

Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

83/28

17. oktober 1983

BRUTTOFLYTTING OG ARBEIDSMARKED I FYLKENE

av

Dag Helge Trønnes^{*)}

I N N H O L D

	<u>Side</u>
1. Innledning og problemstilling.....	1
2. Data.....	1
2.1. Flyttedata.....	1
2.2. Arbeidsmarkedsdata.....	2
3. Modellene.....	3
3.1. Oppbygging av modellene.....	3
3.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft.....	8
3.3. Dummyvariabel for 1970	10
4. Resultater.....	10
4.1. Innledning.....	10
4.2. Bruttoutflytting.....	11
4.2.1. Modellenes forklaringskraft.....	12
4.2.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft på bruttout- flyttingsrate.....	13
4.2.3. Drøfting av de estimerte koeffisienter.....	14
4.2.4. Residualanalyse og prediksjoner på modell (4.2) for menn 20-24 år.....	16
4.3. Bruttoinnflytting.....	17
4.3.1. Modellenes forklaringskraft.....	17
4.3.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft på bruttoinnflyttingsratene	17
4.3.3. Drøfting av de estimerte koeffisienter.....	19
4.4. Nettoinnflytting.....	20
4.4.1. Modellenes forklaringskraft.....	20
4.4.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft.....	21
4.4.3. Drøfting av de estimerte koeffisienter.....	22
Litteratur	24
Vedlegg.....	25

*) Jeg takker John Dagsvik for god veiledning gjennom hele prosjektet og Per Sevaldson for kommentarer til manuskriptet.

1. INNLEDNING OG PROBLEMSTILLING

Formålet med dette arbeidet er å studere hvilken effekt regional stramhet på arbeidsmarkedet har på individenes flyttetilbøyeligheter. I motsetning til tidligere arbeid av Brun(1982) som behandlet sammenhengen mellom nettoflyttestrømmer og arbeidsmarkedsstramhet, tar det foreliggende notatet sikte på å estimere modeller for sammenhengen mellom bruttoflyttestrømmene og stramheten på arbeidsmarkedet. I motsetning til Bruns arbeid som er en makro-beskrivelse av flyttebevegelsene er vår modell mikro-orientert og tar sikte på å beskrive sammenhengen mellom tilstanden på arbeidsmarkedet, målt ved en stramhetsindikator, og individers flytteeatferd. Modellen er primitiv i den forstand at bare alder og kjønn inngår som individkjennetegn. Den a priori hypotese er at det er en positiv sammenheng mellom arbeidsmarkedsstramhet utenfor regionen og tilbøyeligheten til utflytting. Videre er det en negativ sammenheng mellom stramheten på arbeidsmarkedet i regionen og utflyttingstilbøyeligheten. Tilsvarende gjelder for innflyttingsstrømmene.

I kapittel 2 omtales de dataene det skal utføres regresjonsanalyser på. I kapittel 3 drøftes de modellene som brukes i regresjonsanalysen sett fra en metodisk synsvinkel. Til slutt blir resultatene fra regresjonsanalysen presentert og diskutert i kapittel 4.

2. DATA

2.1. Flyttedata

Flyttedata består av bruttoutflyttinger og nettoinnflyttinger for hvert fylke (Oslo og Akershus er slått sammen) for årene fra og med 1967 til og med 1979. Flyttedataene er gitt separat for hvert kjønn og for 10 forskjellige aldersgrupper; 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 og 60-66 år. Vi har også hatt data over hjemmehørende folkemengde i fylkene spesifisert etter kjønn og de 10 aldersgruppene, for årene fra og med 1967 til og med 1979. De dataene vi har brukt i regresjonsanalysen har vi kalt brutto-ut- og innflyttingsrater, og de framkommer (for en persongruppe) ved følgende uttrykk:

$$\text{rate} = \frac{\text{flyttere}}{\text{bestand}} \cdot 1000$$

Denne definisjonen er analog med Brun's definisjon av nettoflytterater (Brun 1982). Flytteratene er altså persongruppespesifikke, men for de aktuelle regresjonskjøringer har vi foretatt endel aggregering over kjønn og aldersgrupper (se kap. 4).

