RAPPORTER 82/6

NETTOFLYTTING OG ARBEIDSMARKED I FYLKENE

EN FORELØPIG ANALYSE AV SAMMENHENGER

AV
STEIN ERLAND BRUN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 82/6

NETTOFLYTTING OG ARBEIDSMARKED I FYLKENE

EN FORELØPIG ANALYSE AV SAMMENHENGER

AV
STEIN ERLAND BRUN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1982
ISBN 82-537-1718-0
ISSN 0332-8422

FORORD

Arbeidet som legges fram her er utført som et delprosjekt under prosjektet Demografisk Regional-Økonomisk Modellsystem (DRØM). Rapporten inneholder en foreløpig analyse av sammenhengen mellom arbeidsmarkedstramhet og nettoflytterater i fylkene. Regresjonsberegningene viser at stramheten på arbeidsmarkedet påvirker fylkenes flyttebalanse, men de estimerte koeffisientene er usikre, bl.a. på grunn av de måleproblemene som knytter seg til arbeidsmarkedsindikatorene. Rapporten konkluderer dessuten med at andre påvirkningsfaktorer enn arbeidsmarkedstramheten bør trekkes inn når analysene av delmodellen for nettoflytting videreføres.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 29. januar 1982

Arne Øien

INNHOLD

FIGURREGISTER

Figurer i tekst

Særskilt figurdel

TABELLREGISTER

Tabeller i tekst

1. INNLEDNING

Arbeidet som legges fram her, er utført som et delprosjekt under prosjektet Demografisk Regional-Økonomisk Modellsystem (DRØM).

Rapporten inneholder en foreløpig analyse av sammenhengen mellom arbeidsmarkedstramhet og nettoflytterater i fylkene. Når analysen dokumenteres før den er helt sluttført, skyldes det at forfatteren tar permisjon fra stillingen i Statistisk Sentralbyrå på grunn av jobbskifte. Delmodellen for nettoflytting er en vesentlig del av DRØM, og Sosiodemografisk forskningsgruppe planlegger derfor å arbeide videre med disse analysene. Avbruddet gjør at notatet ikke kan bli så fyldig som det ville vært ønskelig. Hovedvekten blir lagt på å få fram de resultatene som hittil er oppnådd. Tiden tillater ikke å gi teori- og metodedrøftingene den bredde de burde hatt.

I kapittel 2 vil det bli gitt en kort omtale av det modellsystemet (DRØM) som dette arbeidet er en del av. I kapittel 3 gis en kortfattet oversikt over hvilke metoder som er anvendt i dette delprosjektet, og dessuten gis en presentasjon og diskusjon av de dataene som brukes. I kapittel 4 konkretiserer jeg den generelle problemstillingen som ble reist i kap. 3. Dette er gjort ved å framsette noen hypoteser om hvordan delmodellen for nettoflytting kan utformes matematisk. Resultatene beskrives i kapittel 5. Det presenteres regresjonsresultater og "simuleringsresultater" fra flere modellformuleringer og flere persongrupper, men hovedvekten er lagt på å beskrive nettoflytterelasjonene for alle personer i alderen 25-49 år. Rapporten avsluttes med de konklusjonene som kan trekkes på dette stadium i prosjektet, samt noen tanker for videreføring av analysene. I en særskilt figurdel fins fylkesvise figurer med forløpene til de sentrale variablene (observasjoner) og beregningsresultater fra to modellformuleringer.

2. RAMME OG PROBLEMSTILLING

2.1. Om modellsystemet

En viktig intensjon bak utviklingen av modellsystemet DRØM, har vært å redusere den delen av usikkerheten i de regionale befolkningsprognosene som knytter seg til flytteutviklingen. Jeg vil her bare gi en kortfattet presentasjon av modellsystemet. For en mer utførlig omtale av planene vises det til årsrapporten om arbeidet med DRØM i 1979 (Brun og Sørensen, 1980).

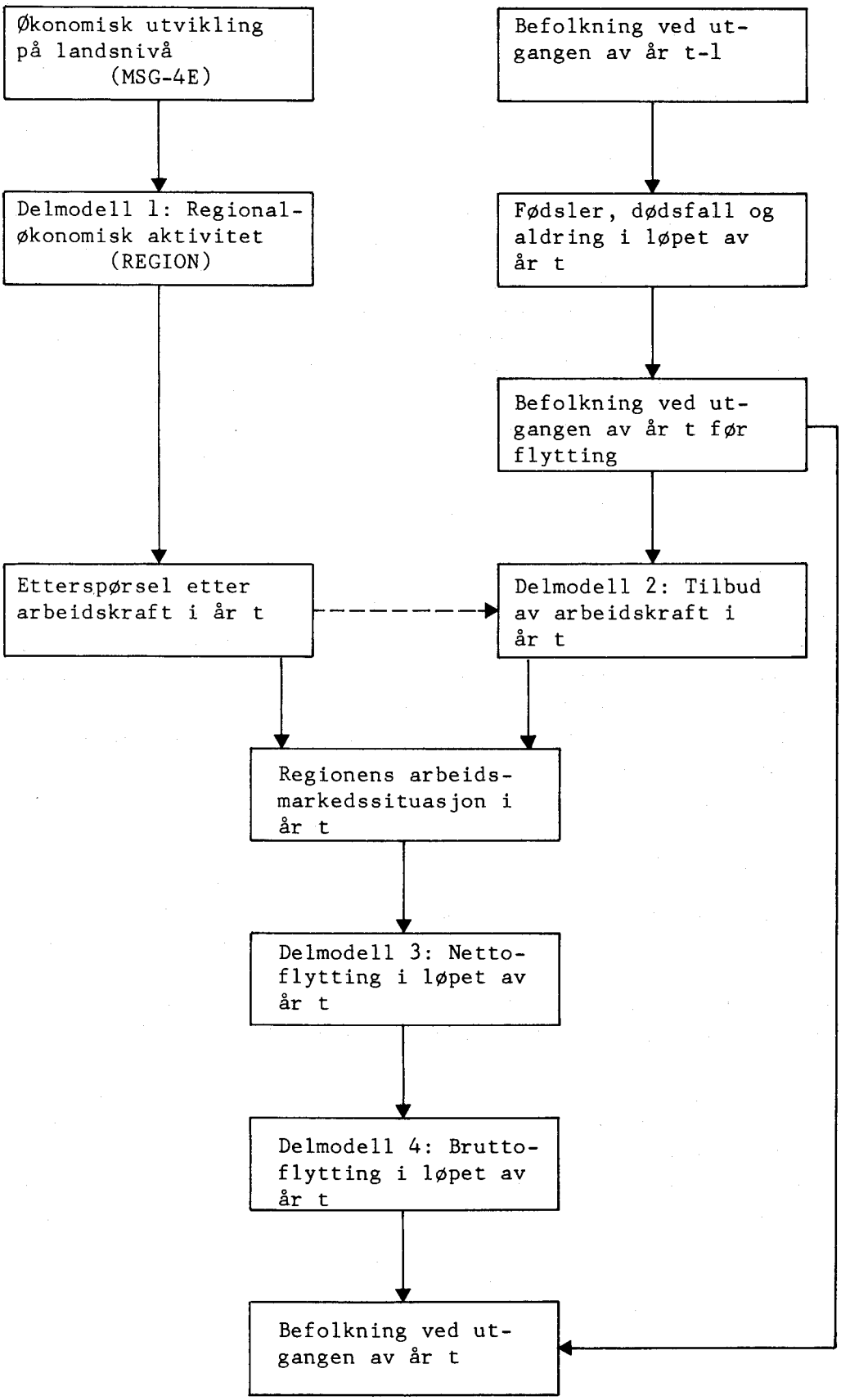
Figur 2.1 er en sterkt forenklet framstilling av den påtenkte modellstrukturen. Som det framgår av figuren er det avgrenset fire delmodeller i systemet:

Delmodell 1: Regional-økonomisk aktivitet
Delmodell 2: Regionalt arbeidskraftstilbud og markedssituasjon
Delmodell 3: Nettoflytting
Delmodell 4: Bruttoflytting

Fra delmodell 1 hentes ut opplysninger om arbeidskraftetterspørselen i regionen. Når etterspørselen konfronteres med beregnet tilbud i delmodell 2, fås en indikasjon på arbeidsmarkedssituasjonen i regionen. Den regionale arbeidsmarkedssituasjonen (evt. endringer i den) forutsettes å virke inn på nettoflyttingen for personer i yrkesaktive aldersklasser. Disse nettoflyttetallene inngår så i en delmodell for bruttoflytting hvor bl.a. både utflytting og innflytting blir fordelt på ettårige aldersklasser.

I Økonomisk analysegruppe i Statistisk Sentralbyrå er det utviklet en regionaløkonomisk modell som har fått navnet REGION. Inntil videre vil denne modellen bli brukt som regionaløkonomisk delmodell i DRØM. REGION er beskrevet av Skoglund (1980). De øvrige delmodellene i systemet er fortsatt på planleggingsstadiet, og hensikten med dette notatet er å vise hvor langt arbeidet med delmodellen for nettoflytting er kommet.

Figur 2.1. Sterkt forenklet oversikt over et demografisk regional-økonomisk modellsystem



En grunnleggende hypotese bak det planlagte modellsystemet er at situasjonen på det regionale arbeidsmarkedet påvirker regionens nettoflytting. Det kan også tenkes andre faktorer som påvirker nettoflyttingen. Det gjelder slike forhold som boligmarked, utdanningstilbud, miljøforhold osv. I første omgang vil DRØM bli implementert på fylkesnivå, med det unntak at Oslo og Akershus behandles som én region. På et såvidt høyt regionalt nivå må vi kunne regne med at arbeidsmarkedsforholdene vil dominere som påvirkningsfaktor. Andre forhold vil etter hvert bli trukket inn i den utstrekning det er muligheter for det.

Slik pilene er inntegnet i figur 2.1., går påvirkningen ensidig fra etterspørselssiden til tilbudssiden i systemet. Den motsatte påvirkningsretningen kan også være aktuell å regne med. Det er f.eks. nærliggende å tenke seg at befolkningsfordelingen, eller den relative stramheten på arbeidsmarkedet i fylkene, ett år kan påvirke den fylkesvise fordelingen av investering og produksjon i visse næringer i etterfølgende år. I første omgang vil imidlertid modellen få en enkel førmoddel-ettermodell struktur.

På lengre sikt vil det være ønskelig å se nærmere på hvilken kvalifikasjonsstruktur de ulike sektorene etterspør og hvordan tilpasningene mellom etterspurt og tilbudt kvalifikasjonsstruktur i en region skjer. Men foreløpig blir det bare tatt sikte på å behandle det regionale arbeidsmarkedet ut fra totalstørrelsene på tilbuds- og etterspørselssidene. En slik framgangsmåte forutsetter at det må være mulig å skifte yrkeskategori og næring.

På litt sikt vil det bli lagt opp til at både tilbudsmodellen og nettoflyttemodellen skal bidra til utjevning av gapet mellom etterspørsel og tilbud. Det vil være urealistisk å regne med at et regionalt arbeidsmarked (rettere: de regionale arbeidsmarkedene i et fylke) er et system hvor det kan forventes momentane tilpasninger. Det legges derfor ikke opp til noen eksplisitt klarering mellom tilbud og etterspørsel. De mekanismene som bygges inn i systemet vil imidlertid bidra til at etterspørsel og tilbud vil nærme seg hverandre over tid. I første omgang vil det dermed ikke bli tatt opp hvordan en ufullstendig tilpasning mellom tilbud og etterspørsel av arbeidskraft i en region vil virke inn på den totale tilpasning på arbeidsmarkedet.

Delmodellen for nettoflytting vil bli utformet slik at nettoflyttingen for landet som helhet summerer seg til et tall som representerer nettoutvekslingen med utlandet. I det nåværende opplegget for befolningsprognosene er dette en eksogent gitt størrelse, og det samme vil trolig bli tilfellet i DRØM.

2.2. Om sammenhengen mellom flytting og arbeidsmarked

I 1972 ble det utført en intervjuundersøkelse for å kartlegge flyttemotiver (Statistisk Sentralbyrå, 1977). For å få en pekepinn på hvor viktig arbeidsmarkedet er for flyttebevegelsene på fylkesnivå, har jeg fått kjørt ut noen små spesialanalyser på dette materialet. Det viser seg at 38 prosent av de intervjuede som krysset en fylkesgrense nevnte arbeidsforhold som viktigste flyttegrunn, 21 prosent nevnte boligforhold, 11 prosent nevnte utdanning og 31 prosent nevnte diverse andre grunner for flyttingen. Selv om det er arbeidsforhold som hyppigst oppgis som viktigste flyttegrunn blant de som krysset en fylkesgrense, ser vi at det er under halvparten som oppgir denne grunnen. Imidlertid er Oslo og Akershus i denne sammenhengen regnet som separate fylker, noe som bl.a. bidrar til å øke andelen av dem som har boligforhold som viktigste flyttegrunn. Ved å stille sammen tall fra flyttemotivundersøkelsen og flyttestatistikken, har jeg regnet ut anslag på nettoeffektene av ulike flyttemotiver for de fylkene som hadde mange nok intervjuer til å forsvare en slik analyse. Det viser seg da at i tre av de tolv undersøkte fylkene, har nettoflytteraten for arbeidsforhold motsatt fortegn i forhold til den samlede nettoflytteraten. I ett fylke er den samlede nettoflytteraten nær null, mens netto-effekten av arbeidsmarkedsforhold er såvidt stor som -7 pr. tusen. I åtte av tolv fylker har utdanningsforhold motsatt effekt av arbeidsmarkedsforhold og i seks av tolv fylker har boligforhold motsatt effekt av arbeidsforhold.

Disse resultatene er ikke særlig oppløftende for en modell som ønsker å beregne nettoflytting hovedsaklig ut fra arbeidsmarkedsforholdene. Vi må imidlertid være oppmerksom på at det ligger store tolkningsproblemer i slike motivspesifikke rater. Det er nærliggende å tenke seg at det som intervjuobjektet oppgir som flyttemotiv, kanskje kan ha vært dråpen som fikk begeret til å flyte over, og at det

ligger en eller flere andre forutsetninger til grunn for at flyttingen har funnet sted. Arbeidsmarkedet vil for mange være en slik rammebetingelse som må være oppfylt, men som likevel ikke oppfattes som det "egentlige" flyttemotivet. Det kan derfor være grunn til å tro at arbeidsmarkedsforholdene er viktigere for den samlede nettoflytteraten enn det disse resultatene skulle tyde på. Men det er helt åpenbart at det finner sted mye flytting over fylkesgrensene som ikke er motivert ut fra arbeidsmarkedsforhold. Da kan vi heller ikke vente at nettoeffektene i alle fylker til enhver tid skal være slik som vi kunne forvente utelukkende på grunnlag av arbeidsmarkedssituasjonen.

Det foreligger etterhvert en del internasjonal litteratur omkring sammenhengen mellom flytting og regional arbeidsmarkedsutvikling. Hovedinntrykket fra denne litteraturen er at stramheten på en regions arbeidsmarked har innvirkning på flyttestrømmene til og fra regionen. Når enkelte forfattere har vanskeligheter med å påvise en slik sammenheng, kan det delvis skyldes dårlig datakvalitet, eller uheldig spesifikasjon av sammenhengen, men det er også klart at forskjellige andre faktorer spiller inn for ulike regiontyper. Forskere i de nordiske landene har også interessert seg for dette feltet. Jeg kan f.eks. nevne Rune Åberg (1980) som påviser sammenhengen mellom "Starthjälpsflytting"[1]) og strukturarbeidsløshet. I Finland har Sirpa Kyykkä et al. (1978) foretatt en omfattende studie av sammenhengen mellom flytting og arbeidsløshet på lensnivå som en del av en større utredning om flytting og levekår. For norske forhold har Ketil Moen (1980) påvist sammenheng mellom nettoflytting og arbeidsløshet på fylkesnivå.

På det nåværende stadium vil det være for ambisiøst å legge opp til en modellstruktur hvor bruttoflyttingen skal predikeres ved hjelp av separate modeller for innflytting og utflytting, med nettoflytting bestemt residualt. Årsaksfaktorene bak nivå og endring i bruttostrømmene ser ut til å være meget komplekse. Kyykkä et al. (1978, 58) finner f.eks. at utflyttingen fra et område ikke øker når arbeidsløsheten i området øker - tvert om er det negativ samvariasjon mellom disse to variablene. Det kan derimot være grunn til å tro at sammenhengen mellom arbeidsmarkedssituasjon og nettoflytting vil være lettere å forklare. Når det i et fylke oppstår ledige arbeidsplasser som ikke kan fylles ved lokal rekruttering, kan vi regne med at dette vil påvirke fylkets flyttebalanse i positiv retning. Tilsvarende kan vi regne med at et tilbudsoverskudd vil bidra til å trekke fylkets nettoflytting nedover. Endringer i netto-effektene kan da enten være et resultat av endringer i utflyttingen, endringer i innflyttingen eller begge deler. I prinsippet kan derfor bruttostrømmene reagere på impulser fra arbeidsmarkedet og andre påvirkningskilder på mange forskjellige måter uten at sammenhengen mellom arbeidsmarked og nettoflytting viskes helt ut. Ut fra en slik makro-orientert hypotese blir det ved utviklingen av DRØM satset på en modellstruktur hvor en regner med at stramheten på arbeidsmarkedet påvirker nettoflyttingen for yrkesaktive aldersklasser. I kapittel 4 kommer jeg tilbake til hvordan jeg har forsøkt å gi denne generelle hypotesen ulike konkrete utforminger i konfrontasjon med datamaterialet.

I delmodellen for nettoflytting planlegges det å se nettoflyttingen i forhold til hjemmehørende folkemengde i fylket. Jeg kaller denne kvotienten for en "nettoflytterate", men må samtidig gjøre oppmerksom på at den ikke har samme tolkningen som en utflyttingsrate. Utflyttingsraten er et uttrykk for en persons sannsynlighet for å flytte. Nettoflytteraten har ikke noen slik mikrotolkning. Den kan bare forsvares ut fra det makroperspektivet som legges an i denne studien. Og som jeg tidligere har vært inne på, går makroperspektivet ut på å betrakte den enkelte region (fylke) som et system hvor det pågår ulike prosesser for å motvirke en eksisterende ubalanse mellom tilbud og etterspørsel på arbeidskraft.

1) Visse regioner i Sverige har vært hardt rammet av arbeidsløshet. I slike regioner har arbeidsmarkedsmyndighetene gitt økonomisk hjelp til flytting og etablering på nytt sted for personer som er arbeidsløse eller som er truet av arbeidsløshet. Det er også gitt flyttebidrag til sysselsatte personer dersom det kan sysselsettes en arbeidsløs i de stillingene som blir ledige etter dem, men denne gruppen utgjør bare 10 prosent av alle "starthjälpsflyttinger". (Dahlberg 1977).

3. DATA OG METODER

3.1. Oversikt

For å estimere nettoflytterelasjonene, har jeg lagt opp tidsserier med flyttevariabler og arbeidsmarkedsvariabler for hver av de atten fylkene. Tidsseriene er lagt inn på TROLL-systemet på Norges Banks IBM-maskin. Estimeringen er foretatt ved å kjøre multippel regresjon på kombinerte tverrsnitts- og tidsseriedata. Dette innebærer at informasjon fra samtlige fylker er brukt ved estimeringen av (de fleste) koeffisientene. Bak de fleste regresjonene ligger det 12 x 18 = 216 observasjoner. Jeg har forsøkt ulike modellformuleringer. Noen av modellene er også "simulert" for observasjonsperioden, og jeg har foretatt en sammenlikning mellom observerte og beregnete nettoflytterater.

3.2. Om flyttedataene

For hvert av fylkene er det lagt inn årlige observasjoner fra og med 1967 til og med 1979 med tall for nettoflyttinger og befolkning separat for menn og kvinner i følgende aldersklasser:

16 - 19 år
20 - 24 år
25 - 29 år
30 - 34 år
35 - 39 år
40 - 44 år
45 - 49 år
50 - 54 år
55 - 59 år
60 - 66 år

Siden det ligger inne tall både for nettoflyttinger og bestand, kan det regnes ut nettoflytterater for ulike persongrupper ved å aggregere over kjønn og aldersklasse.

Flyttetallene er basert på samme flyttedefinisjon som brukes ved beregning av rater til de regionale befolkningsprognosene: Flyttebegrepet er renset for flergangsflyttinger. En person flytter fra den kommunen han bodde i 1. januar til den kommunen han bodde i 31. desember. En flytting defineres som endring av registrert bosted mellom primære prognoseregioner eller mellom en pp-region og utlandet. Siden grensene for pp-regionene ikke krysser de aktuelle fylkesgrensene, vil dette datagrunnlaget for utflyttere og innflyttere gi korrekte nettoflyttetall for fylkene. Dette at flyttetallene er renset for flergangsflyttinger innebærer at definisjonen skiller seg noe fra den som er brukt i flyttestatistikken: Måleenheten i flyttestatistikken er flyttinger, mens måleenheten i datagrunnlaget mitt er flyttere.

Datagrunnlaget for beregning av nettoflytterater har god kvalitet. Det eneste problemet knytter seg til året 1970 som på grunn av folketellingen fikk en unormalt høy registrering av flyttinger. Det er imidlertid vanskelig å si i hvilken utstrekning dette har gitt nettoeffekter på fylkesnivå som forringer datakvaliteten for dette året.

3.3. Om arbeidsmarkedsdataene

Den generelle hypotesen går ut på at det er en sammenheng mellom stramheten på en regions arbeidsmarked og regionens nettoflytting for yrkesaktive aldersklasser. Arbeidsmarkedsstramhet kan vi definere som forholdet mellom etterspørsel etter og tilbud av arbeidskraft. Disse størrelsene kan vi kalle henholdsvis E og T. Forholdet mellom dem kan vi kalle regionens markedsleie som for region r på tidspunkt t får denne definisjon:

$$M_{r,t} = \frac{E_{r,t}}{T_{r,t}}$$

Når markedsleiet defineres på denne måten, vil størrelsen også inneholde generelle konjunkturvariasjoner. Siden nettoflyttingen er liten og relativt konstant for landet under ett, vil vi ikke kunne forvente at forverret markedssituasjon i <u>alle</u> regioner også slår ut i redusert nettoflytting i alle regioner.

Jeg mener derfor at regionens relative markedsleie, RM, vil være en langt mer sentral forklaringsvariabel, og jeg definerer det relative markedsleiet som regionens avvik fra det landsgjennomsnittlige markedsleie:

$$RM_{r,t} = \frac{E_{r,t}}{T_{r,t}} - \frac{E_t}{T_t} \quad \text{hvor } \frac{E_t}{T_t} = \frac{\sum_r E_{r,t}}{\sum_r T_{r,t}}$$

Ved operasjonaliseringen av en størrelse må man nødvendigvis gjøre bruk av variabler som er tilgjengelige på en eller annen måte. Datadekningen på arbeidsmarkedssiden er problematisk i det vi mistet sysselsettingsstatistikken i 1971. For den siste delen av perioden har jeg i stedet anslått tilgangen på arbeidskraft ved hjelp av yrkesfrekvenser som hovedsaklig er hentet fra arbeidskraftsundersøkelsene. Disse anslagene har jeg dokumentert i "Tilgangen på arbeidskraft i fylkene for årene 1971 - 1979", RAPP 81/10 (Brun 1981). For hvert av fylkene er det lagt inn årgjennomsnittstall for registrert arbeidsløshet og for registrert ledige arbeidsplasser for årene 1965 - 1979, årsgjennomsnittstall for sysselsettingen for årene 1965 - 1970 og anslag på antall personer i arbeidsstyrken for årene 1965 - 1970 og anslag på antall personer i arbeidsstyrken for årene 1971 - 1979. Vi kaller registrert sysselsetting for S, registrert arbeidsløshet for U, registrert ledige arbeidsplasser for V og anslag på personer i arbeidsstryken[1)] for T. Indeksen r står fortsatt for region (fylke) og variabler uten indeksering gjelder hele landet. For hvert år mellom 1965 og 1970 er det relative markedsleiet regnet ut slik:

$$\frac{S_r + V_r}{S_r + U_r} - \frac{S + V}{S + U}$$

For hvert år mellom 1971 og 1979 er det relative markedsleiet regnet ut slik:

$$\frac{T_r + V_r - U_r}{T_r} - \frac{T + V - U}{T}$$

3.3.1. Dataenes relevans og kvalitet

For at det skulle være full overenstemmelse mellom nominell og operasjonell definisjon av det relative markedsleiet, måtte statistikken over arbeidsløshet og ledige arbeidsplasser til enhver tid være uttømmende i samtlige fylker. Dette innebærer at all etterspørsel og alt tilbud ut over det realiserte, måtte registreres. Vi vet at arbeidskontorenes registreringer ikke tilfredstiller disse kravene. Arbeidsmarkedsindikatorene er altså relevante for det de er ment å skulle måle, men kvaliteten av dem kan diskuteres.

Når det gjelder S, registrert sysselsetting, synes det å være enighet om at kvaliteten på disse dataene var relativt god for den perioden jeg gjør bruk av (1965 - 1970). Kvaliteten er noe mer usikker når det gjelder T. Disse anslagene er bygget opp omkring AKU's begrep "personer i arbeidsstyrken". Det kan delvis reises spørsmål om hvor dekkende dette begrepet er for "det egentlige tilbudet" - i den utstrekning det i det hele er meningsfylt å snakke om et egentlig tilbud i arbeidsmarkedssammenheng. Delvis er det knyttet usikkerhet til anslagene på T fordi AKU er en utvalgsundersøkelse. Og delvis er datakvaliteten for T problematisk fordi AKU bare kan gi tall for såkalte "fylkespar" og at det derfor ligger usikkerhet i nedbrytingen til enkeltfylker. De målefeilene som fins for S og T spiller imidlertid ikke så stor rolle for beregningen av RM (relativt markedsleie). Denne størrelsen er nemlig langt mer følsom overfor verdiene av V og U enn overfor verdiene av S og T.

1) Arbeidskraftundersøkelsenes begrep "personer i arbeidsstyrken" inkluderer også arbeidssøkere uten arbeidsinntekt.

Datakvaliteten er mest problematisk for V og U (ledige arbeidsplasser og arbeidsløshet). Her er det åpenbart at registreringene ikke er uttømmende og at meldetilbøyeligheten kan variere regionalt. Det er f.eks. nærliggende å regne med at den andelen av faktisk ledige plasser som fanges opp gjennom V-registreringene, er større i regioner med store, uoversiktlige arbeidsmarkeder enn i regioner hvor arbeidsmarkedene er mer oversiktlige. Dessuten vil trolig V-registreringene ha en tendens til bedre dekning av slike typer arbeidskraft som etterspørrerne kan regne med å rekruttere lokalt. Når man etterspør arbeidskraft med mer spesielle kvalifikasjoner, vil man ofte bruke andre kanaler enn arbeidsformidlingen. U-registreringene vil bl.a. kunne avhenge av potensielle arbeidstakeres vurdering av hvilke muligheter det er for å skaffe seg arbeid på stedet. Regioner med svakt utbygd næringsliv i forhold til befolkningsunderlaget, vil derfor kunne komme ut med større underdekning i U-registreringene enn andre regioner. Endringene i en regions arbeidsløshetsregistreringer slår særlig sterkt ut ved store innskrenkninger eller nedleggelser av bedrifter. Slike hendelser kan derfor gi uforholdsmessig store utslag på fylkets relative markedsleie. - Underdekningen i U- og V-registreringene ville vært relativt uproblematisk for gyldigheten av det beregnede uttrykket for RM, dersom underdekningen i enhver region til enhver tid var like sterk i U som i V. Det ser ikke ut til å være grunn til å tro at dette helt ut er tilfelle, og datakvaliteten for disse variablene representerer derfor et problem for denne analysen.

Som nevnt har datatilgjengeligheten gjort det nødvendig å bruke to forskjellige operasjonelle definisjoner av relativt markedsleie. Dette representerer ikke nødvendigvis noe stort problem fordi uttrykket for RM først og fremst er følsomt overfor verdiene av V og U og ikke overfor verdiene av S og T.

4. KONKRETISERING AV PROBLEMSTILLINGEN

Det er nærliggende å tenke seg at arbeidsmarkedsstramheten vil ha ulik innflytelse på ulike persongrupper blant de yrkesaktive aldersklassene. I planene for DRØM er det skissert at det trolig bør estimeres separate nettoflytterelasjoner for 3-5 persongrupper. Det kan bli aktuelt både med grupper som bare inneholder et av kjønnene og med grupper hvor menn og kvinner er slått sammen. I den første analysefasen som dokumenteres her, har jeg lagt liten vekt på utprøving av ulike persongrupper og litt større vekt på utprøving av ulike modellformuleringer. For å forenkle framstillingen, vil jeg i det følgende stort sett unnlate å gjøre oppmerksom på at visse variabler og koeffisienter egentlig forutsettes å være persongruppespesifikke.

Den generelle hypotesen om at en regions relative markedsleie påvirker nettoflytteraten, kan konkretiseres i to forskjellige modelltyper. I den ene typen postuleres det en sammenheng mellom nivået på det relative markedsleiet og nivået på nettoflytteraten. I den andre typen postuleres det en sammenheng mellom år til år endring (differens) i det relative markedsleiet og endring i nettoflytteraten. Den første typen vil jeg heretter kalle nivåbaserte modeller, og den andre typen differensbaserte modeller.

4.1. Nivåbaserte modeller

Grunnstammen i denne modelltypen er likningen for en rett linje:

$$(1) \qquad F_{r,t} = a \cdot RM_{r,t} + kons$$

F er nettoflytteraten, RM er relativt markedsleie, a en koeffisient som skal estimeres, kons er konstantleddet (som også skal estimeres), mens indeksene r og t henholdsvis står for fylke og år.

