	2855	2376	2989	3278	5163	5118	5188	5192	55,3	46,4	57,6	63,1
Storby												
Stavanger	4383	4034	4574	4697	4920	4578	4963	5539	89,1	88,1	92,2	84,8
Bergen	4115	4369	3884	4239	5316	5463	5474	4798	77,4	80,0	71,0	88,3
Trondheim	4240	4317	4198	4027	5203	5491	4978	5082	81,5	78,6	84,3	79,2

Tabellen viser at det er i de nordligste fylkene vi finner de største prisforskjellene mellom brukte og nye eneboliger. F.eks. viser gjennomsnittlige kvadratmeterpriser for perioden fra 1991 til 1. halvår 1993 at en brukt enebolig i Finnmark kostet bare 55 prosent av prisen på en ny enebolig. Den store prisforskjellen på brukte og nye eneboliger i Nord-Norge skyldes hovedsakelig høye kvadratmeterpriser på nye bygg. Vi må til sentrale strøk i Sør-Norge for å finne høyere priser. Forklaringen er at det vanligvis er et mindre bruksareal på nye eneboliger i Nord-Norge enn i resten av landet. Dette gir økte kvadratmeterpriser.

De minste prisforskjellene mellom brukte og nye eneboliger finner vi i sentrale strøk. Rogaland ligger på topp blant fylkene med en kvadratmeterpris på brukte eneboliger som er 86 prosent av prisen på en ny bolig. Her blir statistikken dominert av eneboliger i Stavanger hvor bruktboligprisen er oppe i 89 prosent av hva det koster å bygge nytt. Dette er en noe høyere prosent enn hva vi finner i de andre storbyene. Årsaken er at nye eneboliger er en god del billigere i Stavanger enn i Oslo, Bergen og Trondheim.

I de aller fleste fylkene har prisforskjellen på brukte og nye eneboliger økt fra 1991 til 1993. Statistisk sentralbyrås prisindekser i 2. kvartal 1993 viste en klart større prisoppgang på brukte boliger enn på nye. Dette kan være et tegn på at prisforskjellene vil bli mindre i tiden framover.

Referanser

Goldberger A.S. (1968): *"The Interpretation and Estimation of Cobb-Douglas Functions."* Econometrica, Vol. 35, No 3-4.

Griliches Z. (1971): *Price Indexes and Quality Change.* Harvard Univ. Press, Cambridge Mass.

Rosen S. (1974): *"Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition."* Journal of Political Economy 82.

Statens kartverk (1993): *MABYGG. Informasjonsblad for bygningsregisteringsprosjektet.* Nr. 1, april 1993.

Wass K.Å. (1992a): *"Prisindekser for boligmarkedet."* Økonomiske analyser nr. 8-1992. Statistisk sentralbyrå.

Wass K.Å. (1992b): *Prisindeks for ny enebolig.* Rapporter 92/21 fra Statistisk sentralbyrå.

Wigren R. (1986): *Småhuspriserna i Sverige.* Forskningsrapport fra Statens institut for byggnadsforskning.

**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. januar 1993 (RAPP)**

Issued in the series Reports from Statistics Norway

since 1 January 1993 (REP)