Et spesielt problem med flyttedataene er at det i forbindelse med folketellingen i 1970 ble registrert unormalt mange flyttinger dette året. (Se Berge 1973 for en nærmere beskrivelse av dette). I avsnitt 3.3 skal vi se nærmere på hvordan vi behandler dette problemet i analysen.

2.2. Arbeidsmarkedsdata

I dette prosjektet skal vi altså studere sammenhengen mellom stramheten på arbeidsmarkedet og bruttoflyttinger. Som indikator for arbeidsmarkedsstramheten i et fylke har vi valgt å bruke "relativt markedsleie" som Brun har definert (Brun 1982 s. 14). Det relative markedsleie for et fylke er definert som forskjellen mellom fylkets markedsleie og den landsgjennomsnittlige arbeidsmarkedsstramhet, hvor arbeidsmarkedsstramheten er gitt ved forholdet mellom etterspørsel av arbeid E og tilbud av arbeid T. Det relative markedsleiet i fylke j, i år t, er da gitt ved følgende uttrykk:

$$(2.1) \quad X_{j,t} = \frac{E_{j,t}}{T_{j,t}} - \frac{\sum_j E_{j,t}}{\sum_j T_{j,t}}$$

For årene 1965-1970 er etterspørselen etter arbeidskraft, E, operasjonalisert ved:

$$E = S + V$$

og tilbudet etter arbeidskraft ved:

$$T = S + U$$

hvor

S = registrert antall sysselsatte (sysselsettingsstatistikken)

U = registrert antall arbeidsledige (arbeidskontorene)

V = registrert antall ledige arbeidsplasser (arbeidskontorene)

Etter 1970 falt sysselsettingsstatistikken bort og for årene 1971-1979 er E og T operasjonalisert ved:

$$E = R + V - U$$

$$T = R$$

hvor

R = anslag for antall personer i arbeidsstyrken (arbeidskraftundersøkelsen, Brun 1981).

Det er klart at en indikator for arbeidsmarkedsstramheten som er basert på disse dataene vil bli en usikker og utilstrekkelig indikator. Brun drøfter dette mer inngående i sin rapport (Brun 1982) og vi behandler derfor ikke dette nærmere her.

3. MODELLENE

I dette avsnittet vil vi drøfte den funksjonsmessige sammenheng mellom de variablene vi skal studere, dvs. konstruere en modell. Når det gjelder å finne fram til en brukbar modell, har Bruns nivåbaserte modeller (Brun 1982) vært utgangspunktet.

3.1. Oppbygging av modellene

Det er klart at en modell som skal forklare flyttinger bare ut fra det relative markedsleie vil være en primitiv modell. For å kunne gi en mer realistisk beskrivelse av flyttingene må vi i tillegg til markedsleiet vite noe om andre faktorer som også påvirker flyttingen, f.eks. ytterligere karakteristika ved arbeidsmarkedet, boligmarked, utdanningstilbud, miljøforhold osv. Anta nå at Z_{jt} representerer en matrise som inneholder disse uobserverte faktorene (indeks j står for fylke og t står for årstall). La videre X_{jt} være relativt markedsleie og Y_{jt} være bruttoflytterate.

Vi kan da stille opp følgende modell for flyttingen:

$$(3.1) \quad Y_{jt} = f + b_1 X_{jt} + c Z_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

hvor f og b_1 er koeffisienter, c er en vektor av koeffisienter og ε_{jt} er uavhengige identisk normalfordelte variable med forventning null og varians lik σ_ε^2 .

Anta at $Z_{j,t}$ er definert ved å justere for gjennomsnittet tatt over alle fylker, dvs.:

$$(3.2) \quad Z_{j,t} = z'_{j,t} - \frac{1}{18} \sum_{j=1}^{18} z'_{j,t}$$

Forventningen tatt over alle fylker innen samme år t , blir da:

$$(3.3) \quad E_t [Z_{j,t}] = 0$$

Forventningsverdien tatt over tid innen samme fylke derimot vil generelt være forskjellig fra null:

$$(3.4) \quad E_j [Z_{j,t}] = \mu_j$$

Dvs. et fylke kan over lengre tid ha f.eks. et bedre boligmarked enn gjennomsnittet for resten av landet, selv om nettoflyttestrømmene vil ha en slik retning at de bidrar til å jevne ut en slik ubalanse mellom fylkene. Videre kan $\{Z_{j,t}\}$ være korrelerte over tid og det kan være korrelasjon mellom Z -verdiene for ulike regioner. Modellen (3.1) kan vi imidlertid ikke estimere da $Z_{j,t}$ ikke er observert. Anta