Denne grunnstammen kan utvides og modifiseres på mange forskjellige måter, og i det følgende vil jeg presentere noen av de mest aktuelle. Jeg var tidligere såvidt inne på at vi må regne med treghet i tilpasningene. Det er flere forhold som kan bidra til etterslep og treghet, men de viktigste ligger trolig i friksjoner på arbeidsmarkedet og boligmarkedet, og i at mange foretrekker å bli boende en stund til, selv om det dukker opp bedre arbeidsmuligheter i et annet fylke. Hypotesen om slik treghet kan bygges inn i modellen på forskjellige måter, f.eks. som vist i modell (2) og (3):

(2) $F_{r,t} = b \cdot RM_{r,t} + c \cdot RM_{r,t-1} + kons$

(3) $F_{r,t} = d \cdot RM_{r,t} + e \cdot F_{r,t-1} + kons$

I modell (2) forutsettes det at det relative markedsleiet i forrige år har en selvstendig effekt på årets nivå på nettoflytteraten. Denne formuleringen knytter da hele tregheten til arbeidsmarkedsforholdene. Ved siden av årets relative markedsleie, forutsettes det i modell (3) at fjorårets nettoflytterate har en selvstendig effekt på årets nivå på nettoflytteraten. Denne formuleringen knytter ikke tregheten eksplisitt til arbeidsmarkedsforholdene, men postulerer bare at der er en treghet i endringen av nettoflytteraten og at denne kan ha mange forskjellige årsaker. Det er helt opplagt andre faktorer enn arbeidsmarkedsforholdene som virker inn på en persongruppes nettoflytterate. I den utstrekning disse faktorene ikke har like sterke år til år fluktuasjoner som det relative markedsleiet, vil de bidra til å "hold igjen på" utviklingen i nettoflytteraten, slik at den fra år til år ikke gjør store sprang vekk fra "det etablerte mønsteret". Dette resonnementet skulle da tilsi at modell (3) er mer realistisk enn modell (2).

For å øke realismen i modellen ytterligere, må konstantleddet gjøres regionspesifikt, men ikke nødvendigvis fylkesspesifikt. Konstantleddet fanger opp effekten av utelatte variabler og regionale forskjeller i meldetilbøyelighetene (for U og V) som endrer seg relativt lite over tid. For en nærmere drøfting av hvordan det regionspesifikke konstantleddet skal tolkes, vises det til kapittel 5. Modellversjonen med regionspesifikt konstantledd blir seende slik ut:

(4) $F_{r,t} = g \cdot RM_{r,t} + h \cdot F_{r,t-1} + \sum_{j=1}^{n} kons_j \cdot \delta_{j,r}$

der $\delta_{j,r}$ er n dummy-variabler som er lagt opp slik at

$$\delta_{j,r} = \begin{cases} 1 \text{ hvis } j=r \\ 0 \text{ ellers} \end{cases}$$

4.2. Differensbaserte modeller

Både teori-betraktninger og datatekniske betraktninger gjør det naturlig å prøve seg med modellformuleringer som baserer seg på endringstall. Under pkt. 2.2 viste jeg at ulike flyttemotiver hadde forskjellige nettoeffekter for flytting mellom fylkene. Stramheten på arbeidsmarkedet vil bare være en blant mange faktorer som bestemmer nivået på nettoflytteraten på et gitt tidspunkt i et fylke. Men ut fra betraktningene om arbeidsmarkedet som rammebetingelse for flytting mellom fylker, kan det vise seg å være et brukbart samsvar mellom år til år endring i nettoflytteraten og år til år endring i det relative markedsleiet. Under pkt. 3.3.1 var jeg inne på problemene med regionale forskjeller i meldetilbøyelighetene (for arbeidsløshet og ledige arbeidsplasser). I den grad det kan forutsettes at disse forskjellene ikke endrer seg over tid, vil denne feilkilden elimineres ved å basere modellformuleringen på endringstall. Disse betraktningene tilsier at det kan være verd å forsøke seg med differensbaserte modellformuleringer selv om differensene nødvendigvis må bli små og dermed kanskje inneholde mer tilfeldige enn substansielle utslag.

Grunnstammen i den differensbaserte modelltypen ser slik ut:

(5) $DF_{r,t} = k \cdot DRM_{r,t}$

der DF og DRM er definert på følgende måter:

(6) $DF_{r,t} = F_{r,t} - F_{r,t-1}$

(7) $DRM_{r,t} = RM_{r,t} - RM_{r,t-1}$

De generelle betraktningene om treghet og etterslep gjelder også utformingen av denne modelltypen. Dette kan bl.a. gjøres ved å utvide grunnstammen på følgende måte:

$$(8) \qquad DF_{r,t} = m \cdot DRM_{r,t} + n \cdot DRM_{r,t-1}$$

I ligning (8) har jeg da uttrykt at den endringen i et fylkes relative markedsleie som finner sted i løpet av et år, har innflytelse på den endringen som finner sted i nettoflytteraten både i løpet av dette året og året etter. Vi må vel kunne forvente at effekten er størst samme året slik at m>n, men at begge selvsagt er positive.

Dersom det lages en differensbasert modell med konstantledd, innebærer det en hypotese om at nettoflytteraten har positiv eller negativ trend i observasjonsperioden. Det er lite tenkelig at alle landets fylker skal ha felles trend, vi kan derfor vente at et konstantledd vil ha en verdi nær null.

En mulig svakhet ved ligning (8) er at den ikke inneholder noen beskrankninger. Det er vanskelig å tenke seg at tallverdiene for $DF_{r,t}$ kan bli svært store med fylkene som regional enhet. Det vil være grenser for hvor mye nettoflytteraten for et fylke vil kunne endre seg fra år til år. En slik betraktning tilsier da at effekten av endring i det relative markedsleie avtar når tallverdien av endringen øker. Disse betraktningene fører da til at den lineære funksjonssammenhengen må forlates. En mulig måte å prøve ut beskrankningshypotesen på, er å sette opp følgende funksjonssammenheng:

$$(9a) \qquad DF_{r,t} = \frac{2p}{1 + e^{-(q \cdot DRM_{r,t} + s \cdot DRM_{r,t-1})}} - p$$

der e er det naturlige grunntallet, mens p, q og s er koeffisienter.

Dette er en logistisk funksjon som er symmetrisk om origo og har asymptotene $\pm p$.

4.3. Vurdering

Jeg vil avrunde dette kapitlet med å minne om at hensikten med disse foreløpige analysene er å teste hvorvidt det er en sammenheng mellom stramheten på arbeidsmarkedet og fylkets nettoflytting. Det er ønskelig å finne en modellformulering som har tilfredsstillende forklaringskraft og som kan innpasses i en førsteversjon av modellsystemet DRØM. Som jeg har påpekt flere ganger tidligere, vil det også være andre faktorer enn arbeidsmarkedsstramheten som virker inn på en regions nettoflytterater. Det er her særlig nærliggende å tenke på egenskaper ved boligmarkedet, utdanningstilbudet og miljøforhold. Når jeg i disse foreløpige modellformuleringene ikke eksplisitt har tatt med andre påvirkningsfaktorer enn de som knytter seg til arbeidsmarkedsstramheten, står jeg igjen med formuleringer som er så enkle at jeg ikke kan forvente at de vil gjenspeile virkeligheten på en fullgod måte.

5. RESULTATER

5.1. Oversikt over det som er gjort

Estimeringen av nettoflytterelasjonene er foretatt ved å kjøre multippel regresjon på kombinerte tverrsnitts- og tidsseriedata. Ved noen av regresjonskjøringene på den nivåbaserte modellen har jeg kunnet gjøre bruk av 13 x 18 = 234 observasjoner, men bak de fleste regresjonskjøringene ligger det 12 x 18 = 216 observasjoner. Det er 13 år mellom 1967 og 1979, men periodetallet reduseres til 12 når det tas differenser eller når det skal brukes et års etterslep ("lag"). Jeg har brukt vanlig minste kvadraters metode ved samtlige regresjoner. Jeg foretok de første regresjonskjøringene på flytterater for hele massen av personer i datasettet mitt, dvs. alle personer i alderen 16-66 år. Etter at det forelå en del regresjonsresultater, "simulerte" jeg to av modellene ved å gjøre bruk av estimerte koeffisienter og observasjonene for det relative markedsleiet. Det var da mulig å sammenligne observerte og beregnete nettoflytterater. Jeg foretok videre regresjonsberegninger for menn 25-29 år.

Etter visse modellmodifikasjoner kjørte jeg så regresjoner på nettoflytteratene for alle personer i alderen 25-49 år og "simulerte" to av modellene. I dette kapitlet vil jeg ikke rapportere alle resultatene like grundig, men konsentrere meg om de mest interessante.

5.2. Beregninger for personer 16-66 år. En første tilnærming

De resultatene som omtales under dette punktet gjelder for alle personer 16-66 år.

5.2.1. Regresjoner på nivåbaserte modeller

En sammenlikning av regresjonsresultatene for modellene i likning (1), (2) og (3) kan gi svar på om ettersleps- og treghetsbetraktningene har noe for seg. Med likning (1) oppnås en forklart varians (R^2) på 0,448. Konstantleddet har en verdi på 1,18 og a er estimert til 397. Begge disse koeffisientene er signifikant forskjellig fra null med t-verdier på henholdsvis 4,4 og 13,7. Ved å introdusere en etterslepseffekt på et år i det relative markedsleiets innflytelse på nettoflytteraten, slik det er gjort i likning (2), oppnådde jeg bare en marginal forbedring av den forklarte variansen. R^2 har her en verdi på 0,449 og den estimerte verdien av c er ikke signifikant forskjellig fra null. De generelle treghetsbetraktningene som ligger bak formuleringen av likning (3) viste seg imidlertid å passe langt bedre til dataene. Forklart varians ble såvidt høy som 0,702 og alle koeffisientene har store t-verdier. Konstantleddet har her en verdi på 0,63 (t=3,0), d er estimert til 162 (t=5,6) og e er estimert til 0,62 (t=13,7). Det foreligger utskrift av residualene fra alle regresjonskjøringene, men jeg vil ikke komme inn på noen residualanalyse før under pkt. 5.4.2.

5.2.2. Regresjoner på differensbaserte modeller

a) Lineær modell

Når det gjelder de differensbaserte modellene, bør det i utgangspunktet testes for om kollinearitet i likning (8) kan skape problemer for estimeringen. Det viser seg her at $DRM_{r,t}$ og $DRM_{r,t-1}$ over hodet ikke er korrelerte og at kollinearitet derfor ikke vil være noe problem. Regresjonskjøringene viser at både $DRM_{r,t}$ og $DRM_{r,t-1}$ gir selvstendige bidrag til å forklare variasjonene i $DF_{r,t}$. Likning (8) har en forklart varians på 0,257 og koeffisientene m og n er estimert til henholdsvis 489 (t=7,9) og 219 (t=3,6). Vi ser at den forklarte variansen er atskillig dårligere enn for de nivåbaserte modellene. Vi må da huske på at det er to helt forskjellige sammenhenger som estimeres i de to modelltypene (nivåsammenhenger vs. endringssammenhenger). Resultatene kan derfor ikke sammenliknes direkte. Jeg forsøkte også å legge inn et ikke-regionspesifikt konstantledd i likning (8), men som ventet ble ikke dette signifikant forskjellig fra null. Når det gjelder verdien av de estimerte koeffisientene, legger vi merke til at m er mer enn dobbelt så stor som n. Dette innebærer at den endringen som finner sted i det relative markedsleiet i løpet av et år bare har halvparten så sterk effekt på den endringen som vil finne sted i nettoflytteraten i løpet av neste år som den har på den endringen som finner sted samme året.

b) Logistisk modell

Når jeg i likning (9a) forlater den lineære funksjonssammenhengen og spesifiserer en kurvilineær sammenheng, må TROLL foreta estimeringen ved hjelp av en iterativ prosedyre med brukerspesifiserte initialverdier på koeffisientene. Jeg forsøkte med svært mange kombinasjoner av sannsynlige initialverdier for p, q og s uten å få konvergens i iterasjonsprosessen. For ikke å gi opp dette estimeringsforsøket etter første "blindgate", transformerte jeg likning (9a) til en lineær sammenheng som da blir seende slik ut:

$$\text{(9b)} \qquad \ln\left(\frac{p + DF_{r,t}}{p - DF_{r,t}}\right) = q \cdot DRM_{r,t} + s \cdot DRM_{r,t-1}$$

Jeg kjørte så regresjon på denne likningen med valgte verdier for p. Det viste seg da at R^2 økte med synkende verdier for p. Det er ikke mulig å ta logaritmen av et negativt tall. Derfor må p ikke bli

mindre enn største tallverdi for DF. Jeg fikk høyest R^2 for en verdi av p (12,5) som ligger meget nær største tallverdi for DF. De estimerte verdiene for q og s for denne p-verdien ble satt inn som initialverdier i likning (9a), men heller ikke dette ga konvergens. Det viser seg at den estimerte funksjonen for p=12,5 ligger meget nær den lineære modellen for størstedelen av det intervallet vi har observasjoner for. Den avviker kun for de største tallverdiene av DRM. Jeg vil derfor konkludere med at den lineære modellversjonen passer observasjonssettet bedre enn den logistiske. Ut fra de teoretiske betraktningene skulle vi ventet det omvendte resultat. Årsaken til at den logistiske funksjonen ikke passer, er trolig at observasjonsverdiene ligger innenfor et så snevert intervall at beskrankningseffekten ikke har noen relevans.

5.2.3. Simulering på begge modelltypene

Jeg nevnte foran at regresjonsresultatene for de nivåbaserte og de differensbaserte formuleringene ikke uten videre kan sammenliknes direkte. Modellene lar seg imidlertid sammenlikne gjennom "simulering". Med "simulering" forstår jeg her beregninger som gjør bruk av estimerte koeffisienter og observerte verdier for det relative markedsleiet. Fra hver av de to modelltypene har jeg simulert den modellen som ga best forklart varians. Simuleringsmodellen for den nivåbaserte modelltypen ser slik ut:

$$(10) \qquad \hat{F}_{r,t} = \hat{d} \cdot RM_{r,t} + \hat{e} \cdot \hat{F}_{r,t-1} + \widehat{kons}$$

En "hatt" over en variabel eller en koeffisient betyr at den er beregnet eller estimert.

Simuleringsmodellen for den differensbaserte modelltypen ser slik ut:

$$(11a) \qquad \hat{F}_{r,t} = \hat{F}_{r,t-1} + \hat{DF}_{r,t}$$

$$(11b) \qquad \hat{DF}_{r,t} = \hat{m} \cdot DRM_{r,t} + \hat{n} \cdot DRM_{r,t-1}$$

Likning (11b) er da identisk med likning (8), mens likning (11a) er en omskriving av likning (6).

Det fins printer-utskrift av figurer (plot) med observerte og beregnete (simulerte) nettoflytterater for hvert av fylkene. Disse figurene for personer i alderen 16-66 år vil ikke bli omtalt i denne rapporten. For denne persongruppen vil jeg bare ta med noen sammendragstall for sammenlikning mellom observerte og beregnete nettoflytterater. Disse tallene er gjengitt i tabell 5.1.

Vi ser av denne tabellen at det varierer fra fylke til fylke om det er modell (10) eller modell (11) som avviker minst fra de observerte nettoflytteratene. Tallverdien av gjennomsnittsavviket for den nivåbaserte modellen varierer fra 0,21 promille (Sør-Trøndelag) til 4,90 promille (Aust-Agder). Tallverdien av gjennomsnittsavviket for den differensbaserte modellen varierer fra 0,03 promille (Østfold) til 7,40 promille (Rogaland). De gjennomsnittlige kvadratavvikene er selvsagt større. Her varierer avvikene for den nivåbaserte modellen fra 1,85 promille (Sør-Trøndelag) til 5,52 promille (Aust-Agder), mens de for den differensbaserte modellen varierer fra 1,28 promille (Vestfold) til 7,83 promille (Rogaland). En totalvurdering av resultatene i tabell 5.1 gjør det vanskelig å si at den ene modellformuleringen som ligger til grunn for beregningsresultatene, er bedre enn den andre. Valget mellom en nivåbasert og en differensbasert modellformulering må derfor foreløpig stå åpent.

Tabell 5.1. Gjennomsnittsavvik og gjennomsnittlig kvadratavvik mellom observert og beregnet nettoflytting pr. 1 000 personer 16-66 år. Fylke

	Gjennomsnittsavvik for perioden 1969 - 1979		Gjennomsnittlig kvadratavvik[1] for perioden 1969 - 1979	
	Nivåbasert modell[2]	Differensbasert modell[2]	Nivåbasert modell[2]	Differensbasert modell[2]
01 Østfold	-0,783343	0,025668	2,26793	1,63789
03 Akershus og Oslo	1,51896	3,66354	2,41654	4,23005
04 Hedmark	-2,64290	3,62795	3,09363	3,78570
05 Oppland	-1,81877	2,31476	2,64453	3,26852
06 Buskerud	-2,41743	-2,07638	3,36713	3,02898
07 Vestfold	2,01970	0,853996	2,44991	1,28226
08 Telemark	0,373654	-3,67503	3,18854	4,62778
09 Aust-Agder	-4,89556	-3,29944	5,51930	4,25070
10 Vest-Agder	0,258674	1,86661	2,32736	3,16382
11 Rogaland	-1,55541	-7,39750	2,50642	7,82558
12 Hordaland	2,93067	-1,47160	3,46863	2,06089
14 Sogn og Fjordane	3,62842	-0,757891	4,44095	3,05106
15 Møre og Romsdal	4,62302	-4,45760	5,05032	5,57585
16 Sør-Trøndelag	-0,211465	2,36831	1,85130	3,33990
17 Nord-Trøndelag	-2,10849	2,26801	3,59891	2,97941
18 Nordland	1,36097	-0,980488	3,60812	2,70124
19 Troms	-3,43418	3,44797	5,28004	4,72000
20 Finnmark	1,04528	4,35688	3,82185	4,95006
Sum	-2,108200	0,677765	60,90141	66,47969

1) Gjennomsnittlig kvadratavvik er definert på følgende måte:

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (A_i - P_i)^2}{n}}$$

hvor n er antall perioder (år) som er beregnet, A_i er observerte nettoflytterater og P_i er beregnete nettoflytterater. 2) Modellutformingen framgår av teksten.

5.3. Beregninger for menn 25-29 år

Jeg ønsket å se på sammenhengen mellom nettoflytting og arbeidsmarkedsstramhet for en persongruppe hvor vi må kunne regne med at arbeidsmarkedet betyr forholdsvis mye for nettoflyttingen. Jeg valgte da en av femårsgruppene i datamaterialet, nemlig menn 25-29 år. Regresjonsresultatene viser at alle koeffisientene er signifikant forskjellig fra null, og at alle er høyere enn for regresjonskjøringene med nettoflytterater for alle personer 16-66 år. Imidlertid er den forklarte variansen klart dårligere. For menn 25-29 år får likning (3) en forklart varians på 0,303, mens R^2 for likning (8) er så lav som 0,095. Dette indikerer at nettoflytteraten for denne persongruppen er mer følsom overfor arbeidsmarkedsstramheten enn nettoflytteraten for samtlige personer i alderen 16-66 år, men at persongruppen er så liten at det ligger svært mye tilfeldighet (stokastikk) bak observasjonene. Jeg har dermed fått en bekreftelse på at man i delmodellen for nettoflytting ikke må gå for langt ved oppsplittingen i persongrupper.

5.4. Beregninger for personer 25-49 år. Regionale konstantledd

5.4.1. Regresjoner på modifisert nivåbasert modell

De videre analysene er gjort på en persongruppe som består av begge kjønn i alderen 25-49 år. Denne grupperingen er valgt for å få fatt i personer som står sentralt i arbeidsmarkedssammenheng og slik at gruppen samtidig er stor nok til at tilfeldighetene ikke slår så sterkt ut. Jeg vil presisere at valget på ingen måte er ment som noen anbefaling for den endelige persongrupperingen i delmodellen for nettoflytting. Dette er fortsatt å betrakte som foreløpige analyser.

I tråd med siste avsnitt i pkt. 4.1, ble det foretatt en modifikasjon av den nivåbaserte modellen. Den generelle begrunnelsen for å innføre et regionspesifikt konstantledd, er at effekten av andre faktorer enn arbeidsmarkedsstramheten (utelatte variabler) ikke kan forutsettes å ha samme retning og styrke i samtlige fylker. Jeg anså det som lite ønskelig å innføre et konstantledd for hvert fylke. I stedet innførte jeg konstantledd for regioner som består av ett eller flere fylker. Den regionale grupperingen ble foretatt etter å ha "kikket i kortene": I figur 1 - figur 18 er det for hvert fylke gjengitt kurver som viser forløpene til det relative markedsleiet og nettoflytteraten for perioden 1967 - 1979. Definisjonen av det relative markedsleiet er slik at det landsgjennomsnittlige markedsleiet til enhver tid befinner seg på y-aksens null-nivå. Det framgår av figurene at kurvene for nettoflytteraten og relativt markedsleie kan være plassert forskjellig i forhold til hverandre. I noen fylker ligger kurven for det relative markedsleiet høyere enn kurven for nettoflytteraten, i andre fylker ligger den lavere, og i atter andre ligger de to kurvene hele tiden svært nær hverandre. Jeg har gruppert fylkene sammen ut fra hvilken plassering de to kurvene har i forhold til hverandre. Det ble opprettet seks regioner som har følgende sammensetning:

Region 1: 03 Akershus og Oslo. Kurven for det relative markedsleiet ligger hele tiden en del over kurven for nettoflytteraten.

Region 2: 12 Hordaland. Kurven for det relative markedsleiet ligger gjennomgående litt over kurven for nettoflytteraten.

Region 3: 07 Vestfold, 14 Sogn og Fjordane, 15 Møre og Romsdal, 16 Sør-Trøndelag. Kurven for det relative markedsleiet ligger gjennomgående på samme nivå som kurven for nettoflytteraten.

Region 4: 01 Østfold, 06 Buskerud, 08 Telemark, 10 Vest-Agder, 11 Rogaland, 20 Finnmark. Kurven for det relative markedsleiet ligger gjennomgående litt under kurven for nettoflytteraten.

Region 5: 05 Oppland, 09 Aust-Agder, 18 Nordland, 19 Troms. Kurven for det relative markedsleiet ligger hele tiden en del under kurven for nettoflytteraten.

Region 6: 04 Hedmark, 17 Nord-Trøndelag. Kurven for det relative markedsleiet ligger hele tiden en god del under kurven for nettoflytteraten.

Denne regionaliseringen innebærer at n=6 i likning (4). Det vil si at de 18 fylkene er gruppert sammen til 6 regioner og at det derfor er estimert 6 konstantledd. Når det kjøres regresjon på likning (4) (med nettoflytterater for alle personer 25-49 år), viser det seg at den forklarte variansen blir svært høy. R^2 har her en verdi på 0,799. Koeffisienten g er estimert til 445 (t=9,4), h er estimert til 0,47 (t=9,8) og de regionspesifikke konstantleddene har følgende estimerte verdier: Region 1: -5,65 (t=-5,6), region 2: -2,44 (t=-2,7), region 3: 0,39 (t=0,9), region 4: 2,35 (t=5,6), region 5: 6,30 (t=8,6) og region 6: 8,93 (t=9,0). Vi ser da at alle koeffisienter er signifikant forskjellig fra null, bortsett fra konstantleddet for region 3, men her måtte vi også forvente en verdi i nærheten av null. Tolkningen av den estimerte koeffisienten g er at når alle andre faktorer holdes konstant, vil effekten av en endring i det relative markedsleiet på en tusendedel være at nettoflytteraten endrer seg med 0,445 promille. Tolkningen av den estimerte koeffisienten h er at når alle andre faktorer holdes konstant, vil effekten av en endring i nettoflytteraten på 1 promille være at nettoflytteraten for det etterfølgende året endres med 0,47 promille. Den tekniske tolkningen av de regionspesifikke konstantleddene, er at når både det relative markedsleiet og forrige års nettoflytterate har verdien null, vil nettoflytteraten få konstantleddets verdi.

Den substansielle tolkningen av de regionspesifikke konstantleddene er noe mer problematisk. Det er vanskelig å si noe konkret om hvilke bakenforliggende forhold som har vært med på å frambringe de estimerte resultatene. Generelt sett er det to effekter som fanges opp i disse konstantleddene. For det første fanges det opp regionale egenskaper som ikke har noe med arbeidsmarkedsstramheten

å gjøre. For det andre fanges det opp målefeil i de indikatorene som er brukt ved beregning av det relative markedsleiet. Dessverre lar det seg ikke gjøre å si noe om hvilket omfang de to effektene har i forhold til hverandre. Den ideelle situasjonen ville selvsagt vært at det ikke fantes regionale forskjeller i meldetilbøyelighetene for arbeidsløshet og ledige arbeidsplasser. Da ville det bare vært den førstnevnte effekten som var fanget opp i konstantleddene. Denne effekten sier noe om "push-" og "pull-"faktorer ved den enkelte region som gir seg utslag i nettoflyttingen fordi regionene har forskjellig attraktivitet. Bak slike "push-" og "pull-"faktorer kan det skjule seg egenskaper ved regionens boligmarked, utdanningstilbud, tilbakeflyttingspotensiale og miljøforhold i vid forstand.

Dersom vi skulle tolke konstantleddene utelukkende som mål på attraktiviteten ved regionen, skulle det, når en ser bort fra effekten av arbeidsmarkedet, være svært lite attraktivt å bo i Akershus og Oslo og forholdsvis lite attraktivt å bo i Hordaland. I Vestfold, Sogn og Fjordane, Møre og Romsdal og Sør-Trøndelag skulle "push-" og "pull-" faktorene være omtrent like sterke. Situasjonen for Østfold, Buskerud, Telemark, Vest-Agder, Rogaland og Finnmark skulle, når en ser bort fra effekten av arbeidsmarkedsstramheten, være at "pull-" faktorene er noe sterkere enn "push-" faktorene. Det synes å være enda mer attraktivt å bo i Oppland, Aust-Agder, Nordland og Troms, mens de mest attraktive fylkene skulle være Hedmark og Nord-Trøndelag. Dersom vi skulle tolke konstantleddene utelukkende ut fra den antagelse at de skyldes målefeil ved indikatorene for arbeidsmarkedsstramheten, indikerer resultatene at underdekningen ved registreringene er relativt større for U (arbeidsløshet) enn for V (ledige arbeidsplasser) for fylkene i region 1 og region 2. Ut fra samme betraktningsmåte skulle da underdekningen i registreringene av U og V være omtrent like stor for fylkene i region 3, mens V i stigende grad skulle være dårligere dekket enn U for fylkene i region 4, 5 og 6.

Problemene som knytter seg til tolkningen av de regionspesifikke konstantleddene, bør ikke få trekke oppmerksomheten vekk fra hovedresultatet av regresjonskjøringene på likning (4): De estimerte koeffisientene viser at både nivået på det relative markedsleiet og foregående års nivå på nettoflytteraten yter selvstendige bidrag til å forklare variasjonen i nettoflytteraten. Det neste spørsmålet som da må avklares, er om dataenes karakter medfører spesielle estimeringsproblemer. Dette vil jeg ta opp under neste punkt.

5.4.2. Residualanalyse av den nivåbaserte modellen

Økonometrisk litteratur (se f.eks. Johnston 1972, 300-321) framholder at det kan oppstå estimeringsproblemer ved den type modeller som (4) representerer. Dette skyldes at restleddsfordelingen kan vise seg å være autokorrelert og avvike fra normalfordelingen i modeller hvor den avhengige variabelen inngår i "lagget" versjon på høyre side av likhetstegnet. Problemene ligger i at vanlig minste kvadraters metode ikke vil gi konsistente estimater i slike tilfeller. Disse mulige problemene har gjort det nødvendig å se nærmere på restleddsfordelingen.

Når det gjelder frekvensfordelingen av residualene, har jeg undersøkt denne ved å få laget et histogram hvor residualene er gruppert i 13 klasser med like stor klassebredde. Med unntak av en "outlier" (i intervallet mellom -10,8 og -12,4 promille), ser histogrammet ut til å være en god tilnærming av normalfordelingen.

Det har ikke vært like enkelt å få en god test på hvorvidt restleddene er autokorrelerte. Årsaken til dette ligger i den måten disse dataene er organisert på. Det dreier seg om kombinerte tverrsnitts- og tidsseriedata, men TROLL-systemet behandler dem som om det dreiet seg om én tidsserie. Selv innenfor TROLL-systemet lar det seg muligens gjøre å få en eksakt test for autokorrelasjon ved å kutte ut effekten av overgangen fra siste observasjon i et fylke til første observasjon i neste, men jeg har ikke hatt tid til å forsøke å utvikle en slik metode. I stedet har jeg angrepet problemet på følgende måte: TROLL har standardprosedyrer for korreksjon ved tidsavhengige restledd. En av disse prosedyrene korrigerer for første-ordens autokorrelasjon, og det er dette som kan være aktuelt for dette datamaterialet. Jeg kjørte en ny regresjon på likning (4) med innlagt korreksjon for autokorrelerte restledd. Denne regresjonskjøringen ga en forklart varians (R^2 = 0,778) som avviker svært lite fra regresjonskjøringen uten korrigering for tidsavhengighet (R^2 = 0,779), og de estimerte koeffisientene har også omtrent samme verdier som ved kjøringen uten korrigering for tidsavhengighet. RHO1, koeffisienten for første ordens autokorrelasjon, har verdien 0,065. Disse

funnene tyder på at autokorrelerte restledd ikke synes å være noe problem. Det kan imidlertid tenkes at restleddsovergangene fra siste observasjon i et fylke til første observasjon i neste fylke er store i forhold til restleddsovergangene fra et år til det neste innen de enkelte fylker. Dersom dette er tilfellet, vil vi ikke kunne stole på denne test-prosedyren, fordi effekten av fylkesovergangene i så fall vil "viske ut" effekten av en mulig autokorrelasjon. Jeg har undersøkt dette nærmere ved å skrive ut samtlige residualer ved regresjon på likning (4) uten at det er lagt inn korreksjon for tidsavhengighet. Med ett unntak (som innbefatter den tidligere omtalte "outlier"), ser fylkesovergangene ut til å være av omtrent samme størrelsesorden som overgangene i restleddene fra år til år innen det enkelte fylke. Fylkesovergangene ser dermed ikke ut til å ha noen nevneverdig "utviskingseffekt", og jeg mener derfor at vi kan stole på denne testprosedyren.