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|-----------|--|-----------|---|
| Nr. 92/26 | Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og kryssløpsanalyse 1970-1990. 1993-230s. 140 kr
ISBN 82-537-3783-1 | Nr. 93/10 | Runa Nesbakken og Steinar Strøm: Energiforbruk til oppvarmingsformål i husholdningene. 1993-41s. 75 kr
ISBN 82-537-3836-6 |
| - 92/29 | Charlotte Koren og Tom Kornstad: Typehusholdsmodellen ODIN. 1993-34s. 75 kr
ISBN 82-537-3797-1 | - 93/11 | Bodil M. Larsen: Vekst og produktivitet i Norge 1971-1990. 1993-44s. 75 kr
ISBN 82-537-3837-4 |
| - 93/1 | Naturressurser og miljø 1992. 1993-144s. 115 kr
ISBN 82-537-3844-7 | - 93/12 | Resultatkontroll jordbruk 1992. Tiltak mot avrenning av næringssalter og jorderosjon 1993-79s. 90 kr
ISBN 82-537-3835-8 |
| - 93/1A | Natural Resources and the Environment 1992. 1993-154s. 115 kr
ISBN 82-537-3855-2 | - 93/13 | Odd Frank Vaage: Mediebruk 1992. 1993-38s. 75 kr
ISBN 82-537-3854-4 |
| - 93/2 | Anne Brendemoen: Faktoretterspørsel i transportproduserende sektorer. 1993-49s. 75 kr
ISBN-82-537-3814-5 | - 93/14 | Kyrre Aamdal: Kommunal ressursbruk og tjenesteyting Makromodellen MAKKO. 1993-94s. 100 kr
ISBN 82-537-3857-9 |
| - 93/3 | Jon Holmøy: Pleie- og omsorgstjenesten i kommunene 1989. 1993-136s. 100 kr
ISBN 82-537-3811-0 | - 93/15 | Olav Bjerkholt, Torgeir Johnsen og Knut Thonstad: Muligheter for en bærekraftig utvikling Analyser på World Model. 1993-64s. 90 kr
ISBN 82-537-3861-7 |
| - 93/4 | Magnar Lillegård: Folke- og boligstelling 1990 Dokumentasjon av de statistiske metodene. 1993-48s. 90 kr
ISBN 82-537-3818-8 | - 93/16 | Tom Langer Andersen, Ole Tom Djupskås og Tor Arnt Johnsen: Kraftkontrakter til alminnelig forsyning i 1992 Priser, kvantum og leveringsbetingelser. 1993-42s. 75 kr
ISBN 82-537-3864-1 |
| - 93/5 | Audun Langørgen: En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. 1993-48s. 100 kr
ISBN 82-537-3819-6 | - 93/17 | Steinar Strøm, Tom Wennemo og Rolf Aaberge: Inntektsulikhet i Norge 1973-1990. 1993-99s. 100 kr
ISBN 82-537-3867-6 |
| - 93/6 | Leif Andreassen, Truls Andreassen, Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og Yngve Vogt: Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning Mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-100s. 100 kr
ISBN 82-537-3821-8 | - 93/18 | Kjersti Gro Lindquist: Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987. 1993-124s. 100 kr
ISBN 82-537-3869-2 |
| - 93/7 | Dennis Fredriksen og Gina Spurkland: Framskrivning av alders- og uføretrygd ved hjelp av mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-58s. 90 kr
ISBN 82-537-3945-1 | - 93/19 | Knut Røed: Den selvforsterkende arbeidsledigheten Om hystereseeffekter i arbeidsmarkedet. 1993-95s. 90 kr
ISBN 82-537-3870-6 |
| - 93/8 | Odd Frank Vaage: Feriereiser 1991/92. 1993-44s. 75 kr
ISBN 82-537-3831-5 | - 93/20 | Dag Kolsrud: Stochastic Simulation of KVARTS91. 1993-70s. 95 kr
ISBN 82-537-3952-4 |
| - 93/9 | Erling Holmøy, Bodil M. Larsen og Haakon Vennemo: Historiske brukerpriser på realkapital. 1993-63s. 90 kr
ISBN 82-537-3832-3 | | |