$$(3.5) \quad E_j (Z_{jt} | X_{jt}) = \tau_j + \eta X_{jt}$$

Siden forventningen til X_{jt} over tid generelt er gitt ved $E_j(X_{jt}) = \zeta_j$ er (3.5) konsistent med (3.4), dersom $\tau_j + \eta\zeta_j = \mu_j$. Dette kan vises som følger ved hjelp av setningen om dobbeltforventning.

$$(3.6) \quad E_j(Z_{jt}) = E_j[E_j(Z_{jt} | X_{jt})] = E_j[\tau_j + \eta X_{jt}] = \tau_j + \eta\zeta_j (= \mu_j)$$

Her har vi altså forutsatt at η ikke er regionsspesifikk. Når $\eta = 0$ er den betingede forventning uavhengig av X_{jt} . Likning (3.1) kan skrives på formen:

$$(3.7) \quad Y_{jt} = f + c\tau_j + (b_1 + c\eta) X_{jt} + \varepsilon_{jt} + c(Z_{jt} - \tau_j - \eta X_{jt})$$

Dette gir oss

$$(3.8) \quad Y_{jt} = f_j + bX_{jt} + u_{jt}$$

hvor

$$(3.9) \quad f_j = f + c\tau_j, \quad b = b_1 + CM$$

$$(3.10) \quad u_{jt} = \varepsilon_{jt} + c(Z_{jt} - \tau_j - \eta X_{jt})$$

Legg merke til at vi får

$$(3.11) \quad E_j(u_{jt}|X_{jt}) = E(\varepsilon_{jt}|X_{jt}) + c[E(Z_{jt}|X_{jt}) - \tau_j - \eta E(X_{jt}|X_{jt})] \\ = 0 + c[\tau_j + \eta X_{jt} - \tau_j - \eta X_{jt}] = 0$$

som betyr at (3.8) kan estimeres konsistent ved minste kvadraters metode.

Som nevnt ovenfor kan vi ikke identifisere b_1 og c .

Modellen (3.8) gir oss sammenhengen mellom de observerbare variablene og vi er interessert i å estimere koeffisientene i denne modellen. Imidlertid er det som nevnt grunn til å anta at restleddene er korrelerte. Standard minstekvadratersmetode vil likevel gi konsistente estimater for koeffisientene, men estimatene blir mer upresise (stor varians) enn om en tar hensyn til korrelasjonsstrukturen i restleddet ved estimeringen. Imidlertid vil restleddsvariansen ikke bli konsistent estimert ved vanlig minstekvadraters metode når restleddene er korrelerte. Vi skal derfor studere restleddsstrukturen nærmere.

En kan spesielt legge merke til at slik vi utledet (3.8) med utgangspunkt i den mer realistiske modell (3.1), er det naturlig å benytte regionsspesifikke konstantledd, f_j gitt ved (3.9), så sant forventningen over tid av andre faktorer (enn arbeidsmarkedet) som påvirker flyttingen, f.eks. boligmarked, utdanningstilbud, miljøforhold osv., er ulik i de ulike fylkene.

Av den informasjonen en har om restleddene u_{jt} gitt ved (3.10) kan en utlede bl.a. følgende resultater:

$$(3.12) \quad E_j(u_{jt}) = E_j[E_j(u_{jt}|X_{jt})] = E_j[0] = 0$$

$$(3.13) \quad \text{Cov}(u_{jt}, u_{is}|X_{jt}, X_{is}) \\ = E\{\varepsilon_{jt} + c[Z_{jt} - E(Z_{jt}|X_{jt})]\}\{\varepsilon_{is} + c[Z_{is} - E(Z_{is}|X_{is})]\} \\ = c^2 \text{Cov}(Z_{jt}, Z_{is}|X_{jt}, X_{is})$$

Vi ser av (3.13) at restleddene er korrelerte dersom Z_{jt} og Z_{is} er korrelerte, og det er en rimelig antagelse at de variablene Z representerer både vil endre seg tregt over tid og fremvise avhengighet mellom regionene.