Denne residualanalysen har da vist at residualene synes å være tilnærmet normalfordelte og at autokorrelasjon ikke ser ut til å være noe problem. Vi kan derfor gå ut fra at minste kvadraters metode ikke gir noen nevneverdig skjevhet i de estimerte koeffisientene.

Residualene er også analysert med tanke på å komme på sporet av utelatte variabler. Dette er gjort ved dels å summere dem over fylker og dels over tid. Når det aggregeres over tid, viser tallene at det ikke er noen fylker som stikker seg ut med spesielt store residualer. Når vi ser på gjennomsnittet av absoluttverdiene av residualene, er det Telemark som har det høyeste tallet med 3,28 promille og Vestfold det laveste med 1,38 promille. Til sammenlikning kan det nevnes at de tilsvarende observasjonsverdiene (gjennomsnitt av absoluttverdiene) for de to fylkene henholdsvis er 5,29 promille og 6,92 promille. Når vi ser på gjennomsnittet av verdiene av residualene, er det Aust-Agder som kommer dårligst ut med 1,31 promille. Imidlertid er gjennomsnittsverdien for de observerte nettoflytteratene i Aust-Agder såvidt høy som 12,32 promille. Disse tallene viser at den nivåbaserte modellen ikke fullt ut klarer å forklare nivået på nettoflytteraten for enkeltår innen et fylke, men at avvikene ikke blir særlig store når vi summerer over tid.

Aggregert over fylkene viser det seg at det heller ikke er noe enkeltår som stikker seg ut med spesielt høye residualverdier. Absoluttverdien av residualene er størst for 1970 med 3,13 promille, men avstanden til nest største verdi, 2,88 promille (for 1968), er ikke særlig stor. Når det ikke regnes på absoluttverdier, men på verdier med fortegn, er det 1971 som peker seg ut med størst avvik, (2,63 promille) og 1970 med nest størst avvik (-1,31 promille). Det kan altså se ut til at folketellingens innflytelse på flytte-registreringene, har hatt en viss vridningseffekt på de observerte nettoflytteratene, men at denne ikke ser ut til å være særlig stor.

5.4.3. Regresjoner på den differensbaserte modellen

Til regresjonskjøringene for denne persongruppen (alle personer i alderen 25-49 år) foretok jeg ingen modifikasjoner i den differensbaserte modellen i forhold til det som er uttrykt i likning (8). Regresjonskjøringen ga følgende resultater: R^2 har en verdi på 0,202, mens koeffisientene m og n er estimert til henholdsvis 479 (t=6,3) og 287 (t=3,8). Disse koeffisientene er en god del mindre enn de tilsvarende for menn i alderen 25-29 år, men de er av omtrent samme størrelsesorden som for alle personer i alderen 16-66 år. Den forklarte variansen er imidlertid dårligere enn for sistnevnte persongruppe (0,202 mot 0,257). Selv for en såvidt stor persongruppe som alle i alderen 25-49 år, ser altså de tilfeldige utslagene i denne modellformuleringen ut til å være sjenerende.

Det mest slående ved residualene for denne modellen er at de er av omtrent samme størrelsesorden som observasjonene. Aggregering over fylker og over tid gir ingen klar pekepinn om "problemfylker" eller "problemperioder", men også for denne modellen finner vi litt større avvik knyttet til året 1970. Residualene for endringene mellom 1970 og 1971 skiller seg noe mer ut enn residualene for endringene mellom 1969 og 1970.

5.4.4. Simulering på begge modelltypene

Den differensbaserte simuleringsmodellen er identisk med den som er vist i likning (11a) og (11b). Den nivåbaserte simuleringsmodellen atskiller seg bare fra likning (10) ved at konstantleddet er gjort regionspesifikt slik som i likning (4).

Tabell 5.2. Gjennomsnittsavvik og gjennomsnittlig kvadratavvik mellom observert og beregnet nettoflytting pr. 1 000 personer 25-49 år. Fylke

	Gjennomsnittsavvik for perioden 1969 - 1979		Gjennomsnittlig kvadratavvik[1] for perioden 1969 - 1979	
	Nivåbasert modell[2]	Differensbasert modell[2]	Nivåbasert modell[2]	Differensbasert modell[2]
01 Østfold	-0,340257	0,141303	2,75933	2,49684
03 Akershus og Oslo	0,071881	3,80562	1,70268	4,32402
04 Hedmark	1,84868	3,69411	2,33341	4,09523
05 Oppland	-0,053092	2,95623	2,82991	4,09534
06 Buskerud	-1,79963	-2,93744	3,68491	4,31717
07 Vestfold	0,67435	1,13372	1,60703	1,69655
08 Telemark	-2,16558	-6,3953	5,12515	7,92289
09 Aust-Agder	-2,0455	-1,57936	3,71822	3,60172
10 Vest-Agder	-0,027583	-0,610662	3,02643	3,13556
11 Rogaland	-0,077536	-11,8919	2,64156	12,4814
12 Hordaland	-0,341377	-1,41252	1,85365	2,42151
14 Sogn og Fjordane	-0,820734	0,568373	3,11753	3,16305
15 Møre og Romsdal	1,15868	-6,55779	2,91978	7,33133
16 Sør-Trøndelag	0,14662	5,66538	2,74242	6,48905
17 Nord-Trøndelag	-1,20272	0,661093	2,89637	2,19809
18 Nordland	1,99685	-2,72953	3,04253	3,44575
19 Troms	0,321576	5,54619	5,58934	7,49725
20 Finnmark	1,40534	6,61139	4,86182	7,80285
Sum	-1,250032	-3,331093	56,45207	88,51560

1) Se fotnote 1 til tabell 5.1. 2) Modellutformingen framgår av teksten.

Et resymé av simuleringsresultatene er gjengitt i tabell 5.2. Hovedinntrykket fra tabellen er at den nivåbaserte modellen med regionspesifikke konstantledd gir langt bedre samsvar med observerte nettoflytterater enn det den differensbaserte modellen gir. Ser vi på gjennomsnittsavvikene, er disse minst for den nivåbaserte modellen i 14 av 18 fylker, mens de gjennomsnittlige kvadratavvikene er minst for den nivåbaserte modellen i 15 av 18 fylker. Bedømt både ut fra gjennomsnittsavviket og det gjennomsnittlige kvadratavviket, er det bare i Østfold, Aust-Agder og Nord-Trøndelag at den differensbaserte modellen passer bedre til observasjonene enn den nivåbaserte modellen. Den differensbaserte modellen er imidlertid ikke særlig mye bedre enn den nivåbaserte i disse tre fylkene. Det er derfor viktigere å legge merke til at den differensbaserte modellen i et par fylker passer svært mye dårligere enn den nivåbaserte. Dette gjelder særlig Rogaland.

Simuleringsresultatene er framstilt fylkesvis i figur 19 - figur 36. I hver figur er det tre kurver. Den heltrukne viser forløpet av observert nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for perioden 1968 - 1979; den prikkete kurven viser de tilsvarende tallene beregnet med den nivåbaserte modellen og den stiplete kurven gjengir beregningsresultatene fra den differensbaserte modellen. For det enkelte fylke kan vi på denne måten lett danne oss et bilde av hvilket forløp beregningsresultatene fra de to modellene har i forhold til hverandre og i forhold til forløpet av observasjonene. Dessuten lar kurvene seg lett sammenlikne fra en figur til en annen fordi det er brukt en felles skala for samtlige figurer. Simuleringene er startet opp med utgangspunkt i den observerte raten for 1968, og første beregningsår blir da 1969.

5.4.5. Noen kommentarer til beregningsresultater for enkeltfylker

Når jeg nå gir meg i kast med å kommentere beregningsresultatene for enkeltfylker, må jeg presisere at kommentarene ikke vil kunne bli uttømmende. En grundig diskusjon av forholdet mellom observerte og beregnete nettoflytterater i enkeltfylker forutsetter en innsikt om faktorer som har påvirket nettoflytteresultatene i det enkelte fylke, som jeg ikke sitter inne med. Kommentarene mine vil derfor først og fremst konsentrere seg om beregningsresultatene sett i lys av den sentrale forklaringsvariabelen, relativt markedsleie, og bare i mindre utstrekning vil de gå på hvorfor denne forklaringsvariabelen i en del tilfeller ikke gir noen god forklaring av det observerte forløpet for nettoflytteraten.

Østfold er et av de tre fylkene hvor den differensbaserte modellen gir mindre avvik fra observasjonene enn den nivåbaserte. Men som vi ser av figur 19, er forløpene av beregningsresultatene for de to modellene svært like i dette fylket. Sammenlikner vi med forløpet av det relative markedsleiet (figur 1), ser vi at kurven for den nivåbaserte modellen har et jevnere forløp enn det som er tilfellet for det relative markedsleiet. Årsaken til dette er den tregheten som er lagt inn i modellspesifikasjonen ved at forrige års nivå på nettoflytteraten også har innflytelse på nettoflytteraten det enkelte år. I og med at dette fenomenet har sin årsak i modellspesifikasjonen, vil vi finne det igjen i samtlige fylker. Et annet trekk ved modellspesifikasjonen for den nivåbaserte modellen som også er verd å legge merke til, er virkningen av det regionspesifikke konstantleddet. Vi ser av figur 1 at det relative markedsleiet synker mellom 1970 og 1971. Nivået på det relative markedsleiet i 1971 er likevel ikke kommet så lavt at det oppveier effekten av at Østfold tilhører en gruppe av fylker som har positivt konstantledd. Derfor er nivået på den beregnete nettoflytteraten i 1971 litt høyere enn det var i 1970. Den differensbaserte modellen gir nettoflytterater som er en glattet versjon av forløpet for det relative markedsleiet, men med en vertikal kurveforskyvning som er betinget av startverdien på nettoflytteraten (1968-verdien i disse simuleringene). For Østfold gir begge modellformuleringene resultater som jevnt over ligger i nærheten av observasjonene. Begge modellene får med seg hovedtendensene i utviklingen på en bra måte, men "skjærer gjennom" topper og bunner. Når de observerte nettoflytteratene i siste halvdel av syttiårene går opp til et nivå som ligger en del høyere enn beregningsresultatene, henger dette mest sannsynlig sammen med økt "boligflytting" til nordre og indre deler av fylket. Slike endringer i påvirkningsfaktorer som ikke er arbeidsmarkedsrelaterte, fanges ikke opp i noen av disse foreløpige modellene, og effektene av dem kan da heller ikke predikeres.

Kurvene for Akershus og Oslo finner vi i figur 2 og figur 20. Akershus og Oslo er den regionen som har mest negativt konstantledd. Dette kan enten skyldes at det er lite attraktivt å bo i den regionen, eller at underdekningen er større i arbeidsløshetsstatistikken enn i statistikken over ledige arbeidsplasser, eller det kan skyldes begge deler. Under pkt. 3.3.1 pekte jeg på at den andelen av faktisk ledige arbeidsplasser som fanges opp gjennom V-registreringene, trolig er større i regioner med store, uoversiktlige arbeidsmarkeder. Dette skulle indikere at i hvert fall den sistnevnte effekten er medvirkende årsak til det negative konstantleddet. Spesielt i første halvdel av observasjonsperioden har nettoflytteraten en mer markert negativ trend enn det relative markedsleiet. Dette medfører at den differensbaserte modellen får stadig større positivt avvik fra observasjonene i denne perioden. På grunn av det negative konstantleddet trekkes kurven for den nivåbaserte modellen raskere nedover enn utviklingen i markedsleiet alene skulle tilsi, og den nivåbaserte modellen får dermed en meget god føyning til de observerte verdiene.

Kurven for det relative markedsleiet i figur 3 tyder på at Hedmark har hatt en ubrutt forbedring på arbeidsmarkedet i hvert av årene fra 1968 til 1975. De observerte nettoflytteratene har også positiv trend i denne perioden, om enn ikke like entydig. Forløpet for de to kurvene er noe forskjellig idet markedsleiet hadde kraftigst økning de første årene, mens nettoflytteraten først har den sterkeste økningen mellom 1972 og 1974. Figur 21 viser resultatet av simuleringene. Begge beregningskurvene stiger raskere enn observasjonene de første årene. Det er kurven for den differensbaserte modellen som stiger raskest og blir liggende over observasjonene i hele beregningsperioden, mens beregningsresultatene for den nivåbaserte modellen blir liggende på omtrent samme nivå som observasjonene fra 1974 av.

Ifølge figur 4 ser markedsleiet i Oppland også ut til å ha forbedret seg i hele observasjonsperioden. Dette er ikke like godt avspeilet i de observerte nettoflytteratene. Forløpene stemmer best

overens fram til 1972. Av figur 22 ser vi at den differensbaserte modellen følger observasjonene svært tett fram til 1972 og blir deretter liggende med et positivt avvik. På grunn av det negative konstantleddet, trekkes beregningsresultatene nedover de to første årene i den nivåbaserte modellen til tross for at nivået på det relative markedsleiet har en svak oppgang mellom disse årene. Resultatet blir at den nivåbaserte modellen dels får negative og dels positive avvik gjennom beregningsperioden. Ingen av modellene klarer å gi en god gjengivelse av det observerte netto flytteforløpet i Oppland. Det er vanskelig for meg å si om dette kan skyldes de måleproblemene som knytter seg til arbeidsmarkedsindikatorene eller om det kan skyldes effekten av andre påvirkningsfaktorer enn de som knytter seg til arbeidsmarkedet.

Når det gjelder Buskerud, ser vi av figur 5 at det er en viss overensstemmelse i kurveforløpene for markedsleiet og nettoflytteraten i den forstand at topper og bunner faller nær hverandre i tid. Sprangene i nettoflytteraten er imidlertid større enn det vi skulle forvente ut fra nivå-fluktuasjonene i markedsleiet. Beregningsresultatene i figur 23 viser da også at disse på langt nær følger med i de sprangene som observasjonene gjør. Resultatet er blitt at begge beregningsmodellene, og særlig den differensbaserte, får negative avvik helt fram til de tre siste årene.

Figur 6 viser at Vestfold er et fylke hvor observasjonskurvene følger hverandre svært godt både når det gjelder trend og årlige fluktuasjoner. Kurvene ligger dessuten så nær hverandre at Vestfold er plassert i en gruppe av fylker hvor konstantleddet er estimert til å være tilnærmet lik null. Figur 24 viser da at beregningsresultatene for de to modelltypene ikke atskiller seg nevneverdig fra hverandre og at de hele tiden har relativt små avvik fra observasjonene.

For Telemark (figur 7) finner vi også godt samsvar i tidsplasseringen av topper og bunner i de to observasjonsseriene, men her ser vi også at den forbedringen av flyttebalansen som finner sted i midten av syttiårene, er større enn det arbeidsmarkedsindikatoren skulle tilsi. Pukkelen på kurven for observert nettoflytting må ses i sammenheng med Rafnes-utbyggingen som fant sted i dette tidsrommet. Både rekruttering av anleggsstyrke og driftsbemanning må ha virket inn på fylkets flyttebalanse. Når det relative markedsleiet ikke forbedrer seg mer enn det gjør, tyder dette på at registreringen av ledige arbeidsplasser har stor underdekning i denne perioden. Mye av rekrutteringen ser med andre ord ut til å ha skjedd uten å ha gått gjennom arbeidsformidlingen. Beregningsresultatene i figur 25 viser at den differensbaserte modellen hele tiden ligger lavt i forhold til observasjonene, og at avviket til dels er meget stort i midten av syttiårene. Den nivåbaserte modellen treffer noe bedre, men heller ikke denne får fullt utslag på den markerte toppen i midten av syttiårene. I det minste for dette fylket kan figurene tyde på at datakvaliteten er mer problematisk enn feil og mangler ved modellspesifikasjonen.

De to kurvene for relativt markedsleie og observert nettoflytting i figur 8, Aust-Agder, har ikke noe særlig godt samsvar når det gjelder år til år fluktuasjoner. Utviklingen i markedsleiet kan ikke forklare nettoflytteratens pukkel omkring 1975. Disse forholdene finner vi reflektert i beregningsresultatene i figur 26. Ingen av modellene treffer helt godt - den differensbaserte treffer litt bedre enn den nivåbaserte - og begge modellene har sitt største avvik i 1975.

Figur 9 viser liknende resultater for Vest-Agder ved at det ikke er noe særlig godt samsvar mellom år til år fluktuasjonene i de to observasjonsseriene. Disse fluktuasjonene er imidlertid forholdsvis små og kan trolig oppfattes som uttrykk for tilfeldigheter. Det er derfor verd å legge merke til at begge kurvene har negativ trend i hele observasjonsperioden. De to kurvene med beregningsresultater i figur 27 ligger svært nær hverandre og skjærer pent gjennom topper og bunner hos observasjonskurven slik at hovedtendensen er riktig gjengitt av begge modelltypene.

Det er en vanlig oppfatning at da oljeaktivitetene etablerte seg i Rogaland for alvor i begynnelsen av syttiårene, fulgte en situasjon med etterspørselsoverskudd (både på arbeidsmarkedet og boligmarkedet). Det er derfor nokså overraskende at markedsleiet i Figur 10 nærmest har et flatt forløp i disse årene. Nettoflyttetallene har imidlertid det forventede oppsvinget. Beregningen av det relative markedsleiet er særlig influert av U- og V-registreringene (arbeidsløshet og ledige arbeidsplasser). Selv med stigende etterspørsel kan et markedsleie ligge stabilt dersom tallet på arbeidsløse også stiger. Det er <u>ikke</u> dette som har skjedd i Rogaland i begynnelsen av syttiårene. Jeg har gått U- og V-registreringene nærmere etter i sømmene, og det viser seg at begge beveger seg omtrent i takt med landsgjennomsnittet i disse årene. Etter alt å dømme har den etterspørselsøkningen som faktisk har funnet sted,

vært av en slik karakter at den i liten utstrekning er blitt registrert ved arbeidsformidlingen. Oljeaktivitetene etterspør i stor grad spesialisert arbeidskraft som bare i beskjeden grad kan forventes å rekrutteres fra det lokale arbeidsmarked, og etterspørrerne bruker da andre kanaler enn arbeidskontorene. Den økte underdekningen av etterspørselsvolumet må derfor ta hovedskylden for at den differensbaserte modellen i dette tilfellet skyter langt under målet. Beregningsresultatene for den nivåbaserte modellen ligger derimot nær opp til registreringene. Initialt blir disse verdiene trukket oppover både på grunn av det postive konstantleddet og på grunn av at det relative markedsleiet ligger på et høyt nivå i 1968 og 1969 i forhold til nettoflytteratens startnivå.

For Hordaland viser figur 11 at det relative markedsleiet har endret seg lite i hele observasjonsperioden, men det har en nedadgående tendens etter 1972. Når simuleringsresultatene (figur 29) følger dette mønsteret, blir avvikene fra de observerte nettoflytteratene små. Selv ikke dette at beregningsresultater og observasjoner har "motsatte" forløp omkring 1976 fører til særlig store avvik for dette året. Det er den nivåbaserte modellen som gjennomgående har minst avvik fra observasjonene.

I Sogn og Fjordane (figur 12) har både relativt markedsleie og observert nettoflytting oppadgående tendens i observasjonsperioden. Beregningsresultatene (figur 30) får dermed med seg hovedmønsteret, men ikke de raske år til år svingningene. Enda en gang gir den nivåbaserte modellen noe bedre føyning til observasjonene enn det den differensbaserte modellen gir.

I figur 31 for Møre og Romsdal får vi en god illustrasjon på hvilken rolle startåret (initialverdien) har for den differensbaserte modellen. Dersom den hadde vært startet opp i 1972, hadde den fulgt observasjonene like godt som den nivåbaserte modellen gjør. Med de estimerte koeffisientene er ikke forbedringen av det relative markedsleiet mellom 1969 og 1971 (figur 13), stor nok til å bringe beregningsresultatene for den differensbaserte modellen opp til det observerte nivået i 1972. Årsaken til at den nivåbaserte modellen har en kurve som stiger allerede fra første året av, ligger i at det er estimert et konstantledd som er tilnærmet lik null for den regionen som Møre og Romsdal er plassert i, og at nivået på markedsleiet dermed kan trekke beregningsresultatene oppover, fra den lave startverdien.

Kurven for det relative markedsleiet i figur 14 tyder på at det har vært små forandringer i arbeidsmarkedsstramheten i Sør-Trøndelag i hele observasjonsperioden. Kurven viser en svakt avslakkende tendens fram til 1971 og deretter en svak forbedring. Den observerte nettoflyttingen for personer mellom 25 og 49 år har også en nedadgående tendens de første årene, men for denne kurven holder tendensen seg helt til 1974. Deretter følger en del kortvarige svingninger med oppadgående tendens mot slutten. Forløpet for det relative markedsleiet fører til at den differensbaserte modellen ikke får med seg den observerte nedgangen i første halvdel av observasjonsperioden, og den blir dermed liggende en del over kurven for de observerte ratene. Sør-Trøndelag tilhører også den regionen hvor konstantleddet er tilnærmet lik null. Markedsleiets lave nivå i forhold til nettoflytteratens nivå i 1968 medfører dermed at beregningsresultatene for den differensbaserte modellen trekkes nedover i sterkere grad enn nedgangen i nivået på markedsleiet alene skulle tilsi. Den nivåbaserte modellen får på denne måten et forløp som ikke avviker spesielt mye fra det som er observert, når vi ser bort fra de kortsiktige svingningene i observasjonene.

Noe av det mest slående ved de to kurvene for Nord-Trøndelag i figur 15 er den store avstanden mellom dem. Nettoflytteratene ligger på et nivå som er mye høyere enn nivået på det relative markedsleiet skulle tilsi. Dette kan enten skyldes at Nord-Trøndelag er attraktivt til tross for et slakt arbeidsmarked, eller det kan skyldes at arbeidsmarkedet egentlig ikke er så slakt som kurven for det relative markedsleiet kan tyde på (pga. måleproblemene med U-ene og V-ene), eller det kan skyldes begge deler. Den tiltagende pendlingen fra Stjørdalsområdet (Nord-Trøndelag) til Trondheim (Sør-Trøndelag) som følge av boligflytting, kan tyde på at i hvert fall den første effekten er inne i bildet. For øvrig tyder markedsleiekurven på at det mellom 1970 og 1972 inntraff en markert forbedring på arbeidsmarkedet i Nord-Trøndelag. Dette er også avspeilet i forløpet for nettoflytteraten, men i tråd med modellformuleringene ser endringene i nettoflytteraten ut til å være beheftet med treghet i forhold til endringene i markedsleiet. Nettoflytteraten synker i 1974 og 1975 uten at dette kan forklares ut fra markedsleieutviklingen for disse årene. Resultatet for beregningsmodellene (figur 33) blir da at de (særlig den differensbaserte modellen) blir liggende noe for høyt i siste halvdel av syttiårene. Begge modellene får med seg den observerte forbedringen i fylkets nettoflyttebalanse mellom 1970 og

1973, og det er kurven for den differensbaserte modellen som i dette tilfellet følger tettest opptil observasjonene. Det ekstremt lave nivået på det relative markedsleiet i 1968 og 1969 slår sterkere ut enn konstantleddet, og trekker dermed beregningsresultatene for den nivåbaserte modellen nedover de to første årene. Den nivåbaserte modellens negative avvik i første halvdel av syttiårene skyldes dels dette at utgangspunktet før oppgangen (1970-verdien) var for lavt, dels skyldes det den tregheten som er bygget inn i modellstrukturen. For hele perioden sett under ett, er det her den differensbaserte modellen som passer best til observasjonene.

Også for Nordland (figur 16) får vi demonstrert etterslepseffekten på nettoflytteraten av et drastisk sprang i det relative markedsleiet. Kurven for observert nettoflytting har et "trau" rundt 1976 som bare i liten utstrekning kan forklares ut fra forløpet til det relative markedsleiet. Dette fører til at den nivåbaserte modellen, som treffer toppen i 1973 svært godt, blir liggende for høyt mellom 1974 og 1979. De estimerte koeffisientene i den differensbaserte modellen er ikke høye nok til at beregningsresultatene fra denne modellen når opp til observasjonsverdienes topp-nivå i 1973. Denne kurven får dermed et negativt avvik i størstedelen av beregningsperioden.

Observasjonskurvene for Troms (figur 17) minner en del om dem fra Nordland, men den "umotiverte" forverringen av flyttebalansen mellom 1972 og 1976 er enda sterkere for Troms' vedkommende. Simuleringsresultatene i figur 35 viser at den differensbaserte modellen gjør en god jobb til og med 1973, men blir deretter liggende med til dels store positive avvik. Resultatene fra den nivåbaserte modellen karakteriseres av både negative og positive avvik, slik at den gjennomsnittlig (over tid) kommer bedre ut.

Finnmark (figur 18) føyer seg også inn i mønsteret fra Nord-Trøndelag, Nordland og Troms: Sammenfallende kurvetopp for markedsleiet og observert nettoflytting omtrent i 1972/1973 og en nedgang i nettoflytteraten fram mot 1975/1976 som bare i beskjeden grad kan forklares ut fra forløpet til det relative markedsleiet. Figur 36 viser da følgelig at beregningsresultatene for begge modelltypene blir liggende for høyt etter 1975. Den differensbaserte kurven treffer topp-punktet i 1973 best, men blir deretter liggende med til dels store, positive avvik. Den nivåbaserte kurven kommer ikke høyt nok opp i 1973, men får til gjengjeld ikke så stort avvik deretter. Dessuten oppfører den nivåbaserte modellen seg bedre enn den differensbaserte de to første årene. Dette henger sammen med at markedsleie og nettoflytterate har motsatt endringsretning mellom 1968 og 1969 og at den differensbaserte modellen derfor starter ut med oppgang når det i virkeligheten er registrert nedgang i nettoflyttingene. Dersom simuleringene var blitt startet opp i 1970, ville kurven for den differensbaserte modellen hele tiden ligget litt under kurven for den nivåbaserte modellen. Dette viser igjen hvilken rolle startårets verdi spiller for det bildet vi danner oss av simuleringsresultatene.

5.5. Konklusjoner og noen tanker for videre analyser

Hovedkonklusjonen fra disse foreløpige resultatene er at vi ikke kan forkaste den generelle hypotesen om sammenheng mellom et fylkes arbeidsmarkedsstramhet og dets nettoflyttebalanse. Resultatene tyder på at informasjon om forløpet av et fylkes relative markedsleie, vil gi gode holdepunkter for å si noe om hvordan nettoflyttingen vil utvikle seg. Treffsikkerheten ved beregningene er på ingen måte "hundre prosent", men den synes å være god nok til at den planlagte førsteversjonen av Demografisk Regional-Økonomisk Modellsystem (DRØM), vil kunne gi interessante resultater.

Etter at det ble lagt inn regionspesifikke konstantledd i den nivåbaserte modellen, ga denne klart bedre føyning enn den differensbaserte modellen. Beregningsresultatene for den differensbaserte modellen er imidlertid svært mye avhengig av nettoflytteratens nivå på starttidspunktet. Dersom dette startnivået, av mer eller mindre tilfeldige årsaker, avviker mye fra det vi skulle forvente ut fra nivået på det relative markedsleiet, vil resultatene fra den differensbaserte modellen avvike fra observasjonene i hele beregningsperioden. En annen oppstartingsverdi ville gitt et helt annet bilde av den differensbaserte modellens brukbarhet i et slikt tilfelle. Selv med denne modifikasjonen ved sammenlikningen av de to modelltypene, vil jeg likevel konkludere med at den nivåbaserte modellen bør gis mest oppmerksomhet ved de videre analysene.

Denne foreløpige analysen har vist at datakvaliteten på arbeidsmarkedsiden er problematisk. Det er flere indikasjoner på at vi ikke fullt ut kan stole på den operasjonelle definisjonen av den sentrale forklaringsvariabelen, relativt markedsleie. Målefeilene fører sannsynligvis til at den forklarte variansen blir for lav og at koeffisientene for det relative markedsleiet undervurderes i forhold til det vi ville fått uten målefeil, kfr. Amundsen (1980, 30-31). Det ville derfor vært en del å vinne dersom en kunne forbedre datakvaliteten på dette punktet. Dessverre har jeg ingen god oppskrift på hvordan dette kan gjøres. Fridstrøm (1981,8) har foreslått å bruke AKU-data for å korrigere for regionale forskjeller i meldetilbøyeligheter når det gjelder arbeidsløshet. Dette vil innebære en forbedring av datakvaliteten i den utstrekning disse regionale forskjellene holder seg konstant over tid. Det har ikke vært mulig for meg å komme på gode måter å forbedre datakvaliteten på etterspørselsiden (ledige arbeidsplasser), så målefeilsproblemet kan neppe elimineres fullstendig.