- | | | | |
|-----------|--|----------|---|
| Nr. 93/21 | Sarita Bartlett: The Evolution of Norwegian Energy Use from 1950 to 1991. 1993-142s. 100 kr
ISBN 82-537-3890-0 | Nr. 94/1 | Torstein Bye, Ådne Cappelen, Torbjørn Eika, Eystein Gjelsvik og Øystein Olsen: Noen konsekvenser av petroleumsvirksomheten for norsk økonomi. 1994-54s. 95 kr
ISBN 82-537-3956-7 |
| - 93/22 | Klaus Mohn: Industrisyssetning og produksjonsteknologi i norske regioner. 1993-59s. 90 kr
ISBN 82-537-3910-9 | - 94/2 | Wenche Drzwi, Lisbeth Lerskau, Øystein Olsen og Nils Martin Stølen: Tilbud og etterspørsel etter ulike typer arbeidskraft. 1994-56s. 95 kr
ISBN 82-537-3950-8 |
| - 93/23 | Torbjørn Eika: Norsk økonomi 1988-1991: - Hvorfor steg arbeidsledigheten så mye? 1993-38s. 75 kr
ISBN 82-537-3912-5 | - 94/3 | Hilde-Marie Branæs Zakariassen: Tilbud av arbeidskraft i Norge En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990. 1994-100s. 110 kr
ISBN 82-537-3958-3 |
| - 93/24 | Kristin Rypdal: Anthropogenic Emissions of the Greenhouse Gases CO ₂ , CH ₄ and N ₂ O in Norway A Documentation of Methods of Estimation, Activity Data and Emission Factors. 1993-65s. 90 kr
ISBN 82-537-3917-6 | - 94/4 | Resultatkontroll jordbruk 1993 Tiltak mot avrenning av næringsalter og jorderosjon. 1994-96s. 95 kr
ISBN 82-537-3966-4 |
| - 93/25 | Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1993. 1993-75s. 90 kr
ISBN 82-537-3922-2 | - 94/5 | Haakon Vennemo: A Growth Model of Norway with a Two-way Link to the Environment. 1994-57s. 95 kr
ISBN 82-537-3985-0 |
| - 93/26 | Thor Olav Thoresen: Fordelingsvirkninger av overføringene til barnefamilier Beregninger ved skattemodellen LOTTE. 1993-42s. 75 kr
ISBN 82-537-3923-0 | - 94/6 | Odd Frank Vaage: Feriereiser 1992/93. 1994-49s. 80 kr
ISBN 82-537-3983-3 |
| - 93/27 | Odd Frank Vaage: Holdninger til norsk utviklingshjelp 1993. 1993-41s. 75 kr
ISBN 82-537-3931-1 | - 94/7 | Magnar Lillegård: Prisindekser for boligmarkedet. Under utgivelse |
| - 93/28 | Kjetil Sørli: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 1: Østlandet. 1993-174s. 115 kr
ISBN 82-537-3935-4 | - 94/8 | Grete Dahl, Else Flittig og Jorunn Lajord: Inntekt, levekår og syssetning for pensjonister og stønadsmottakere i folketrygden. 1994-57s. 95 kr
ISBN 82-537-3998-2 |
| - 93/29 | Kjetil Sørli: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 2: Sørlandet og Vestlandet. 1993-179s. 115 kr
ISBN 82-537-3936-2 | - 94/9 | Leif Brubakk: Estimering av en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991. 1994-42s. 80 kr
ISBN 82-537-4003-4 |
| - 93/30 | Kjetil Sørli: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 3: Trøndelag og Nord-Norge. 1993-165s. 115 kr
ISBN 82-537-3937-0 | - 94/10 | Marie Arneberg og Thor Olav Thoresen: Syke- og fødselspenge i mikrosimuleringsmodellen LOTTE. Under utgivelse |
| - 93/31 | Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland, Øystein Olsen og Birger Strøm: Effektive satser for næringsstøtte. 1993-178s. 115 kr
ISBN 82-537-3947-8 | - 94/11 | Klaus Mohn: Monetarism and Structural Adjustment - The Case of Mozambique. Under utgivelse |
| | | - 94/12 | Tom Langer Andersen, Ole Tom Djupskås og Tor Arnt Johnsen: Kraftkontrakter til alminnelig forsyning i 1993. 1994-53s. 80 kr
ISBN 82-537-4007-7 |



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



Publikasjonen kan bestilles fra:

Statistisk sentralbyrå
Salg- og abonnementservice
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 86 49 64
22 86 48 87
Telefax: 22 86 49 76

eller:
Akademika - avdeling for
offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 11 67 70
Telefax: 22 42 05 51

ISBN 82-537-3992-3
ISSN 0332-8422

Pris kr 80,00



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway



9 788253 739922