Måleproblemene ved arbeidsmarkedsindikatorene virker inn på størrelsen av de regionale konstantleddene i den nivåbaserte modellen. Jeg har pekt på at det er vanskelig å få en skikkelig tolkning av disse konstantleddene. Det er heller ikke gitt hvordan de bør brukes i framtidige DRØM-beregninger. Dersom de utelukkende tolkes som utslag av målefeil og settes lik null, mistes effekten av eventuelt eksisterende regionale variasjoner i attraktivitet. Det foreligger en mulighet for å få justert nivåene på de regionale konstantleddene: De fylkesfordelte nasjonalregnskapene for 1973 og 1976 gjør det mulig for REGION å "gjenskape" etterspørselsforløpene i fylkene mellom disse årene. Når disse tallene legges inn i delmodellen for nettoflytting, foreligger et visst grunnlag for å finne ut hvordan konstantleddene må justeres for å komme nærmest mulig opp til den faktiske nettoflyttingen i dette tidsrommet. Tidsrommet kan imidlertid vise seg å være i korteste laget for å gi et tilfredsstillende justeringsgrunnlag.

Datakvaliteten er langt mindre problematisk når det gjelder variablene på nettoflyttingssiden. Målefeilene vil her stort sett være begrenset til effektene av folketellingen i 1970. Residualanalysene tyder på at de måleproblemene som knytter seg til dette fenomenet, er relativt små. Dersom en finner det ønskelig, kan de kontrolleres for ved å legge inn en dummy-variabel for dette året i den nivåbaserte modellen.

Det ligger en del tilfeldighet (stokastikk) i de årlige observasjonene for nettoflytting. Ved den framtidige bruken av DRØM kan det derfor være aktuelt å bruke gjennomsnittet for to eller flere år som startverdi ved nettoflyttingsberegningene. Dette synes å være nødvendig for en differensbasert modell, men kan også være aktuelt for en nivåbasert modell.

I Sosiodemografisk forskningsgruppe diskuteres det for tiden hvordan man bør legge opp estimeringen av tilbudsfunksjoner. På et regionalt arbeidsmarked vil både nettoflytting, endring i yrkesdeltakingen og andre prosesser (f.eks. endring i pendlingen), være tilpasningsmekanismer som er i funksjon samtidig. På litt sikt bør en derfor ta sikte på å formulere et simultant likningssystem hvor alle de viktigste tilpasningsmekanismene er med, og som samtidig får med seg dynamikken i systemet på en god måte.

Både i de teoretiske betraktningene og i diskusjonene av observasjoner og beregningsresultater har jeg påpekt at andre faktorer enn en regions relative markedsleie har innflytelse på nettoflytteraten. Effekten av at variabler som egentlig skulle vært med i en modell er utelatt, vil både kunne nedfelle seg i restleddet og i at de estimerte koeffisientene ikke nødvendigvis er forventningsrette sett i forhold til den "sanne" modellen. I den nivåbaserte modellen vil introduksjonen av andre relevante forklaringsfaktorer kunne "frata" konstantleddet og den etterslepende nettoflytteraten noe av "forklaringskraften". Ved det videre arbeidet med estimering av nettoflytterelasjonene, bør det derfor legges vekt på å finne fram til hvilken effekt det relative markedsleiet har i forhold til andre påvirkningsfaktorer. Jeg har flere ganger vært inne på hvilke faktorer jeg mener bør komme med i tillegg til det relative markedsleiet, og vil oppsummere dette slik: Ved videreutviklingen av delmodellen for nettoflytting bør en i hvert fall også prøve ut effektene av variasjonene (over regioner og over tid) i stramheten på boligmarkedet og i utdanningstilbudet. Muligens vil variasjonene i "tilbakeflyttingspotensiale" også yte et selvstendig bidrag til å forklare nettoflyttingen. Det er nærliggende å tenke seg at disse faktorene vil kunne ha ulik effekt på ulike aldersgrupper. Jeg har ikke hatt tid til å arbeide med hvordan disse faktorene kan operasjonaliseres.

LITTERATUR

Amundsen, Herdis Torén (1980): *Korrelasjonskoeffisienten - enda en gang.* Statistisk Sentralbyrå. Interne notater 80/30.

Brun, Stein Erland (1981): *Tilgangen på arbeidskraft i fylkene for årene 1971-1979.* Statistisk Sentralbyrå, Rapporter 81/10.

Brun, Stein Erland og Sørensen, Knut Ø. (1980): *Økonomisk-demografisk modellsystem for regional befolkningsfordeling. Årsrapport for 1979.* Statistisk Sentralbyrå. Interne notater IN 80/4.

Dahlberg, Åke: *Incentives to geographic mobility of labour.* Studier i nationalekonomi. Umeå universitet 1977.

Fridstrøm, Lasse (1981): *En enkel økonometrisk modell for regionalt arbeidstilbud.* Statistisk Sentralbyrå. Interne notater 81/13.

Johnston, J (1972): *Econometric Methods.* 2nd Edition. McGraw-Hill Kogakusha, Ltd. Tokyo.

Kyykkä, Sirpa et al. (1978): *Flyttningsrørelsen och levnadsvilkoren - en beskrivning av den interna flyttingen i Finland.* Bilaga II till slutrapport från NordREFO's forskningsprosjekt *Hushållens miljøpreferanser och levnadsvillkor.* Publicerad: NordREFO 1978:3.

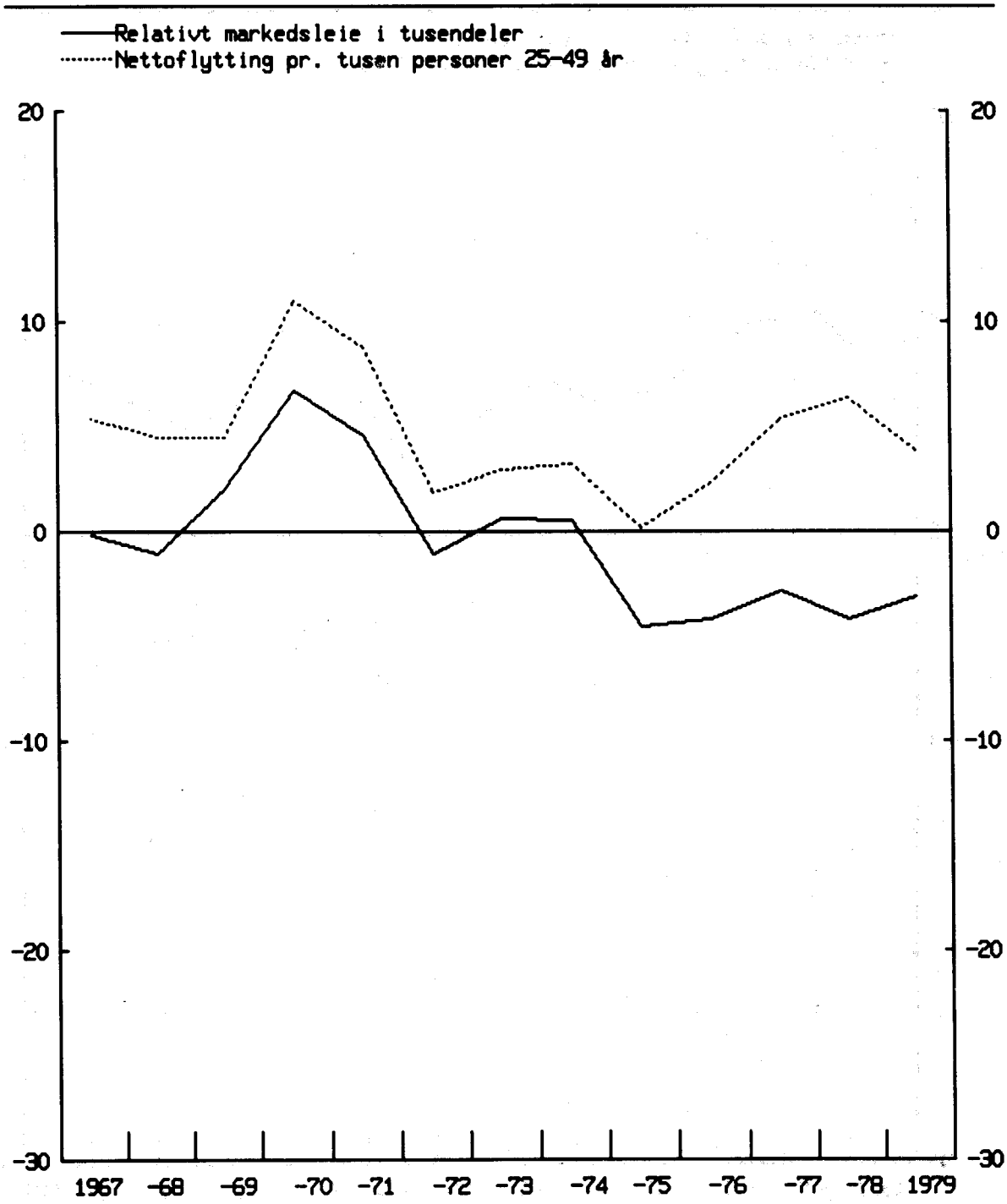
Moen, Ketil (1980): *Om sammenhengen mellom flytting og arbeidsløshet,* s. 247-251 i *Plan og Arbeid* nr. 5, 1980.

Skoglund, Tor (1980): *REGION. En modell for regional kryssløpsanalyse.* Statistisk Sentralbyrå, Artikler nr. 122.

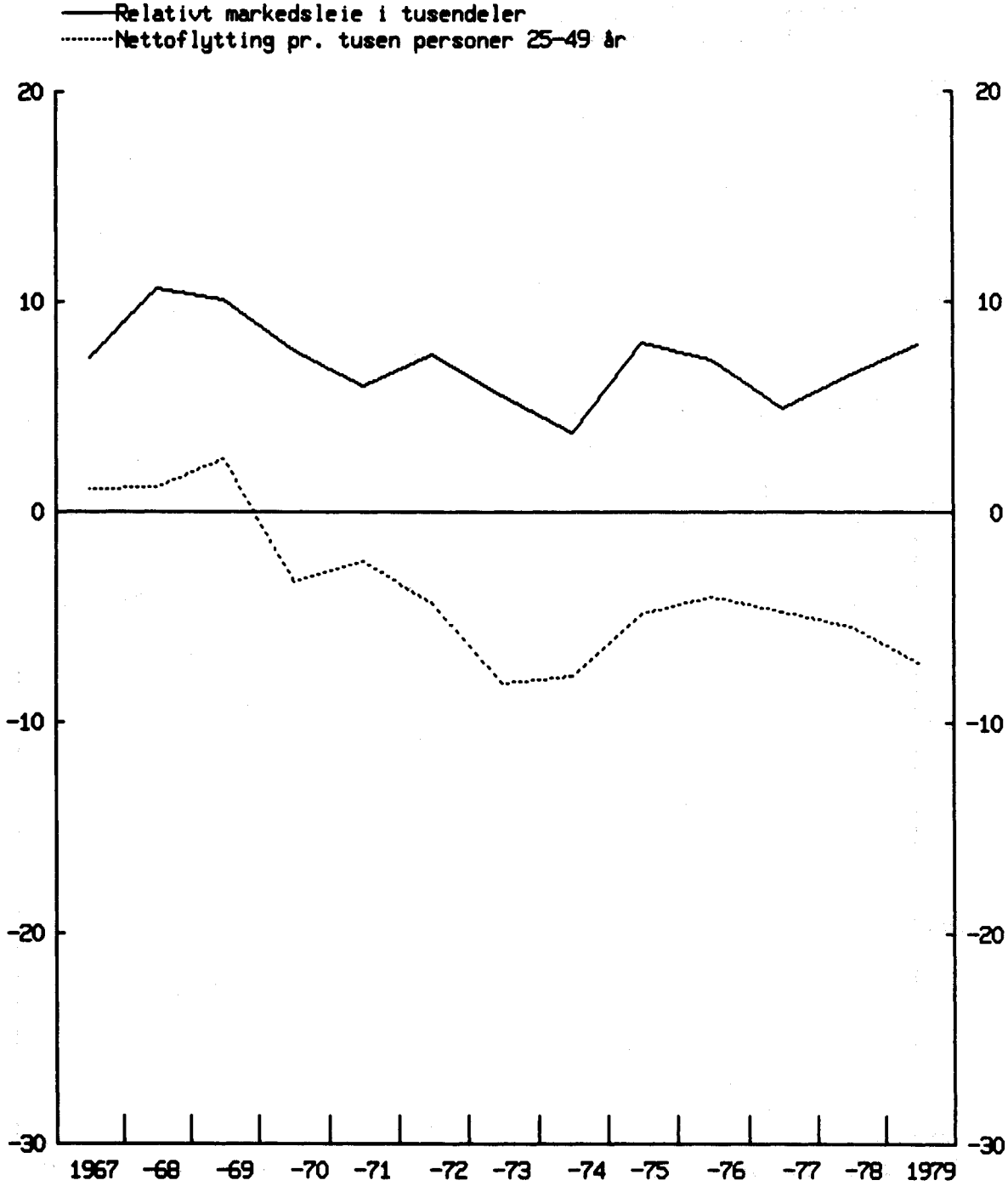
Statistisk Sentralbyrå (1977): *Flyttemotivundersøkelsen 1972,* Samfunnsøkonomiske studier nr. 35.

Åberg, Rune (1980): *Flyttarna och arbetsmarknaden. En studie av flyttingars orsaker och konsekvenser.* Bokförlaget Prisma, Borås 1980.

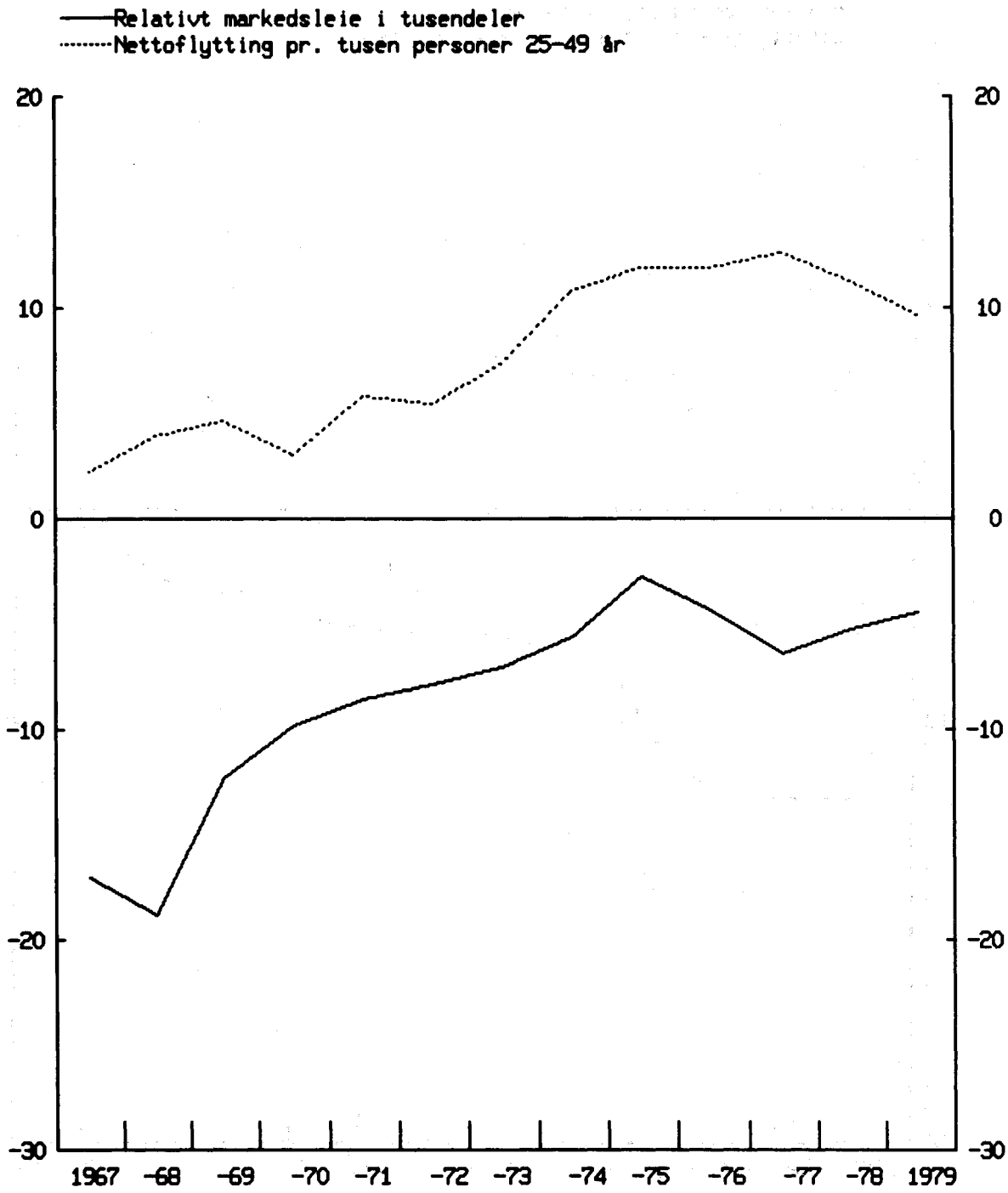
Figur 1.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Østfold



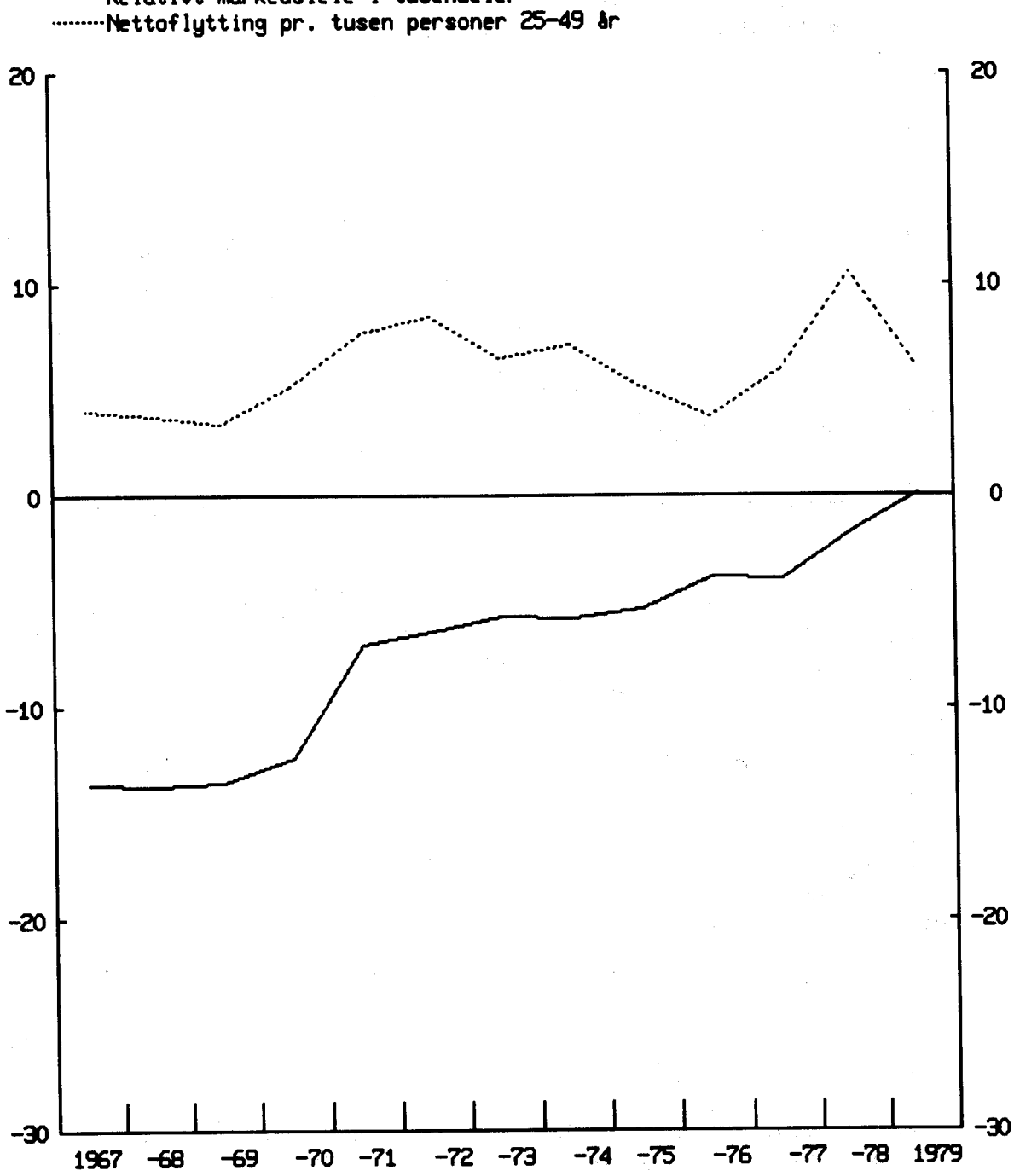
Figur 2.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Akershus og Oslo



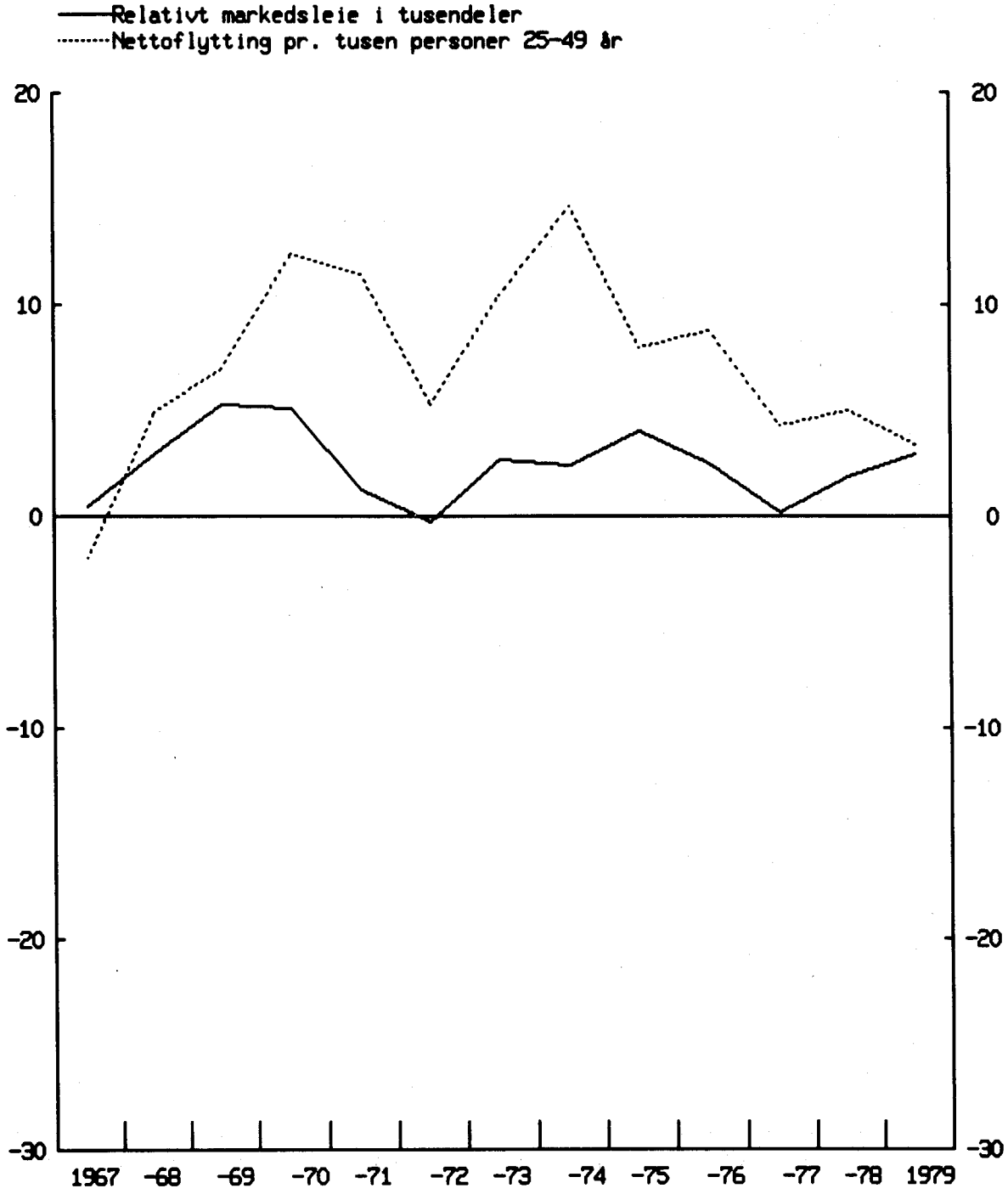
Figur 3.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Hedmark



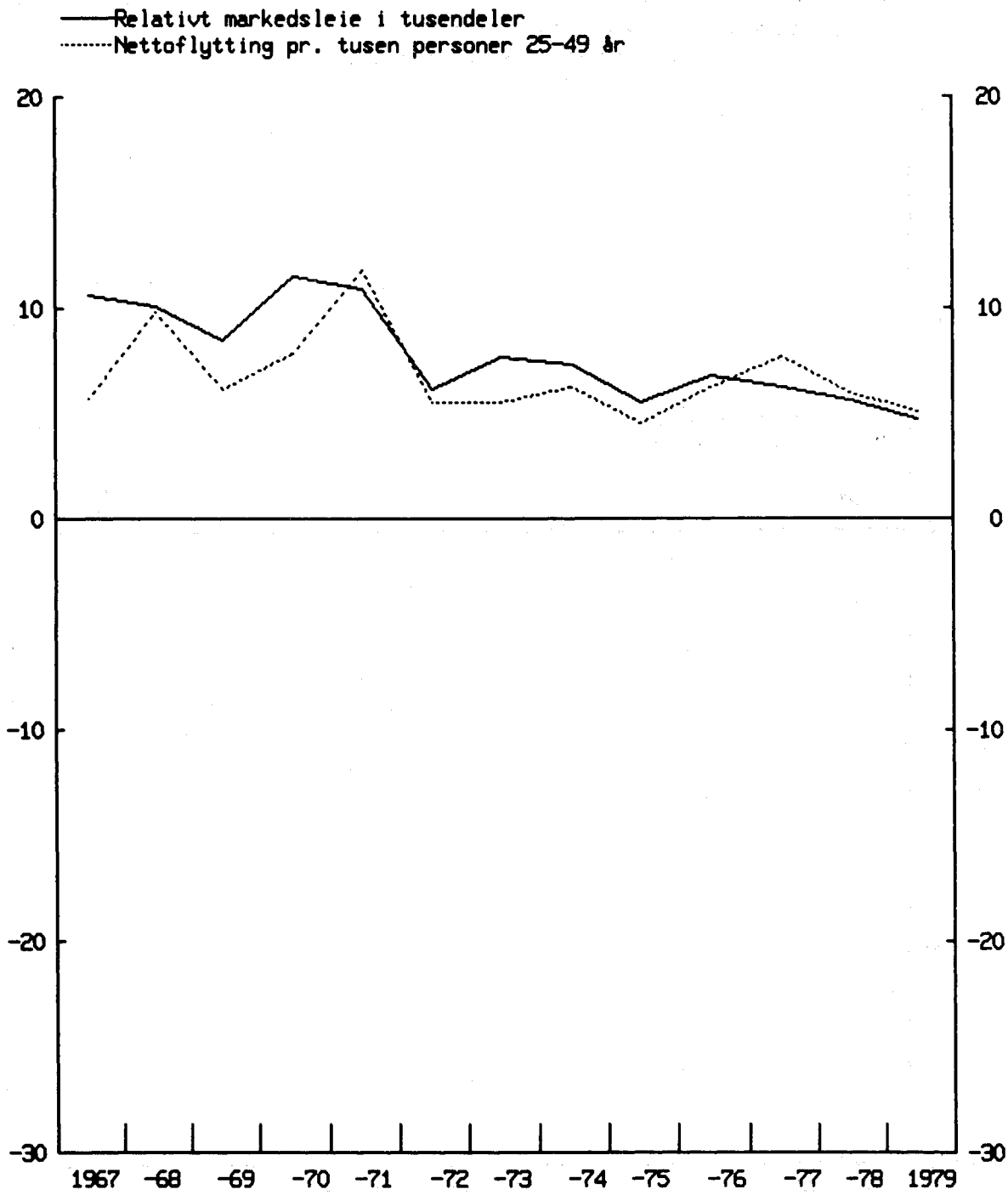
Figur 4.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Oppland



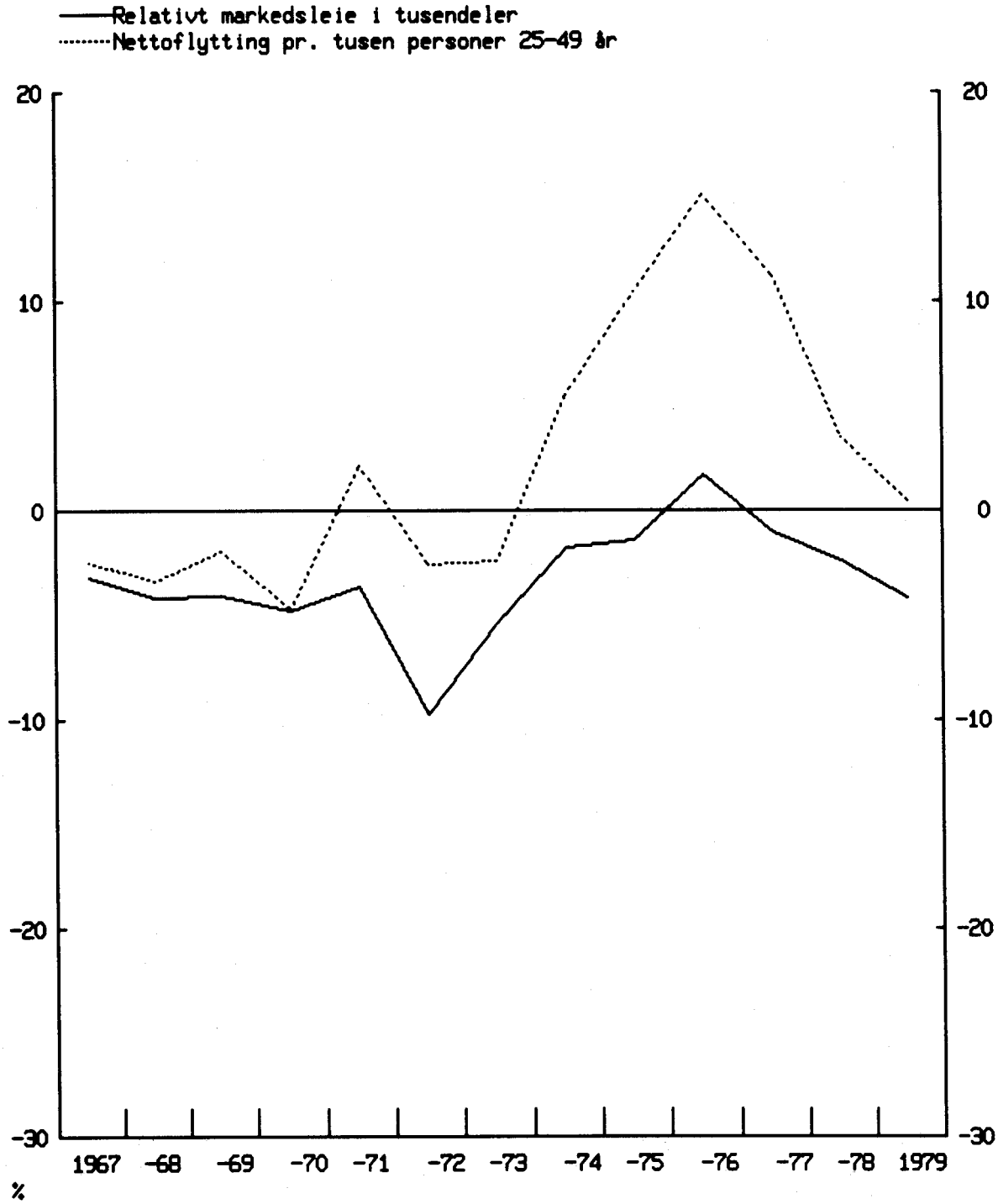
Figur 5.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Buskerud



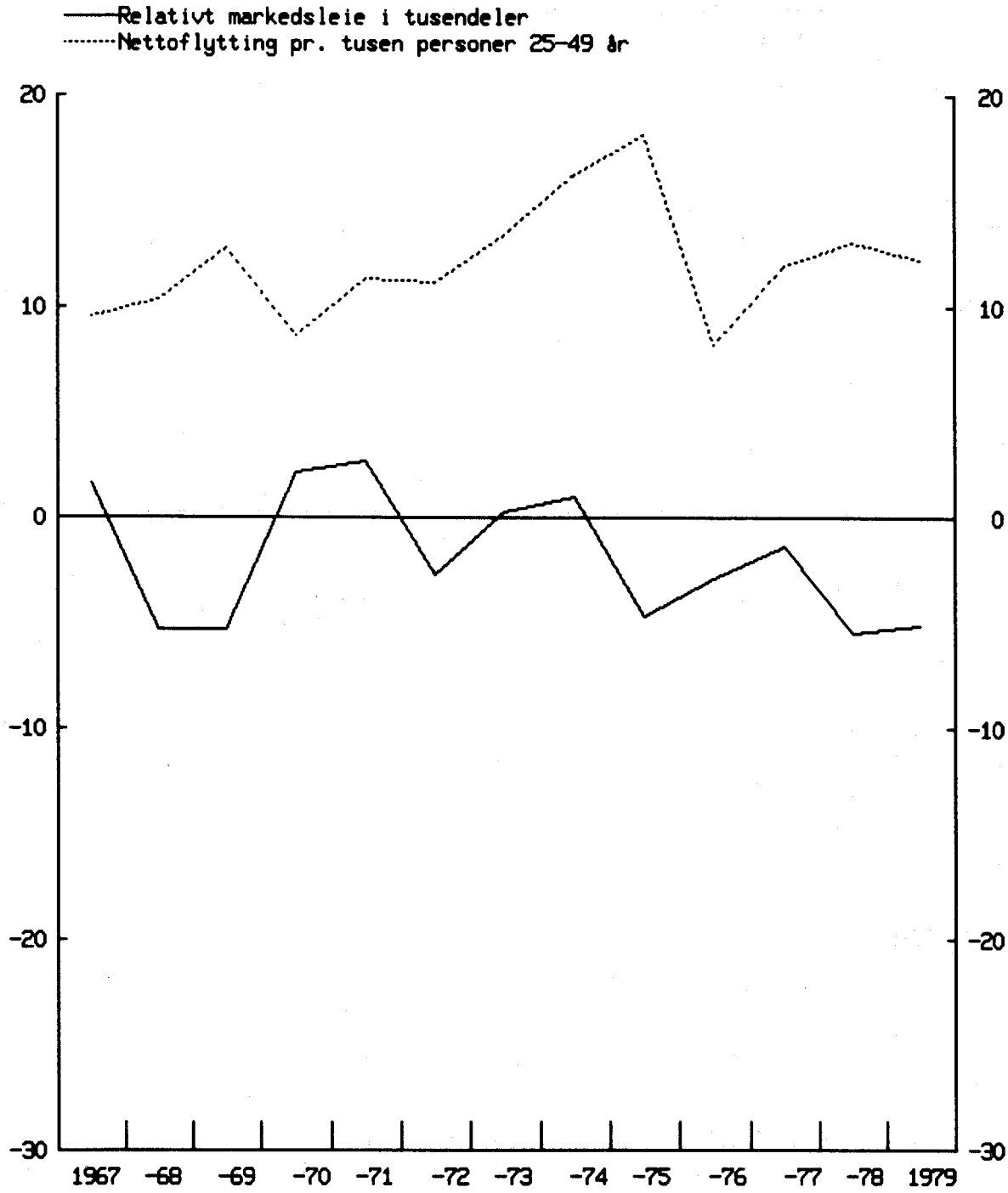
Figur 6.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Vestfold



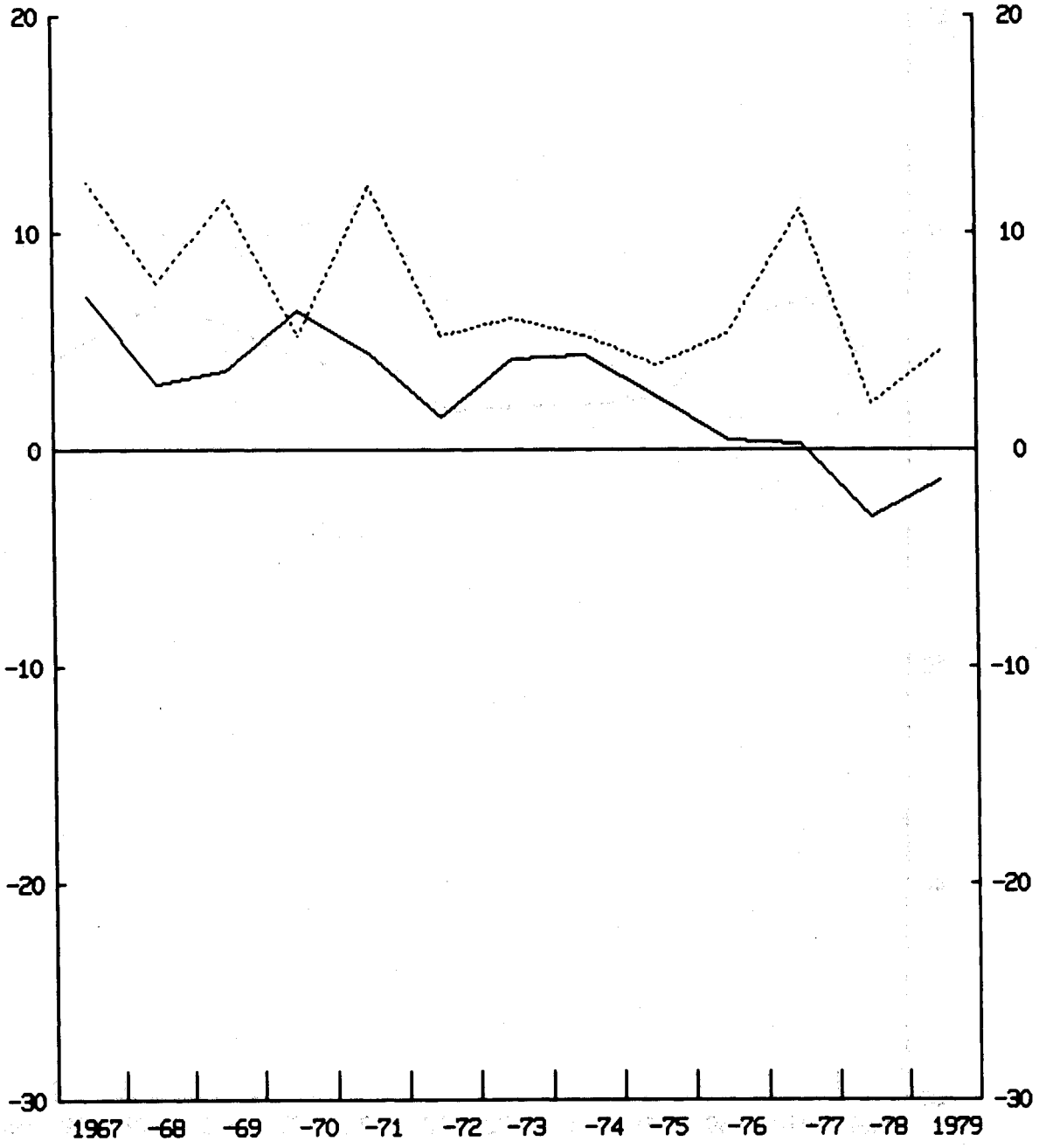
Figur 7.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Telemark



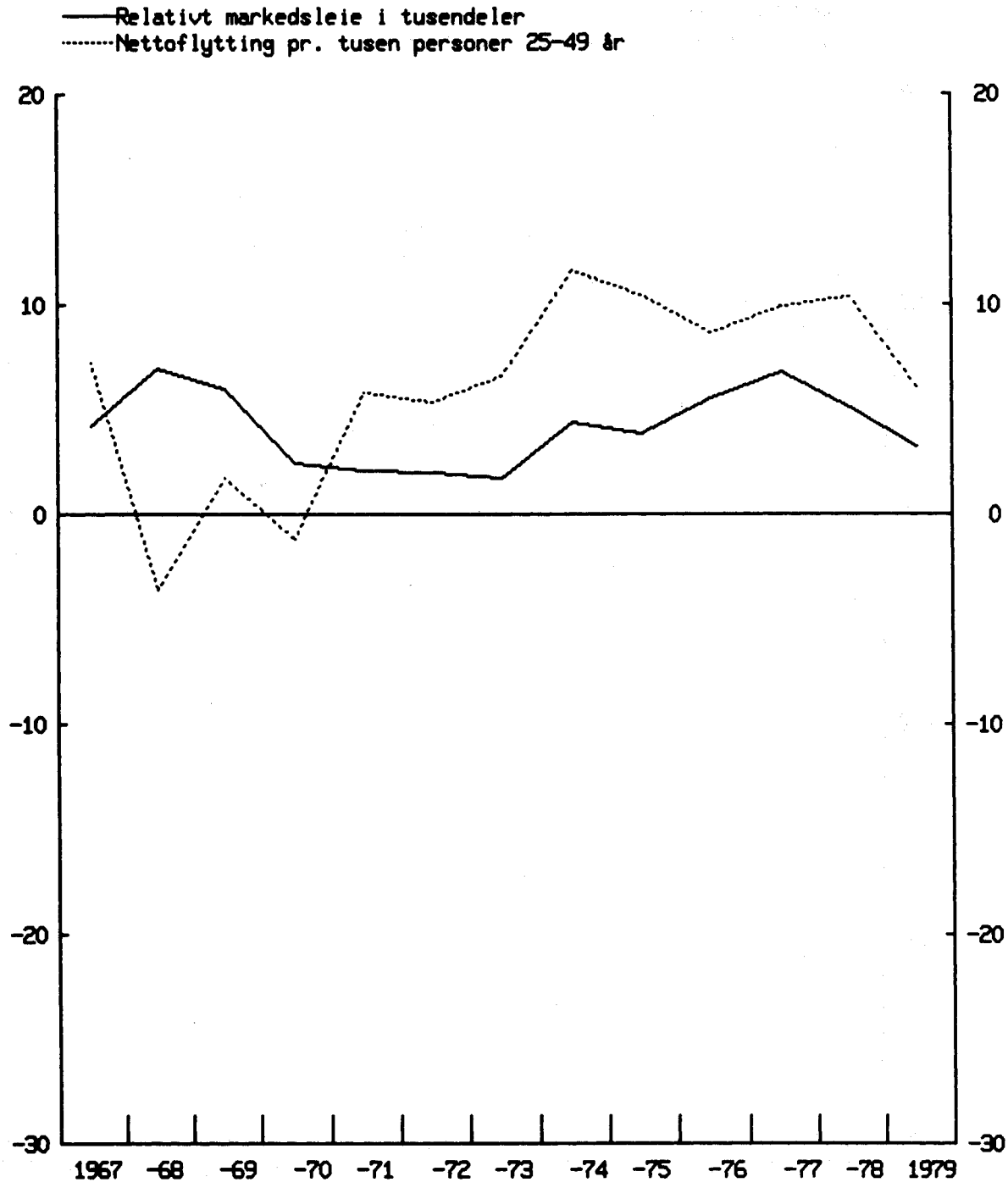
Figur 8.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Aust-Agder



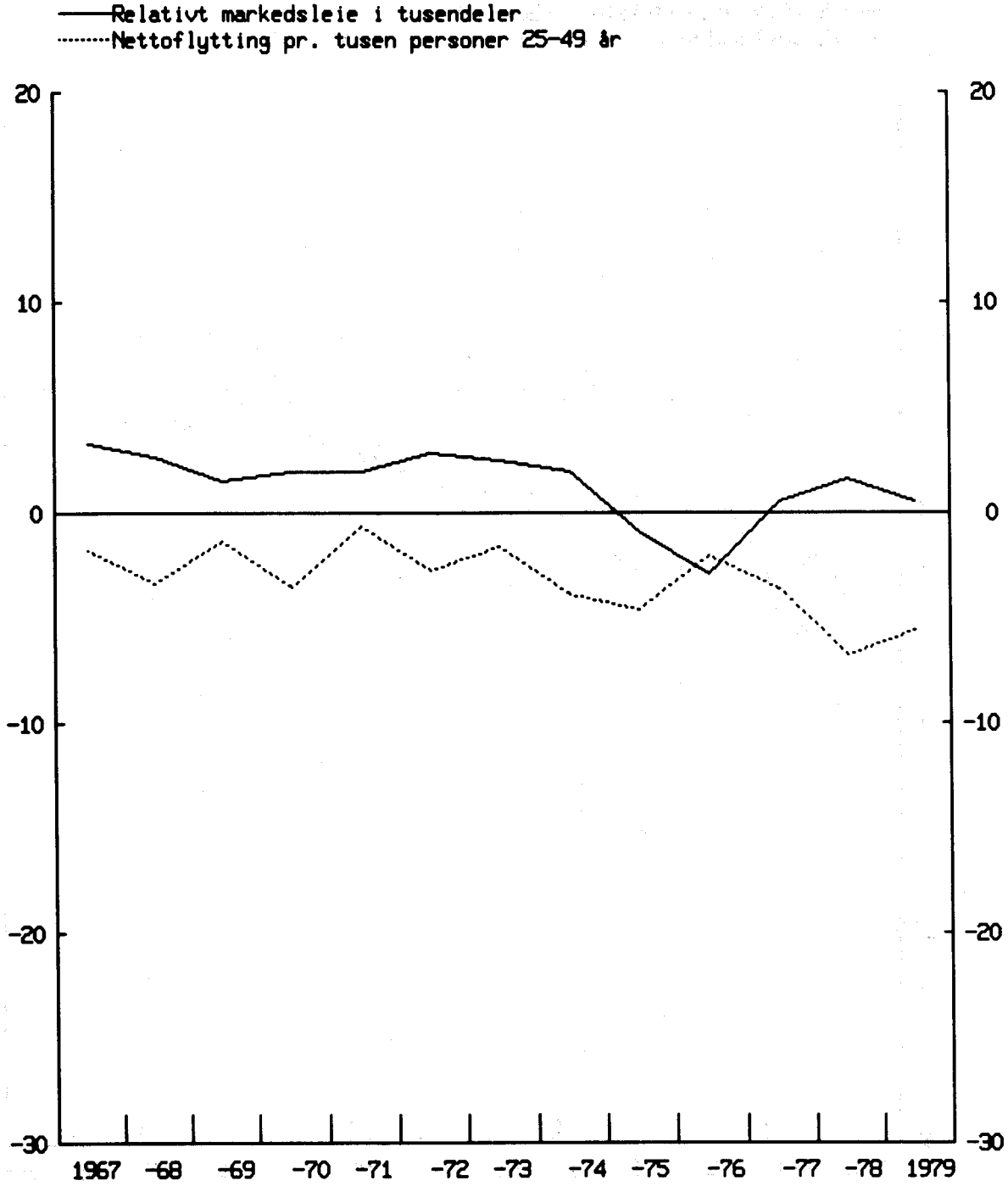
Figur 9.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Vest-Agder



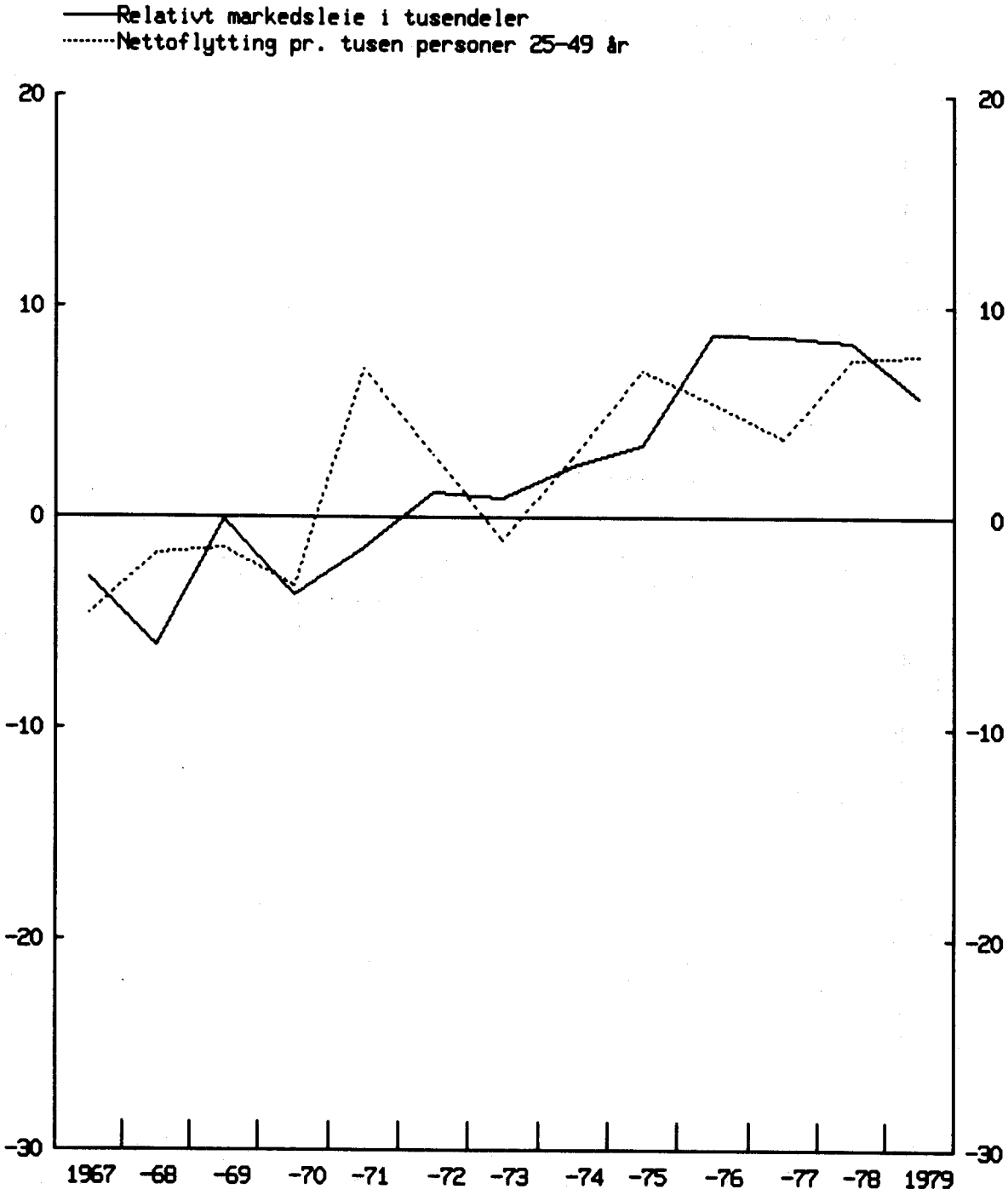
Figur 10.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Rogaland



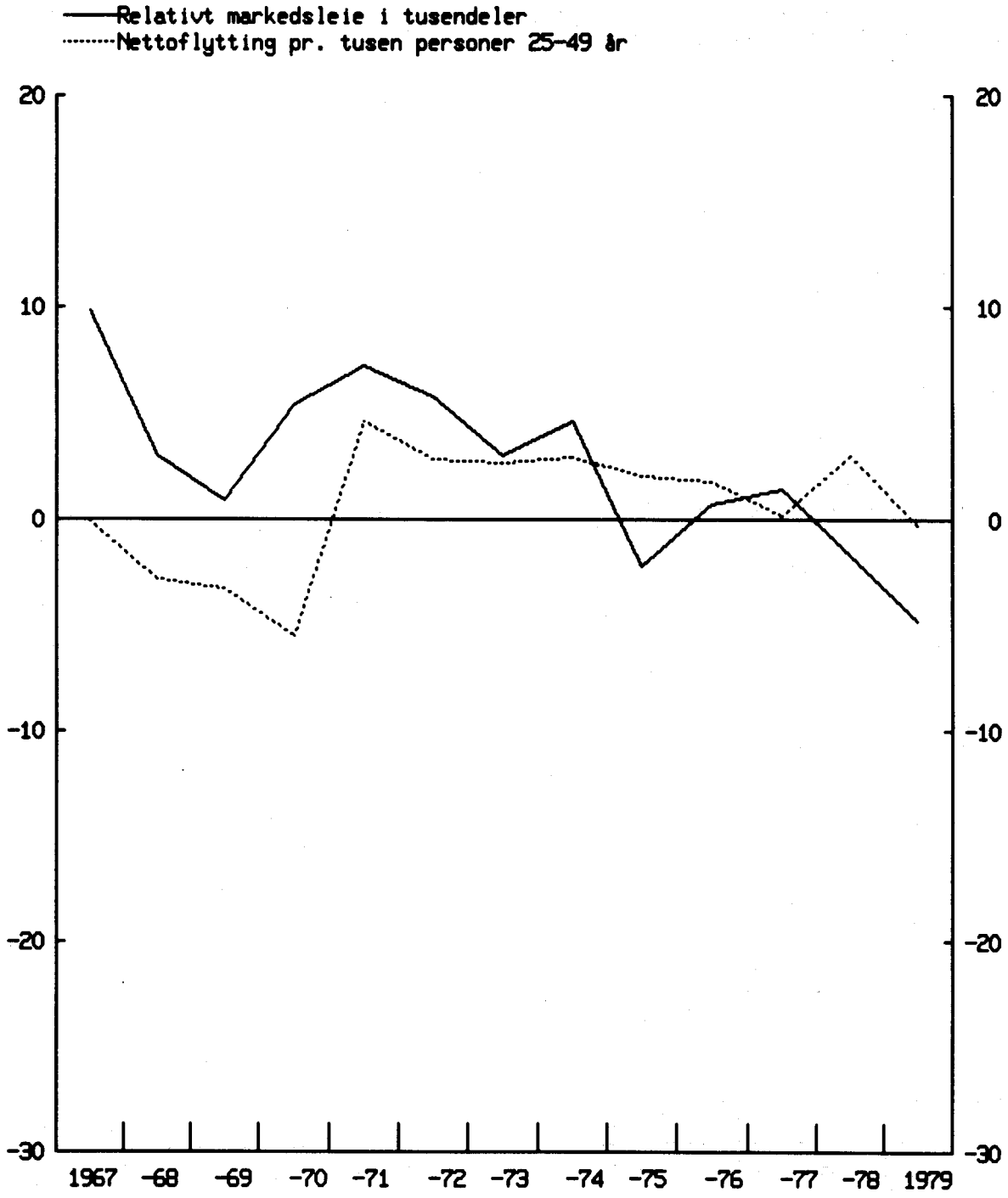
Figur 11.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Hordaland



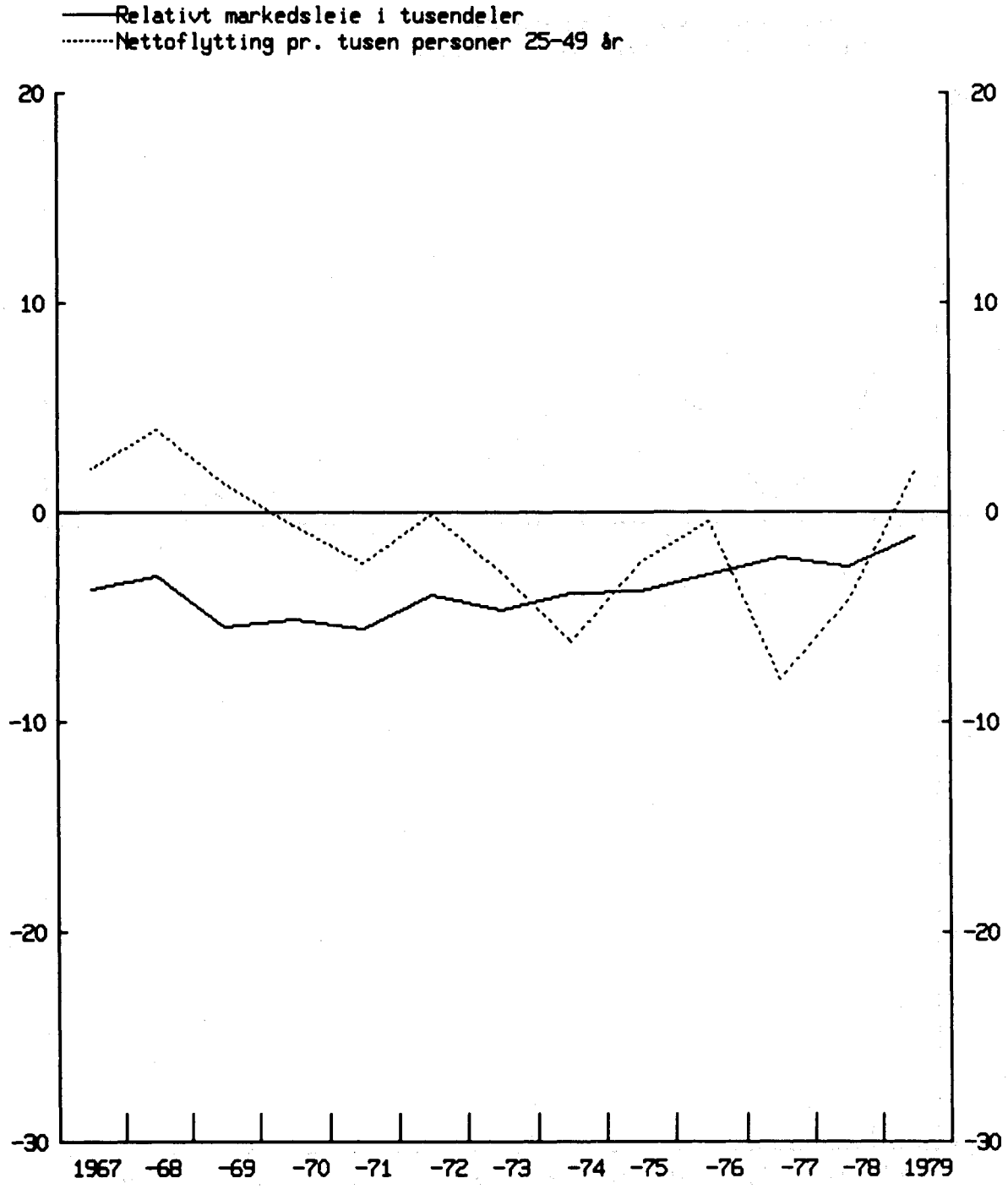
Figur 12.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Sogn og Fjordane



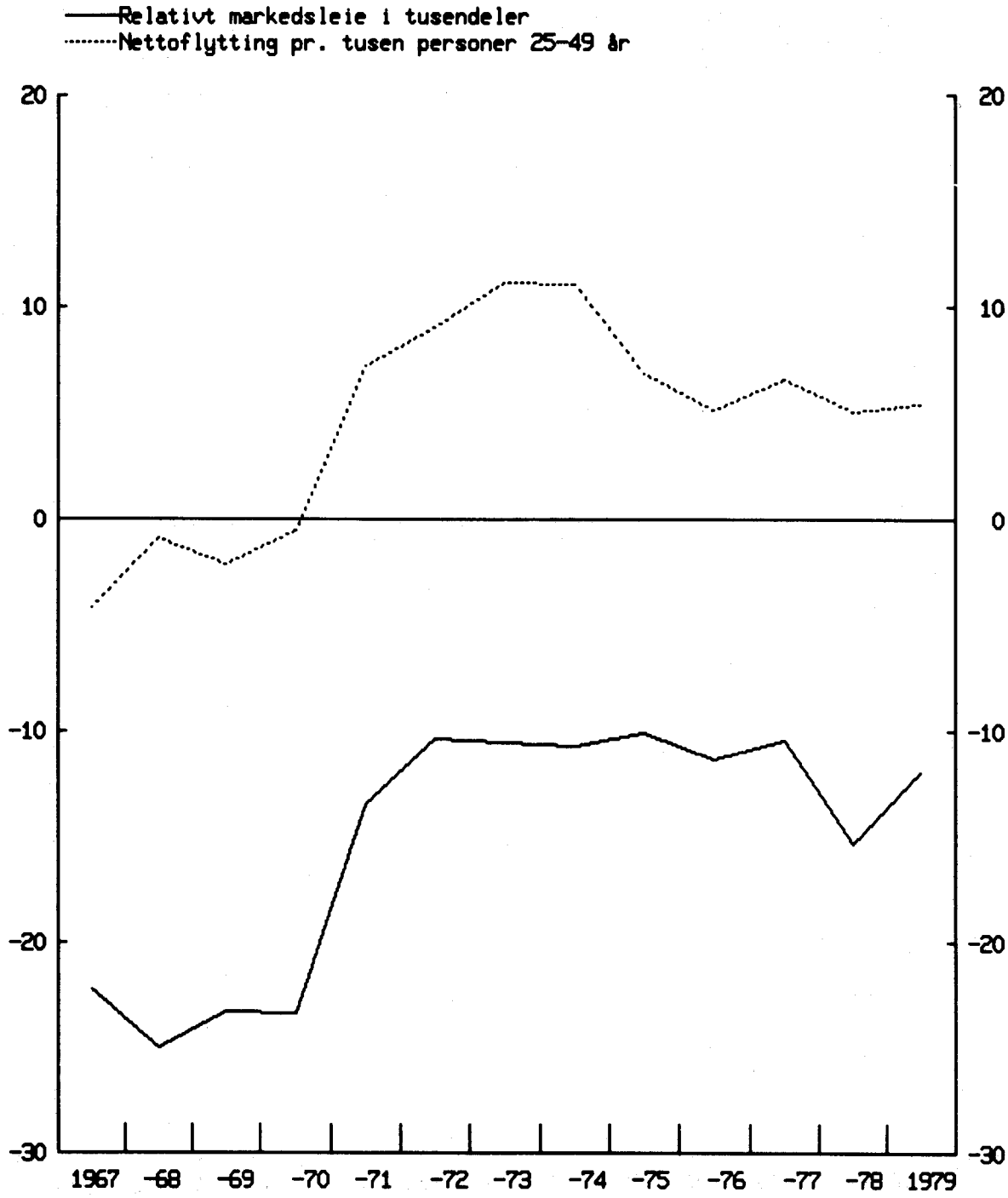
Figur 13.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Møre og Romsdal



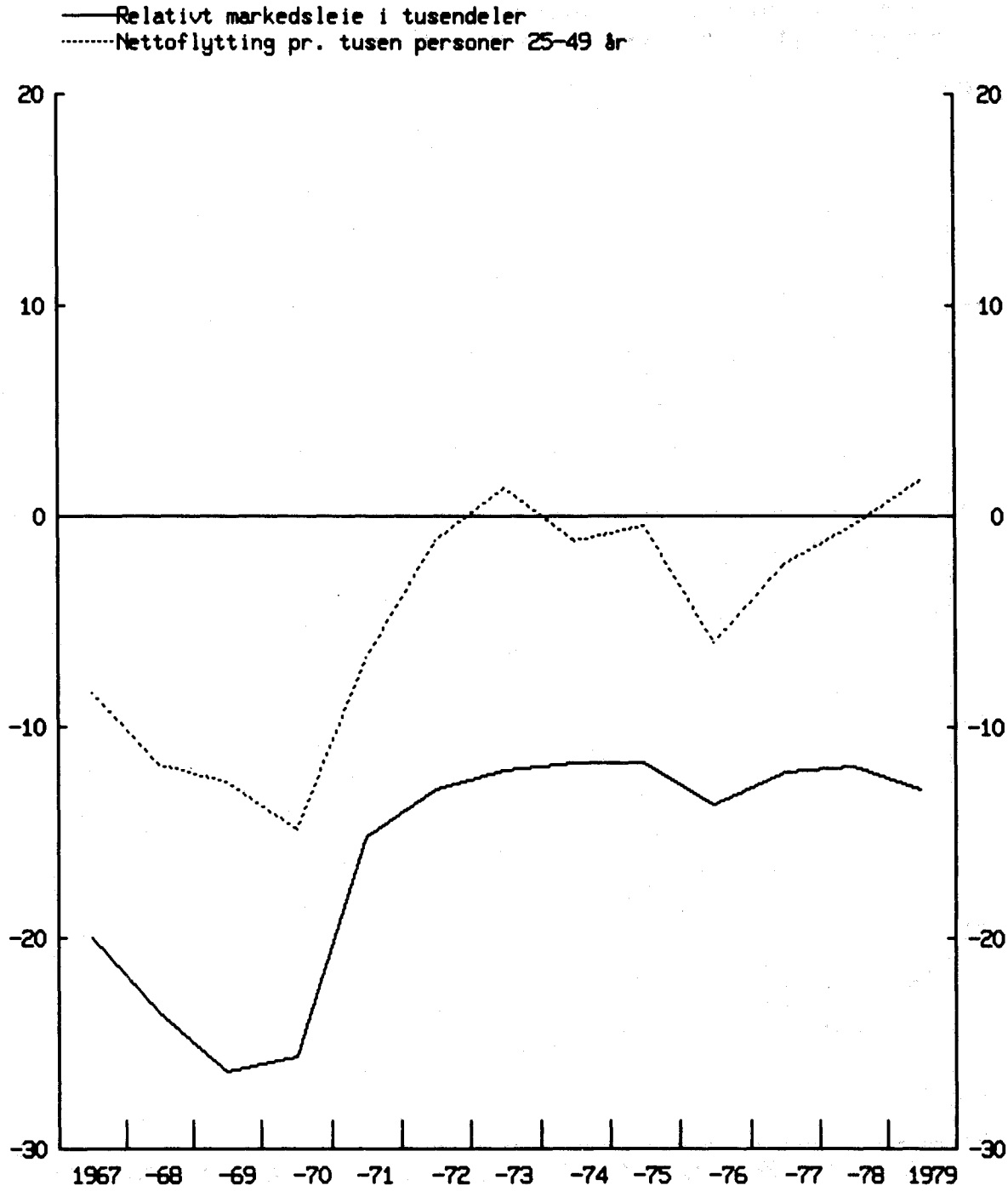
Figur 14.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Sør-Trøndelag



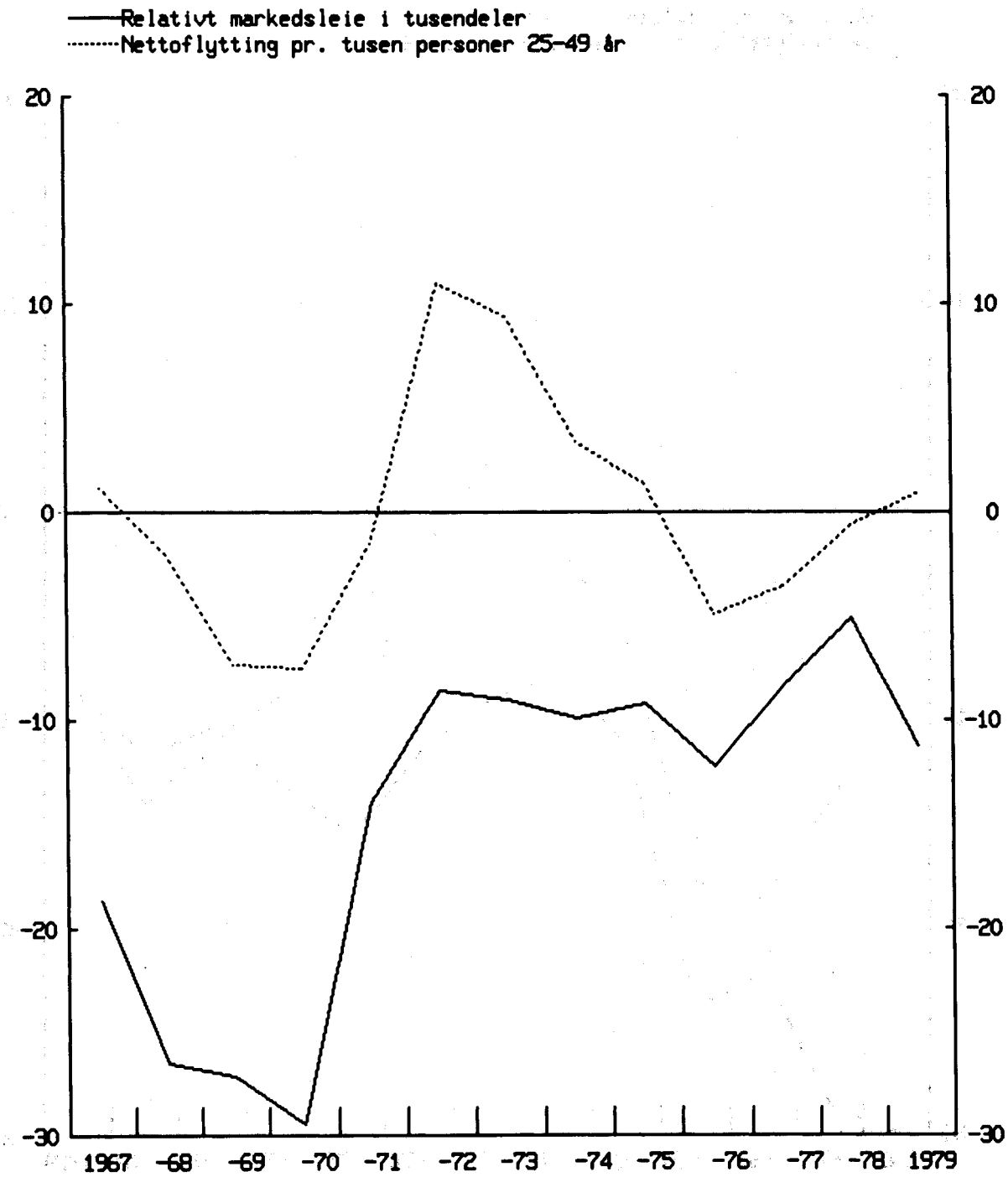
Figur 15.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Nord-Trøndelag



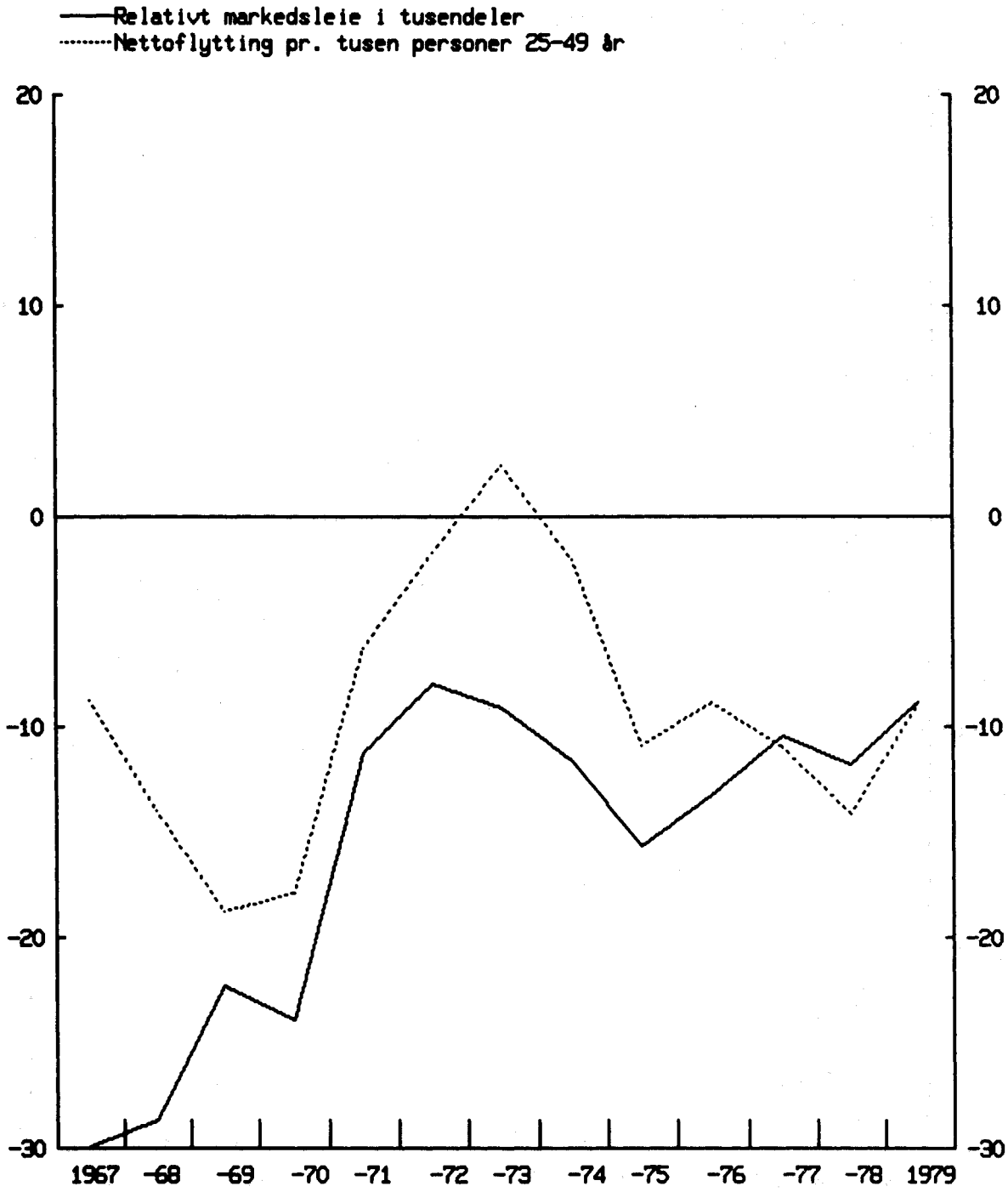
Figur 16.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Nordland



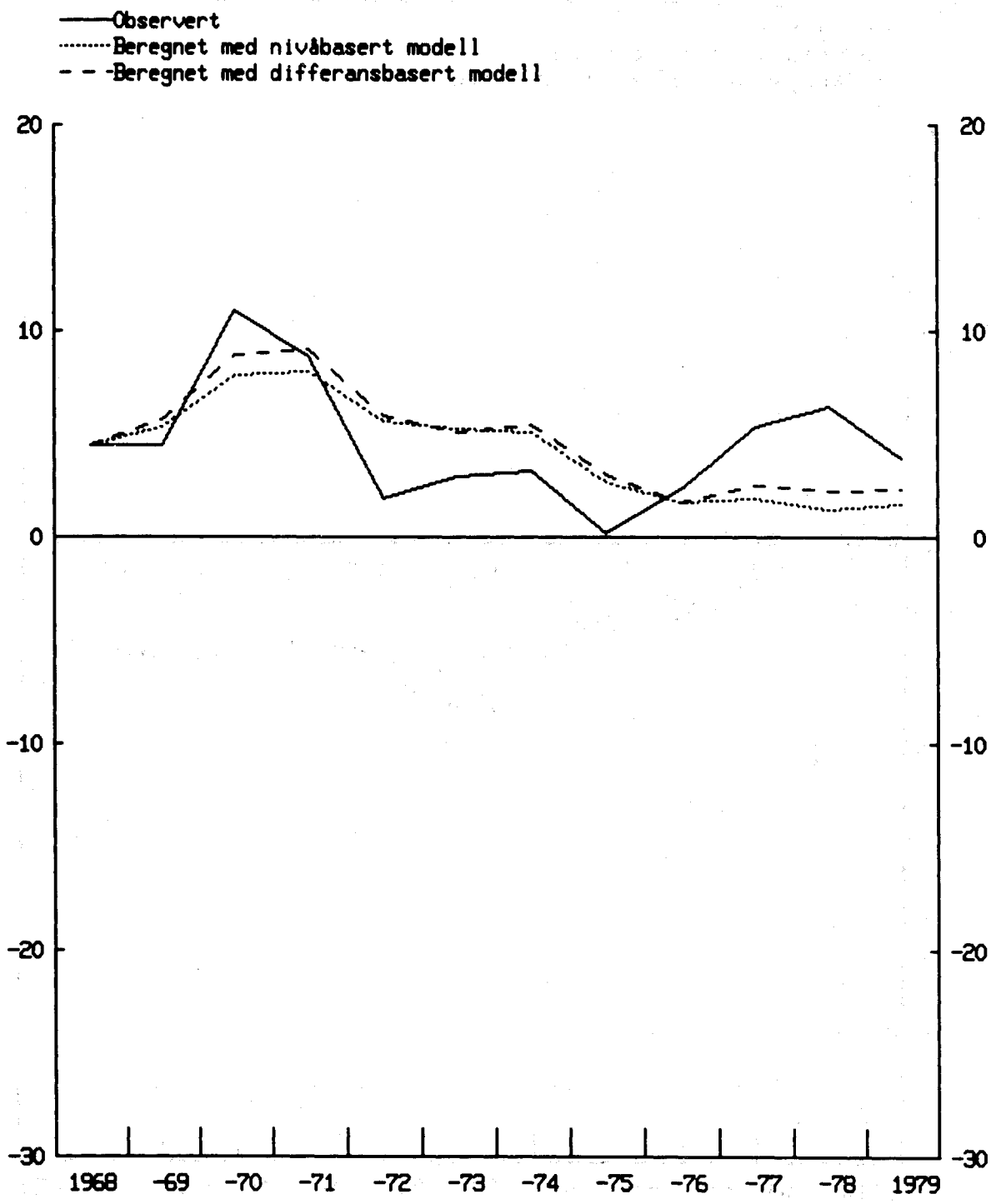
Figur 17.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Troms



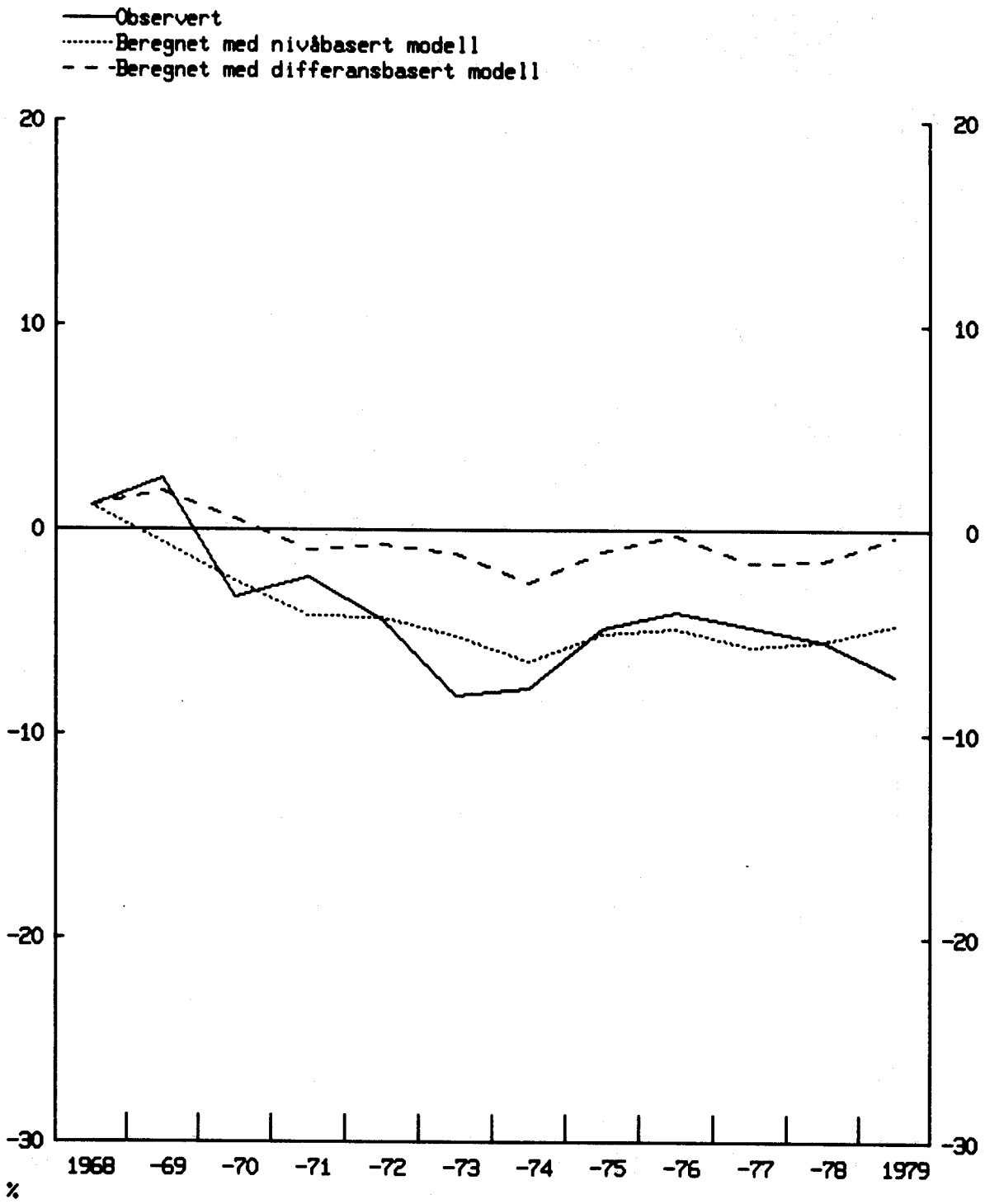
Figur 18.
Observert nettoflytting og arbeidsmarked i Finnmark



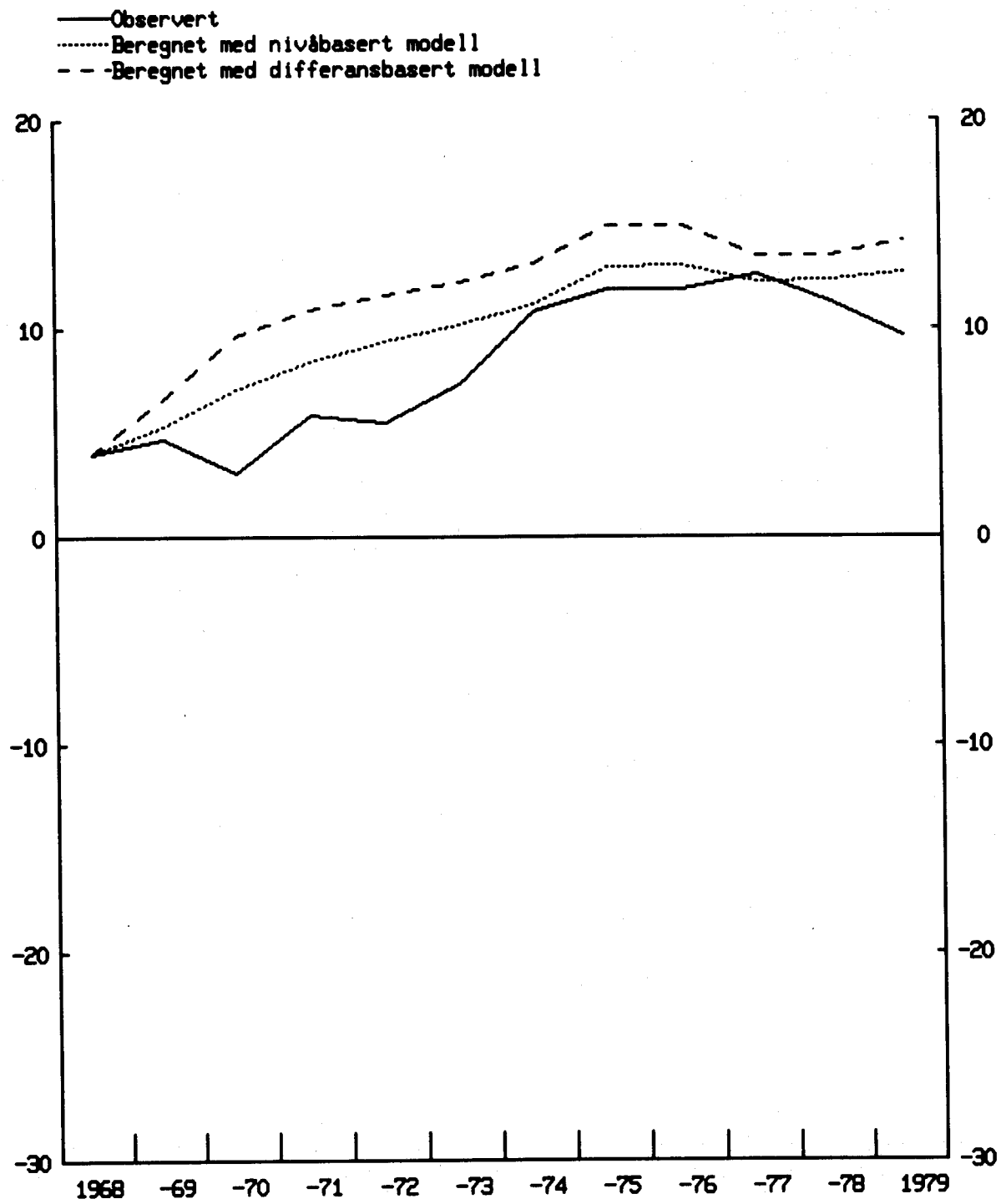
Figur 19.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Østfold



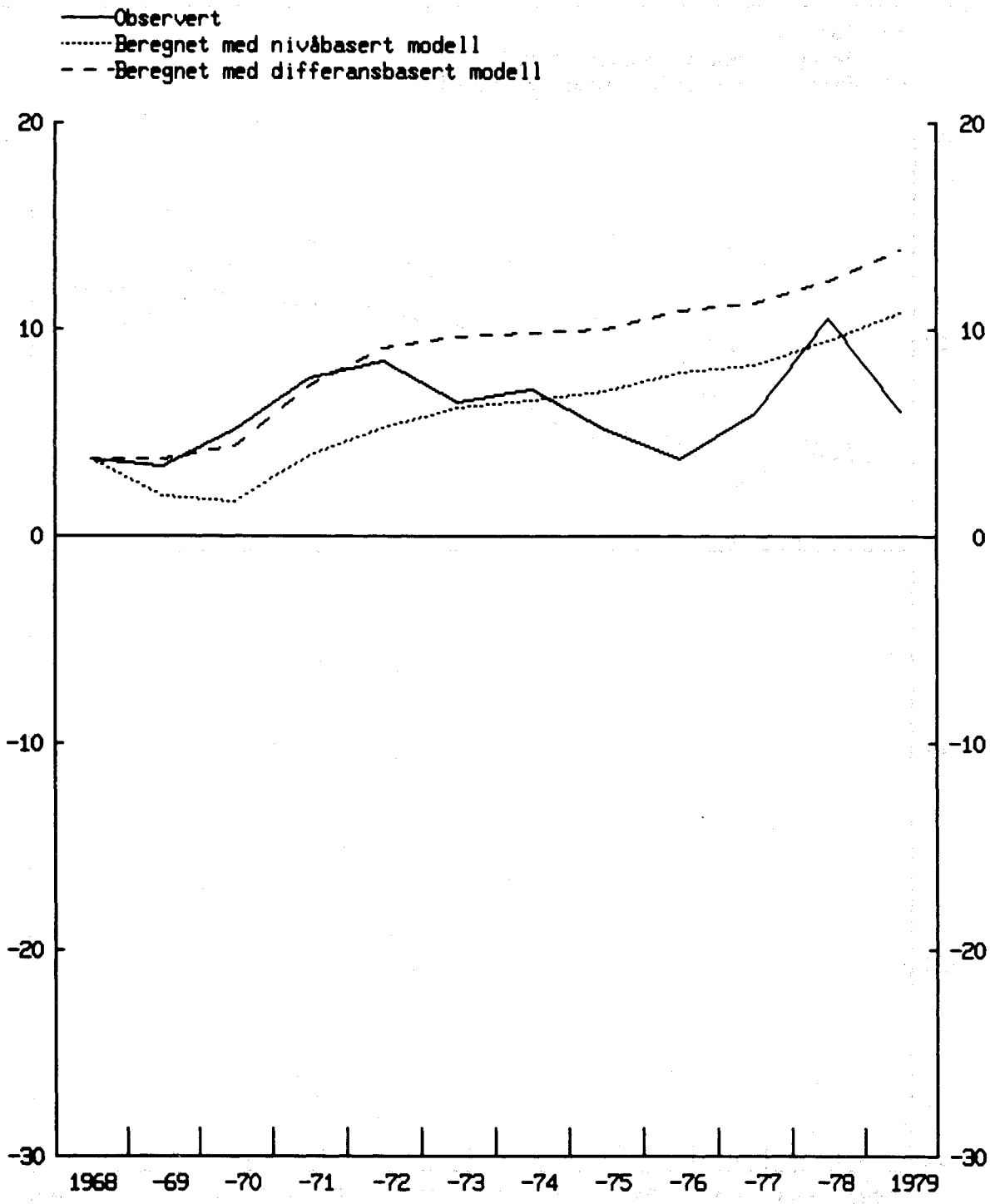
Figur 20.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år
for Akershus og Oslo



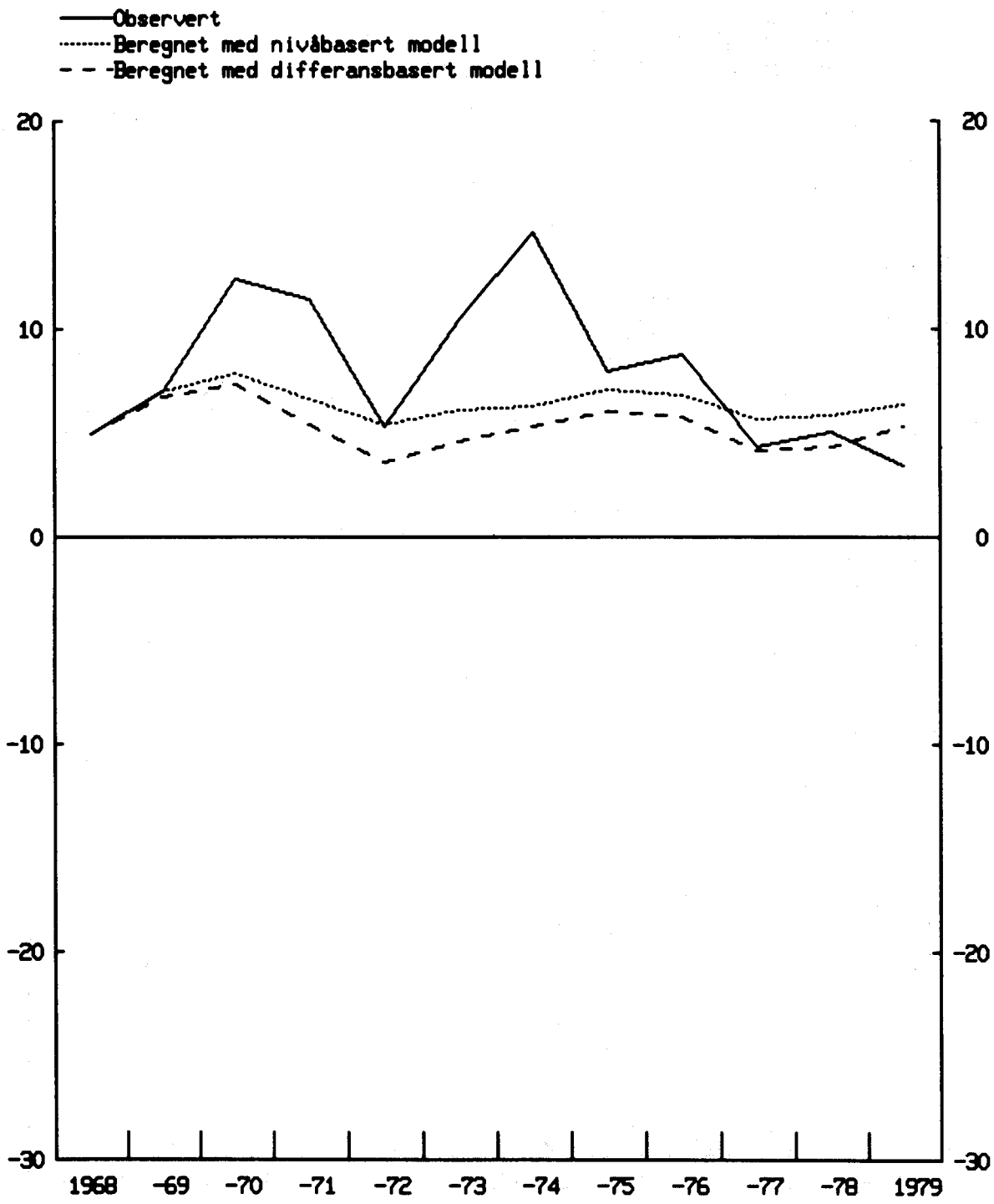
Figur 21.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Hedmark



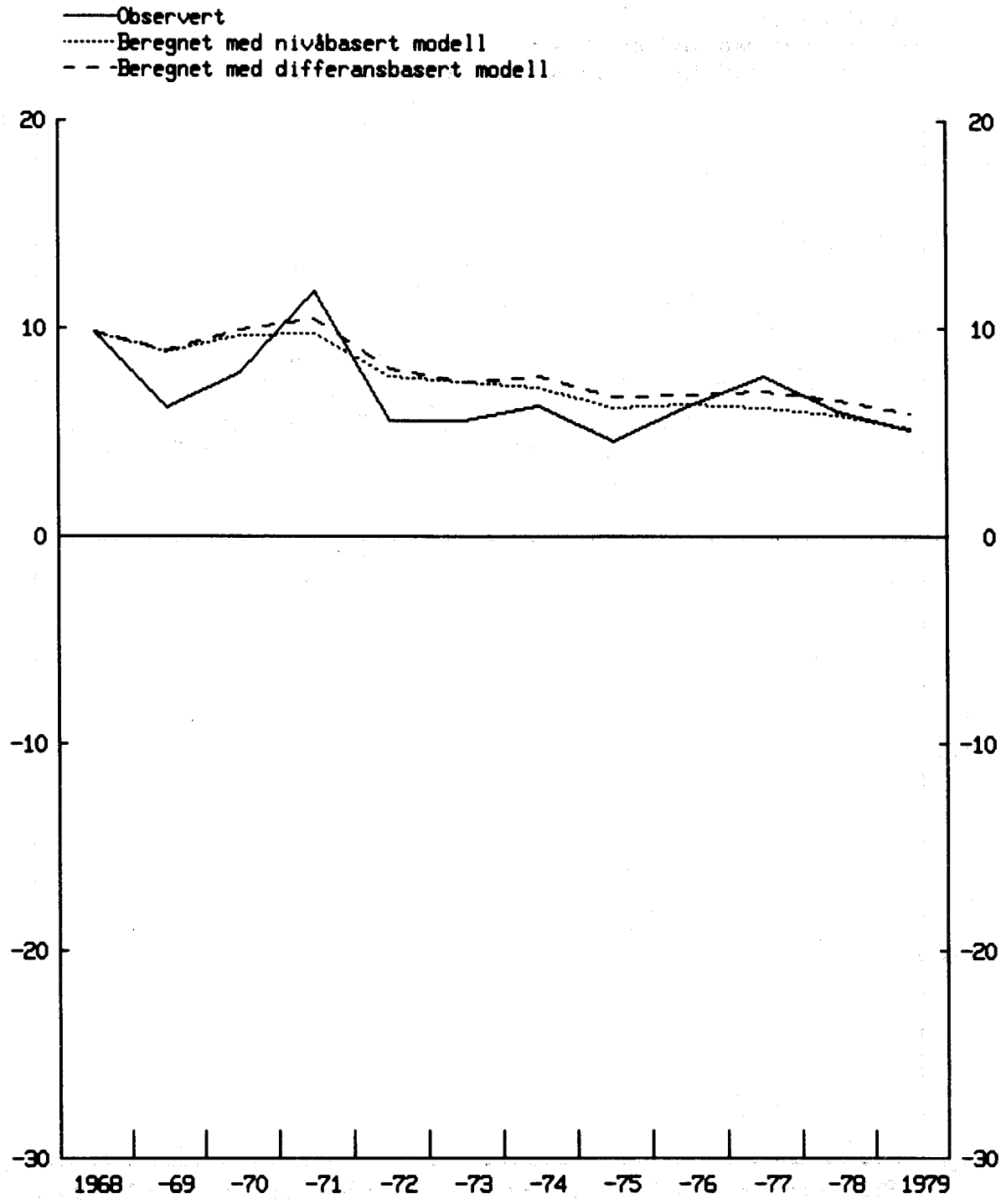
Figur 22.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Oppland



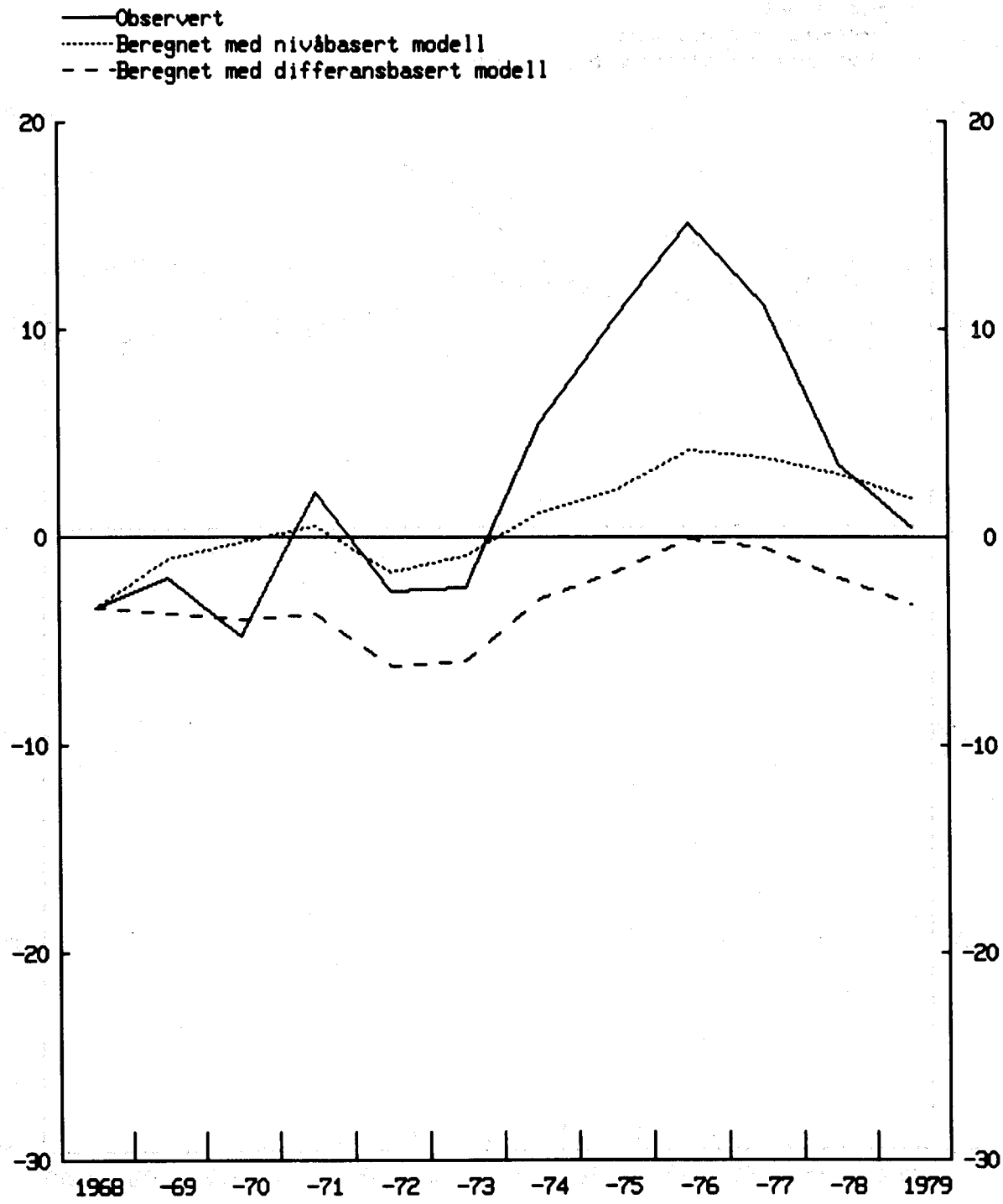
Figur 23.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Buskerud



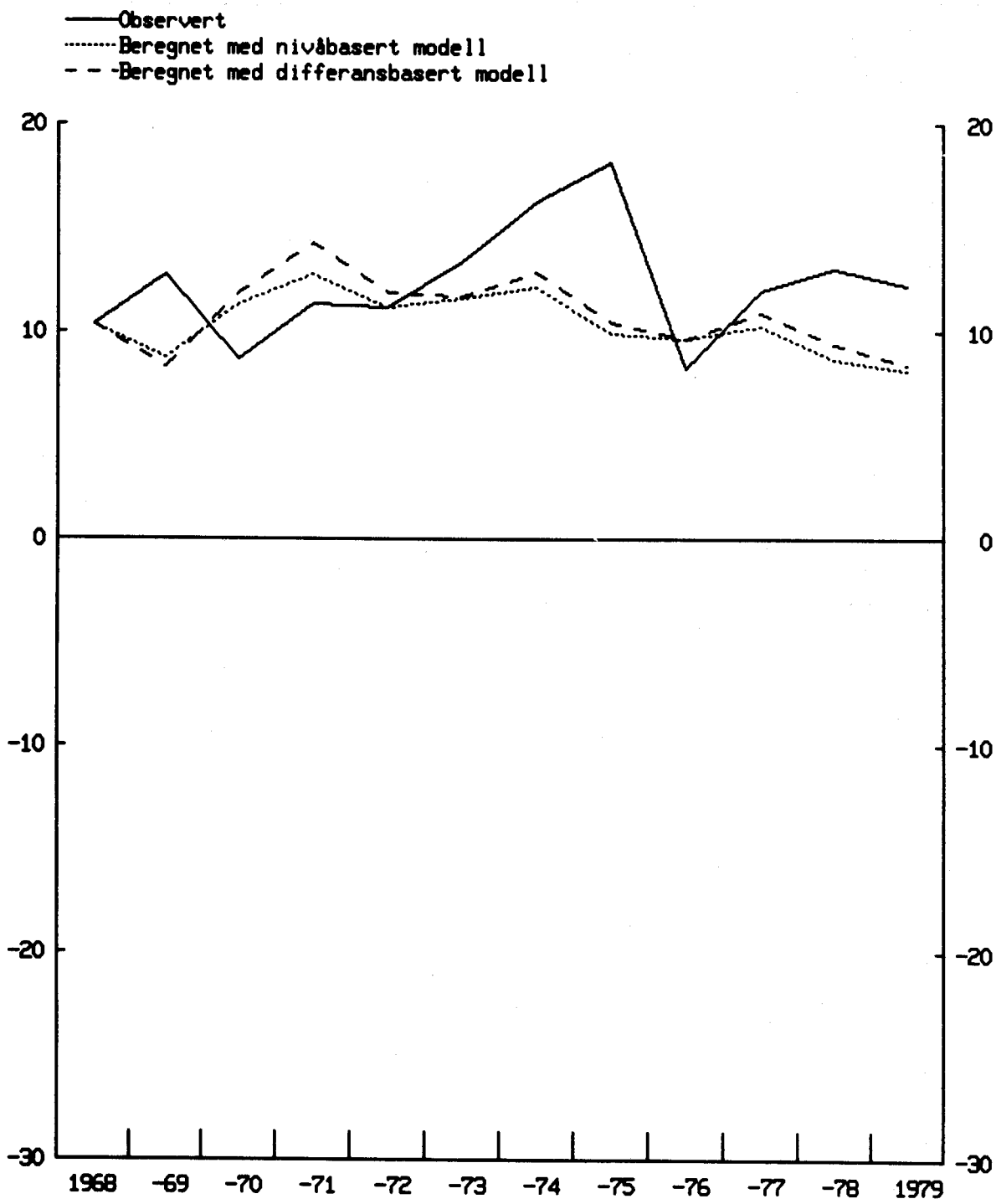
Figur 24.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år
for Vestfold



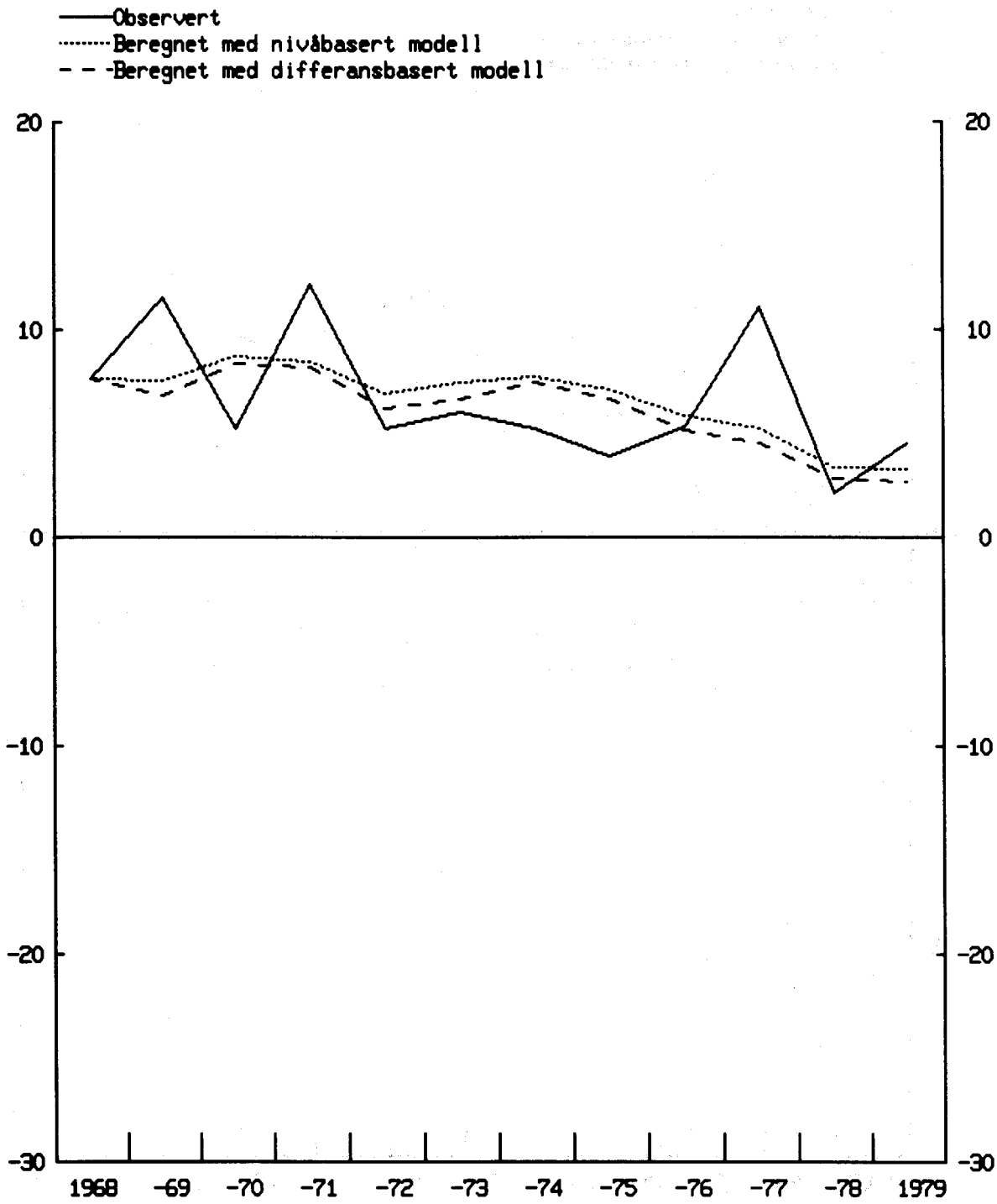
Figur 25.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Telemark



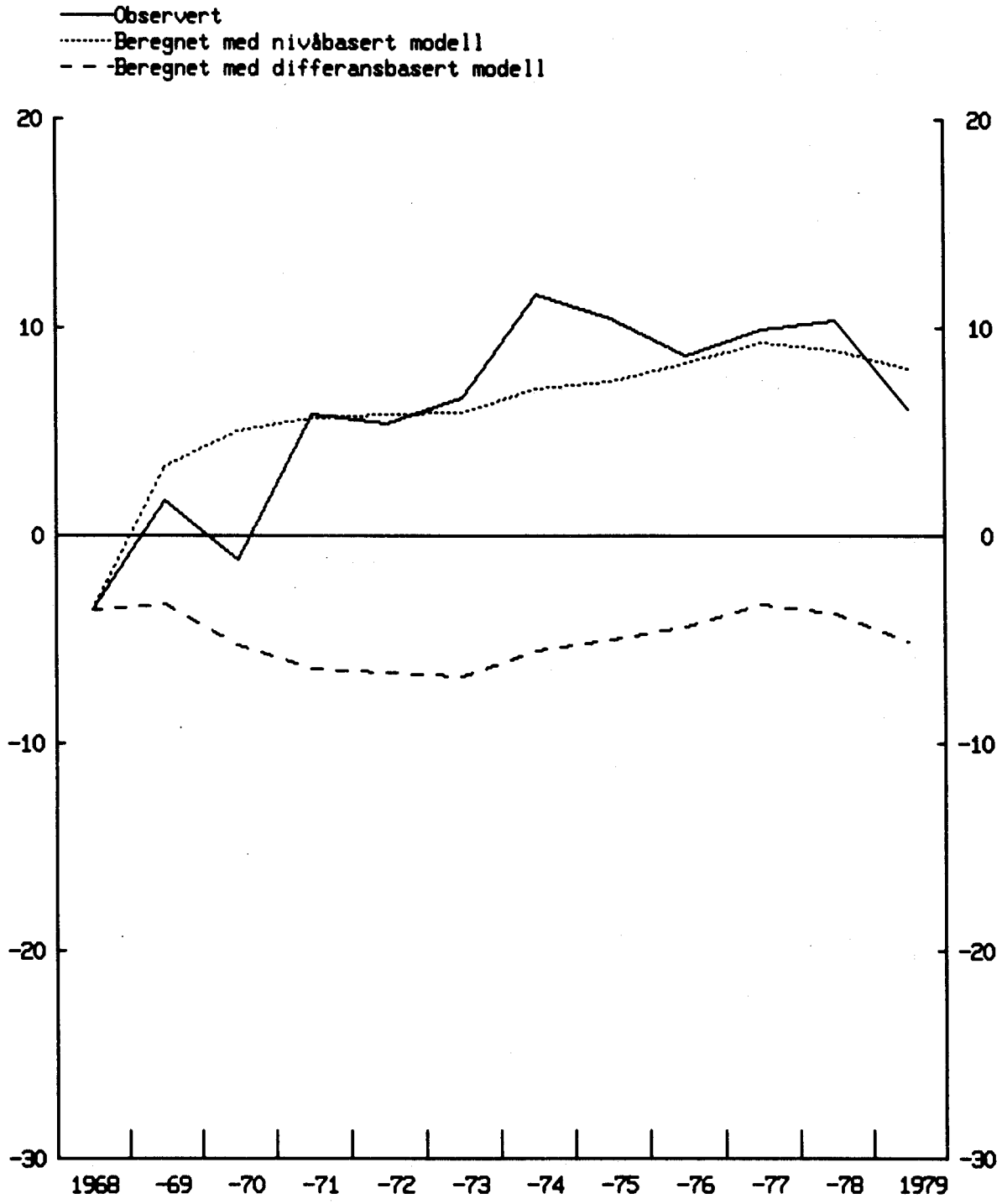
Figur 26.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Aust-Agder



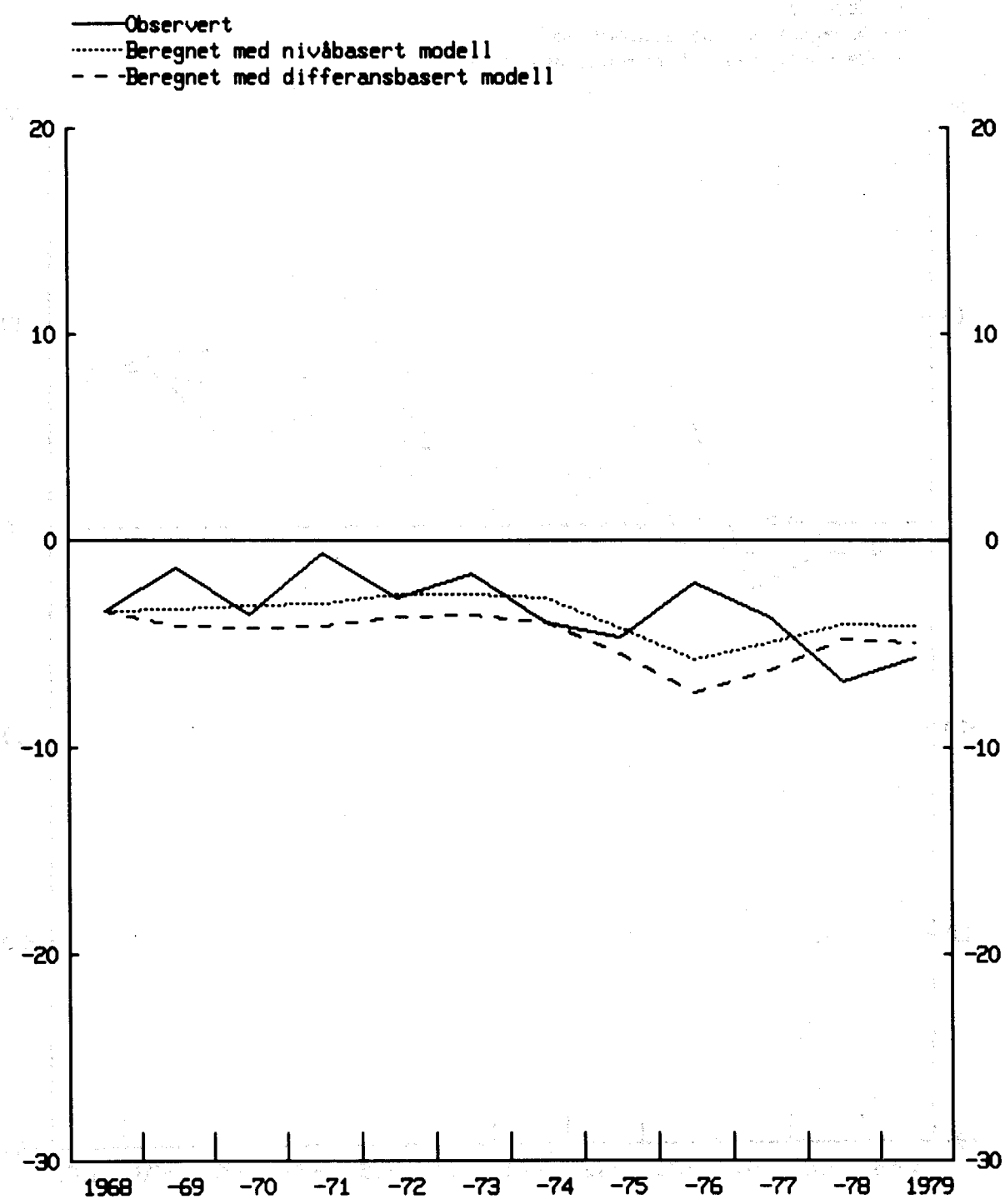
Figur 27.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år
for Vest-Agder



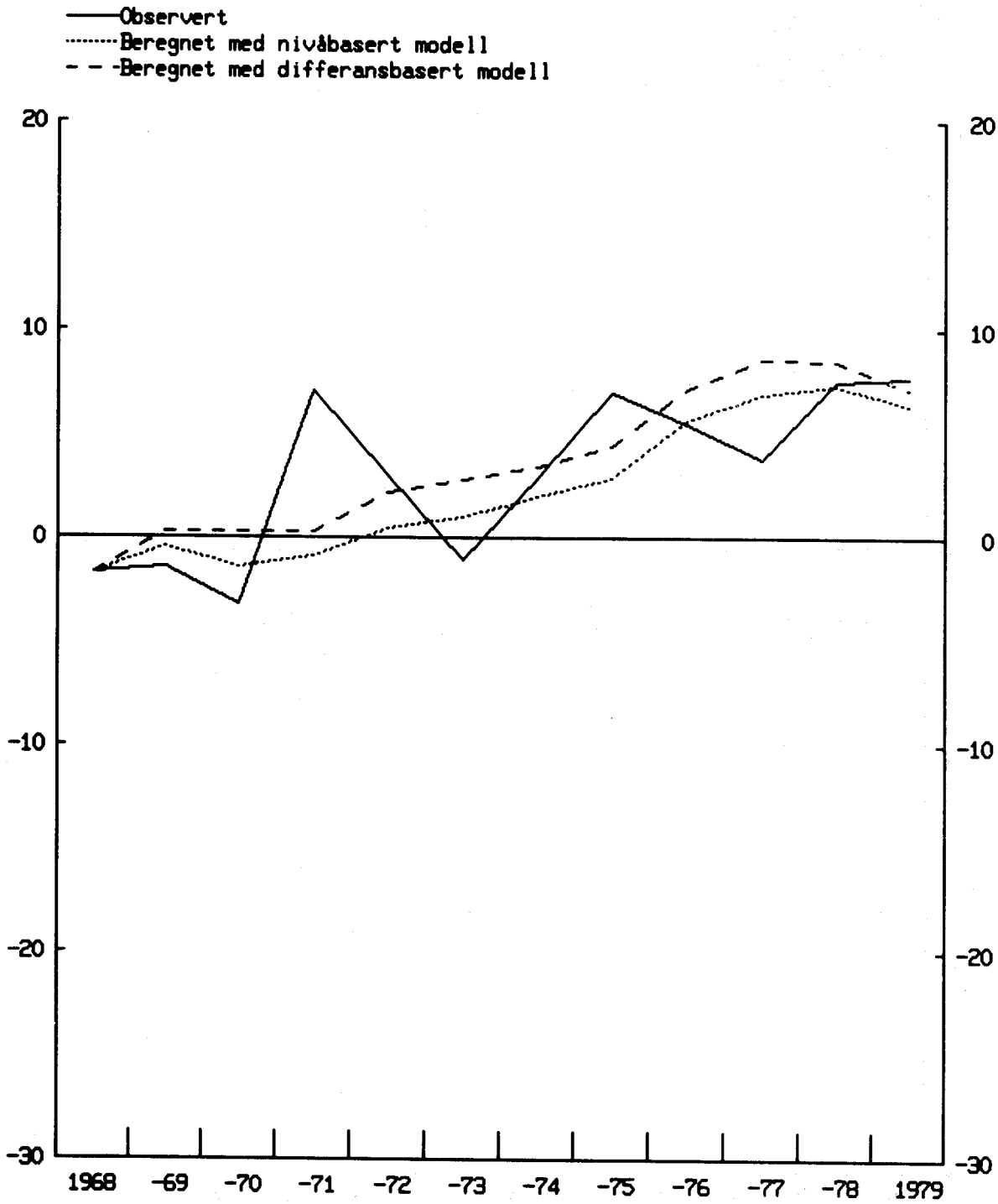
Figur 28.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Rogaland



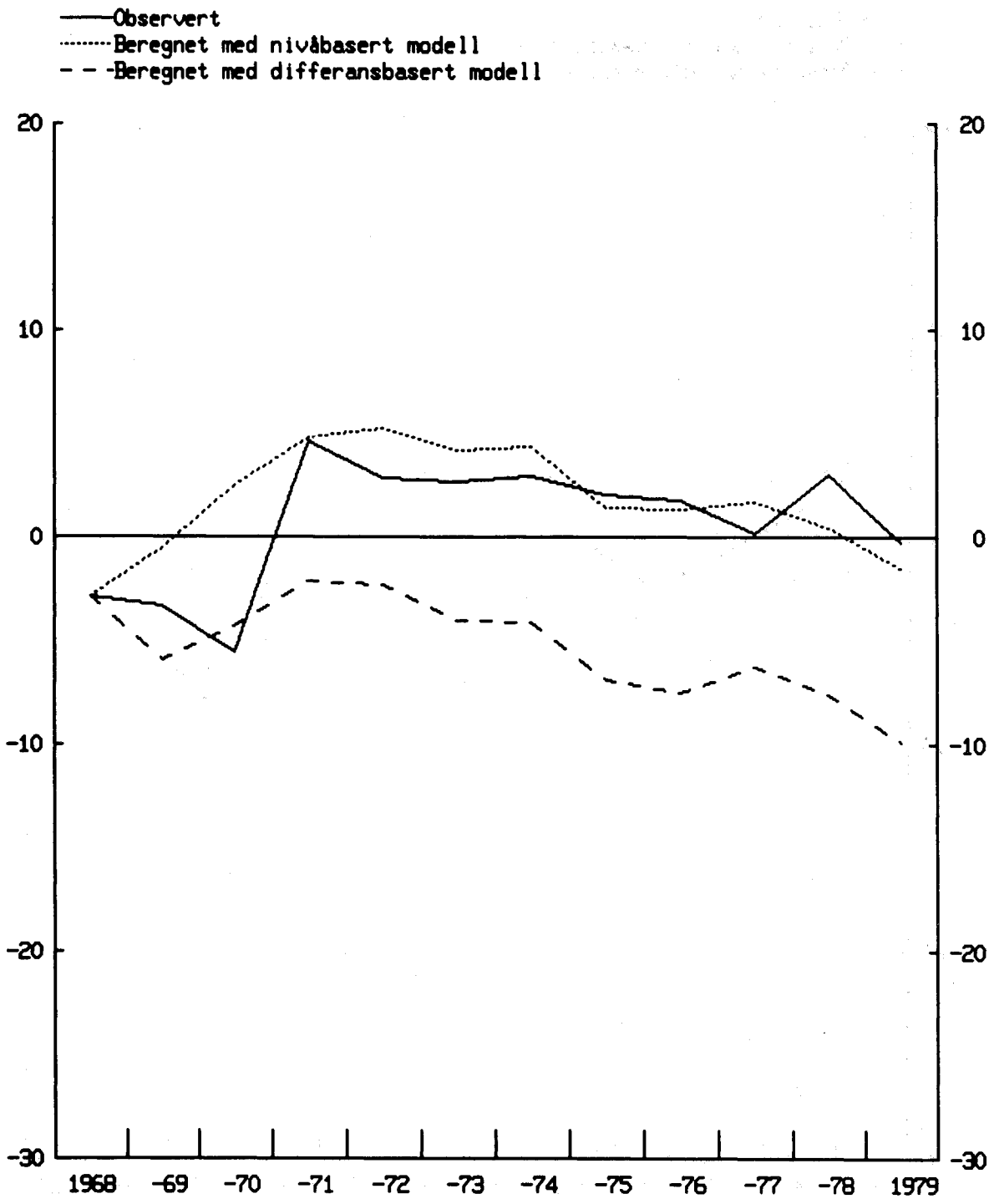
Figur 29.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Hordaland



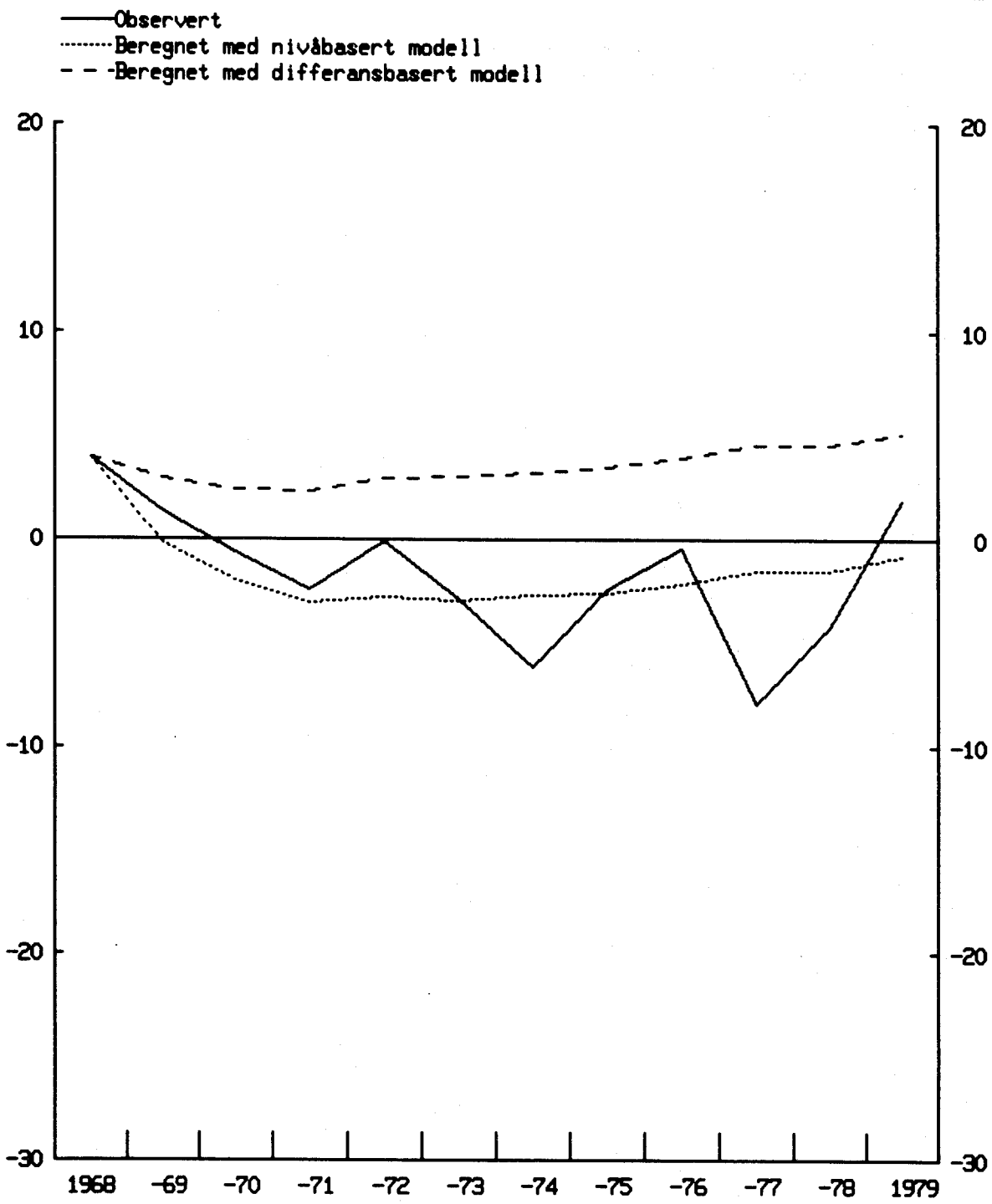
Figur 30.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år
for Sogn og Fjordane



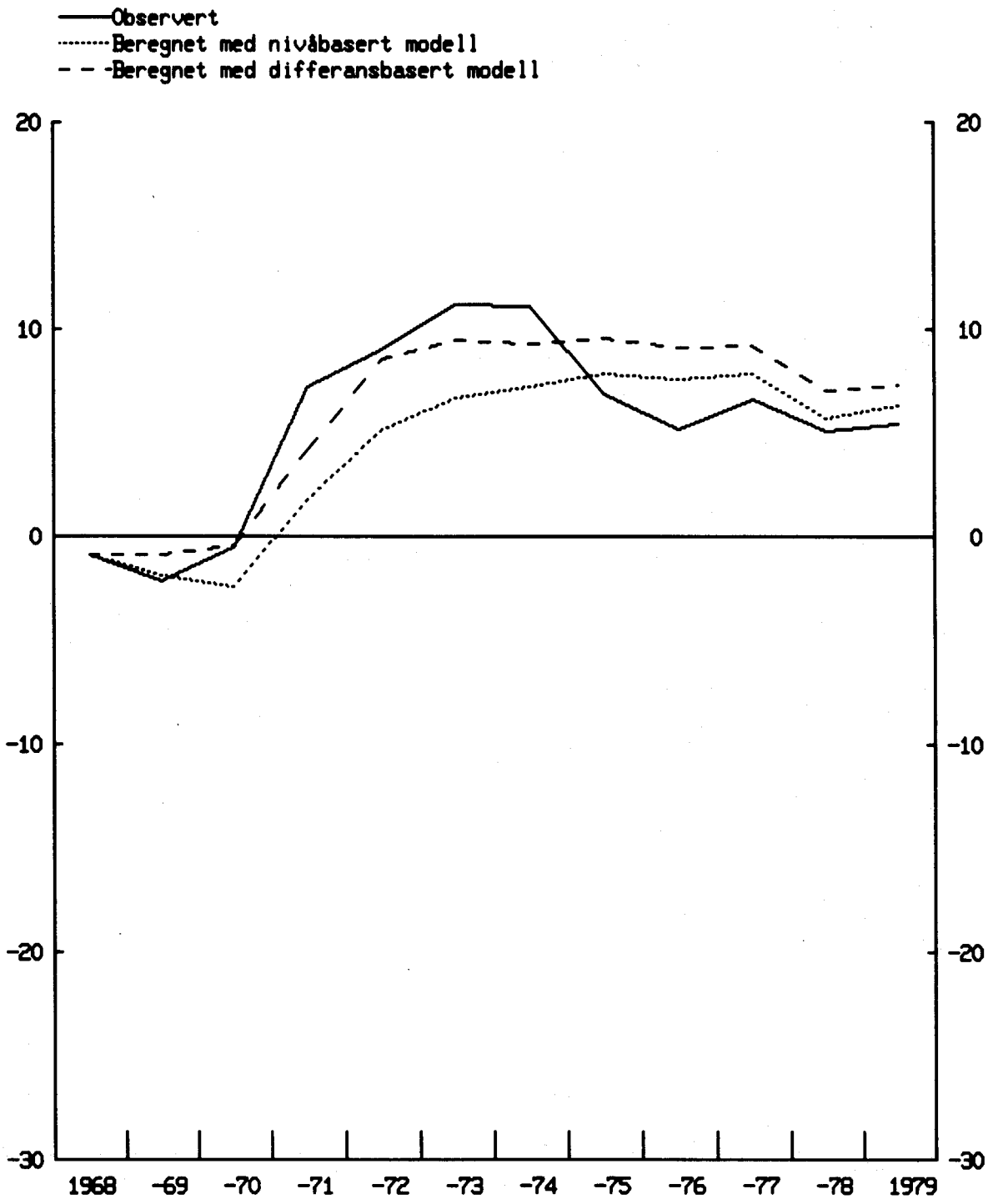
Figur 31.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Møre og Romsdal



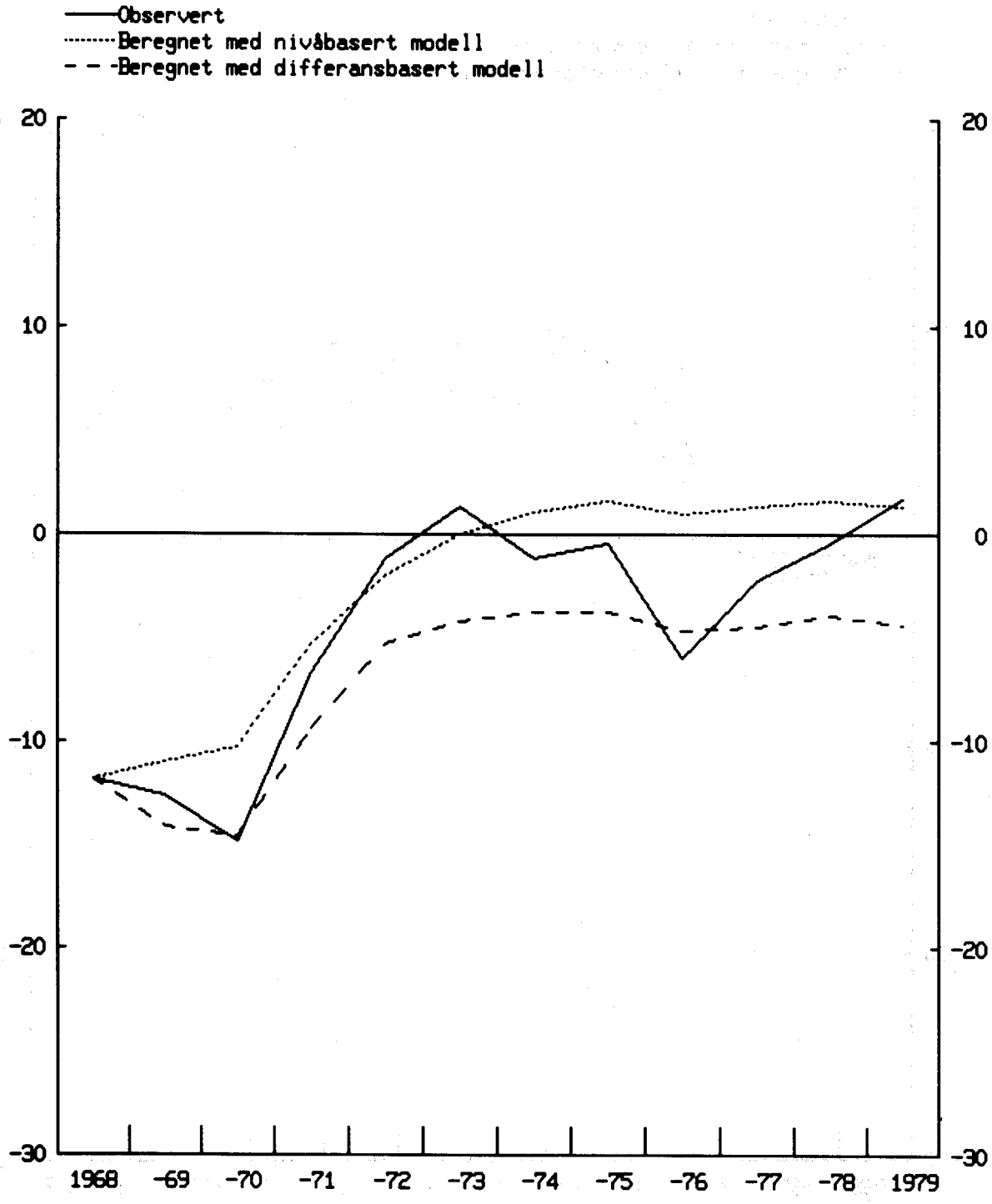
Figur 32.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Sør-Trøndelag



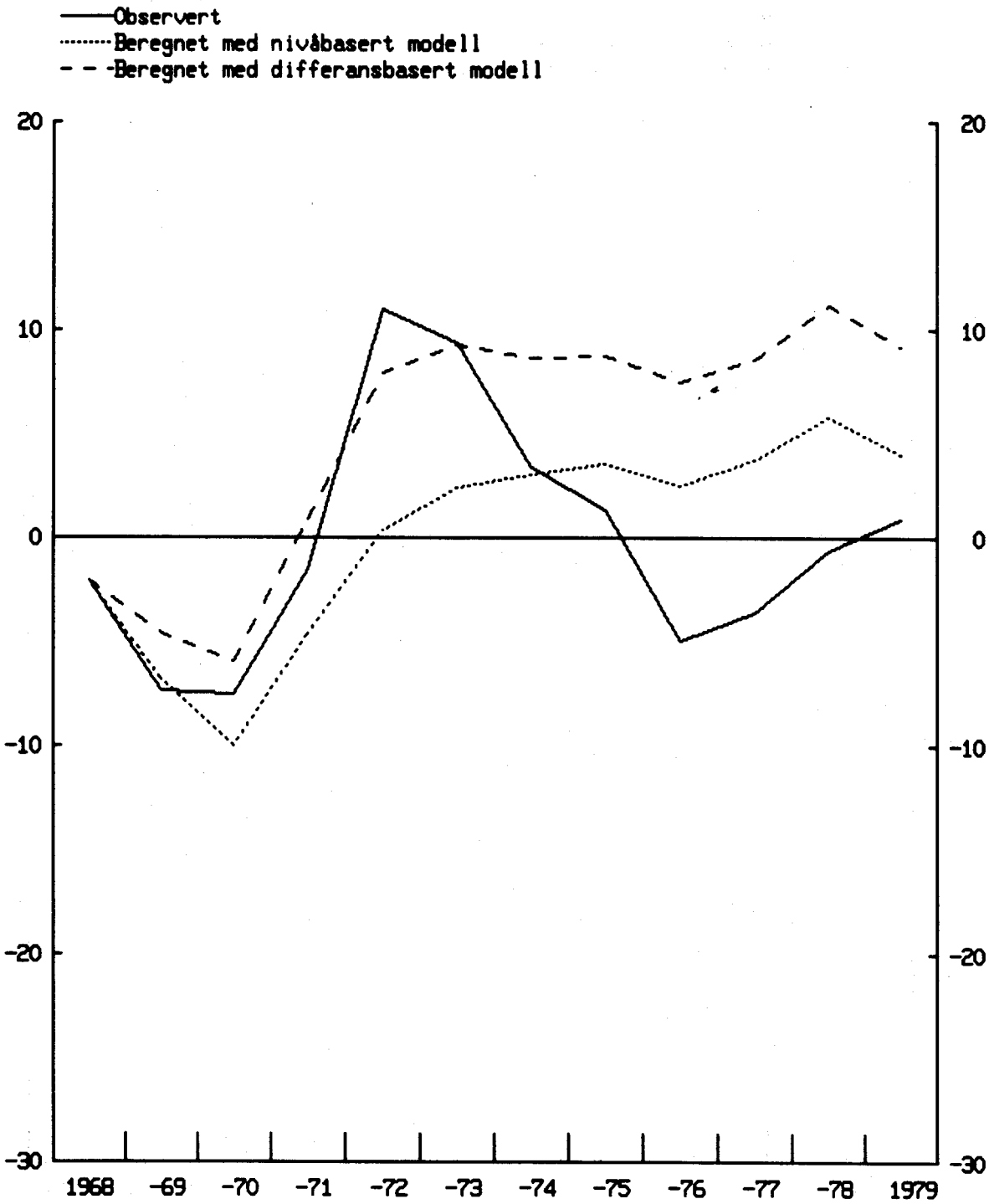
Figur 33.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Nord-Trøndelag



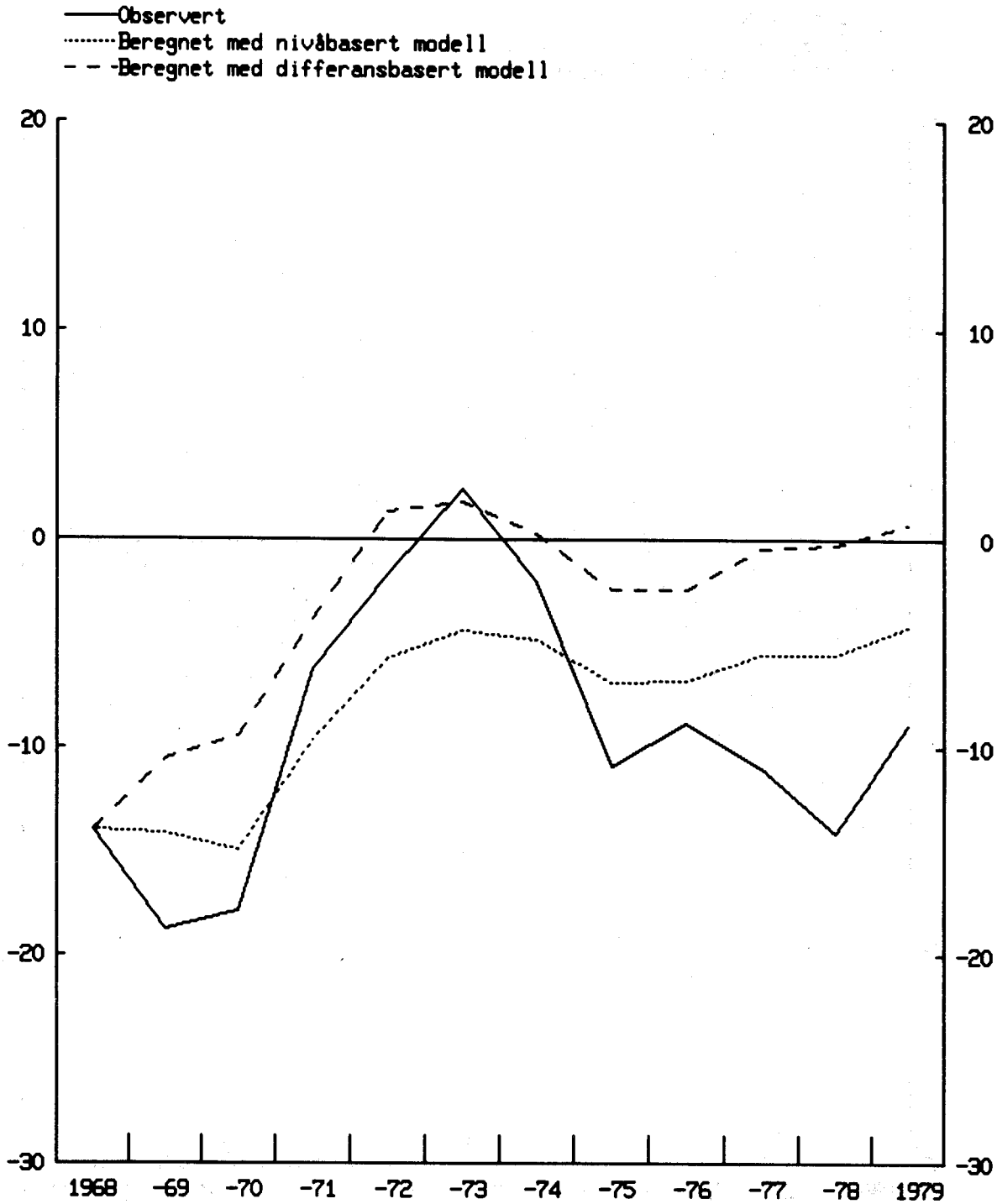
Figur 34.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Nordland



Figur 35.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Troms



Figur 36.
Observert og beregnet nettoflytting pr. tusen personer 25-49 år for Finnmark



Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422

Trykt 1981

Nr. 81/1 Erling J. Fløttum: National Accounts of Norway System and Methods of Estimation Sidetall 101 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1555-2

- 81/2 Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata 2. utgave Sidetall 424 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1233-2

- 81/3 Nils Håvard Lund: Byggekostnadsindeks for boliger Sidetall 127 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1232-4

- 81/4 Anne Lise Ellingsæter: Intervjuernes erfaringer fra arbeidskraftundersøkelsene Rapport fra 99 intervjuere Field Work Experiences with the Labour Force Sample Survey Reports from 99 Interviewers Sidetall 40 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1234-0

- 81/5 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Vann- og kloakkanlegg Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1235-9

- 81/6 Erling Siring og Ib Thomsen: Metoder for estimering av tall for fylker ved hjelp av utvalgsundersøkelser Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1509-9

- 81/7 Arne Ljones og Hans Viggo Sæbø: Temperaturkorrigering av energiforbruket Sidetall 43 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1507-2

- 81/8 Morten Reymert: En analyse av faktorinnsatsen i Norges utenrikshandel med utviklingsland og industriland Sidetall 55 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1506-4

- 81/9 Petter Longva: A System of Natural Resource Accounts Eit rekneskapssystem for naturressursar Sidetal 26 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1540-4

- 81/10 Stein Erland Brun: Tilgangen på arbeidskraft i fylkene for årene 1971 - 1979 Sidetall 72 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1514-5

- 81/11 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1979 Sidetall 264 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1515-3

- 81/12 Helge Brunborg, Jan Mønnesland og Randi Selmer: Framskriving av folkemengden etter ekteskapelig status Sidetall 75 Pris kr 11,00 ISBN 82-537-1541-2

- 81/13 Adne Cappelen: Importinnhold i sluttleveringer Sidetall 20 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1545-5

- 81/14 MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 16 Endringer i utgave 78-1 og 79-1 Sidetall 100 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1549-8

- 81/15 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1969 - 1981 Sidetall 74 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1554-4

- 81/16 Helgeturer 1978/79 Sidetall 23 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1560-9

- 81/17 Roy Østensen: Eie og bruk av personbil Foreløpige tall for 1979 og 1. kvartal 1980 Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1566-8

- 81/18 Svein Homstvedt, Øyvind Lone og Tore Nesheim: Jordbruksareal ifølge jordregister og utvalgstellinger. Metodiske forskjeller belyst med materiale fra Trøgstad kommune Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1598-6

- 81/19 Arne Faye: Holdninger til norsk utviklingshjelp 1980 Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1562-5

- 81/20 Knut Fredrik Strøm: Konkurser i industri og varehandel Utvikling, hyppighet og omfang Sidetall 31 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1569-2

- 81/21 Frank Foyn: Miljøverninvesteringer i industrien. Problemer ved kartlegging av data Sidetall 34 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1591-9

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1981

Nr. 81/22 Petter R. Koren: Etterspørsel etter energi i norsk industri Sidetall 27 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1592-7

- 81/23 Harald Bergland og Adne Cappelen: Produktivitet og sysselsetting i industrien Sidetall 75 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1600-1

- 81/24 Levekårsundersøkelsen 1980 Dokumentasjon Del I Sidetall 67 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1612-5

- 81/25 Tor Haldorsen: Norske ferieformer Sidetall 112 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1611-7

- 81/26 Aktuelle skattetall 1981 Current Tax Data Sidetall 46 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1610-9

- 81/27 Tiril Vogt: Planregnskap Ressursregnskap for fysisk planlegging Sidetall 70 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1614-1

- 81/28 Figurer i publikasjoner Sidetall 115 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1628-1

- 81/29 Tor Skoglund: Utprøving av modellen REGION mot fylkesfordelte nasjonalregnskapsdata for perioden 1973 - 1976 Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1626-5

- 81/30 Adne Cappelen, Erik Garaas og Svein Longva: MODAG En modell for makroøkonomiske analyser Sidetall 70 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1630-3

- 81/31 Torstein Bye og Tor Eivind Høyland: Inntektsbegreper - Inntektsfordeling Sidetall 43 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1639-7

- 81/32 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1977 - 1980 Sidetall 39 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1634-6

- 81/33 Erik Biørn: Estimating Seemingly Unrelated Regression Models from Incomplete Cross-Section/Time-Series Data Sidetall 32 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1635-4

- 81/34 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1980 Sidetall 272 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1636-2

- 81/35 Sigurd Tveitereid og Jan Lædre: Markedsindikatorer for norsk eksport Sidetall 47 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1645-1

Trykt 1982

Nr. 82/1 Tor Haldorsen og Gunvor Iversen: Praktiske eksempler på måling av latente variable: Sammenhengen mellom subjektive og objektive indikatorer på arbeidsforhold ISBN 82-537-1649-4 ISSN 0332-8422

- 82/2 Jan Mønnesland, Helge Brunborg og Randi Selmer: Inngåelse og oppløsning av ekteskap etter alder og varighet Formation and Dissolution of Marriage by Age and Duration Sidetall 77 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1650-8

- 82/5 Naturressurser 1981 Sidetall 29 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1651-6

- 82/6 Stein Erland Brun: Nettoflytting og arbeidsmarked i fylkene En foreløpig analyse av sammenhengen Sidetall 68 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1718-0

- 82/7 Øystein Engebretsen: Arealbruk i norske byer og tettsteder Sidetall 183 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1720-2

- 82/9 Rolf Aaberge: Om måling av ulikskap Sidetall 73 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1721-0

- 82/10 Arne S. Andersen: Levekårsundersøkelsen 1980 Dokumentasjon Del II Sidetall 88 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1722-9

- 82/12 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Industribygg Sidetall 58 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1732-6

Pris kr 15,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

ISBN 82-537-1718-0
ISSN 0332-8422