Generell teori for tidsrekker gir oversikt over mange mulige modeller for restleddet u_{jt} (Box og Jenkins 1970). Det er modeller fra klassen ARMA (p, q) vi kan velge blant, f.eks. vil en autoregressiv prosess av 1. orden, AR(1), gi følgende modell for restleddet u_{jt} :

$$(3.14) \quad u_{jt} = \phi u_{j,t-1} + a_{j,t}$$

Her er $a_{j,t}$ hvit støy og $|\phi| < 1$ er en parameter som estimeres. Som vi skal se senere gir denne modellen at $\text{corr}(u_{jt}, u_{j,t+k}) = \phi^k$, altså at korrelasjonen mellom to tidspunkt avtar eksponensielt når avstanden i tid øker.

Avhengigheten mellom fylkene i restleddene er ikke fullt så grei å modellere. En mulig beskrivelse av denne avhengigheten kunne være å la den være en funksjon av avstanden (målt på en eller annen måte), d_{ij} , mellom fylke i og j, dvs.

$$(3.15) \quad \text{Corr}[u_{it}, u_{jt}] = f(d_{ij})$$

Vi har imidlertid sett bort fra den romlige korrelasjonen i restleddene. Som nevnt vil vi likevel få konsistent estimering av regresjonskoeffisientene.

På grunn av de problemene som ble diskutert ovenfor og på grunn av praktiske vanskeligheter med å skille korrelasjonene mellom fylkene fra korrelasjonen over tid i estimeringen, betrakter vi restleddene som en tidsrekke med 13x18 observasjoner under estimeringen.

For å beskrive avhengigheten i restleddene, som vi nå antar bare har en dimensjon, har vi prøvd to typer autoregressive prosesser AR(1) og AR(2) og vurdert ut fra Durbin-Watson-målet i hvilken grad de lykkes med å forklare autokorrelasjonen i restleddene. I en AR(1) prosess (se(3.14)) blir ϕ estimert etter følgende uttrykk:

$$(3.16) \quad \hat{\phi} = \frac{\sum_{j=1}^{13} \sum_{t=2}^{18} u_{jt} \cdot u_{jt-1}}{\sum_{j=1}^{13} \sum_{t=2}^{18} (u_{jt})^2}$$

Slik vi har organisert våre data før estimeringen kan restleddene best beskrives ved bare én indeks og vi får derfor følgende estimator for ϕ :

$$(3.17) \quad \hat{\phi}' = \frac{13 \cdot 18 \sum_{t=2} u_t u_{t-1}}{13 \cdot 18 \sum_{t=2} (u_t)^2}$$

Vi vil derfor få en skjevhet fordi vi har med 17 uvedkomne ledd som representerer korrelasjoner mellom siste observasjon i et fylke og første observasjon i neste fylke. Vi tror imidlertid at denne skjevheten er neglisjerbar.

Vi skal nå se litt på egenskapene til en AR(1)-prosess og se hvordan en AR(1)-representasjon av restleddet i modell (3.8) vil påvirke estimeringen. Vi bruker nå bare indeks t på restleddet og får:

$$(3.18) \quad u_t = \phi u_{t-1} + a_t$$

hvor a_t er uavhengige og identisk normalfordelt $N(0, \sigma_a^2)$ dvs. $\{a_t\}$ er hvit støy. Fra før har vi at $E[u_t] = 0$, slik at:

$$\begin{aligned} (3.19) \quad \text{Var}[u_t] &= E[u_t^2] = E[(\phi u_{t-1} + a_t)(\phi u_{t-1} + a_t)] \\ &= E[\phi^2 u_{t-1}^2 + 2\phi u_{t-1} a_t + a_t^2] \\ &= \phi^2 \text{Var}[u_{t-1}] + 2\phi \text{Cov}[u_{t-1}, a_t] + \text{Var}[a_t] \\ &= \phi^2 \text{Var}[u_t] + \text{Var}[a_t] \end{aligned}$$

Dette gir da:

$$(3.20) \quad \text{Var}[u_t] = \frac{\text{Var}[a_t]}{1 - \phi^2}$$

Som nevnt ovenfor er autokorrelasjonsfunksjonen ρ_k gitt ved:

$$(3.21) \quad \rho_k = \frac{\text{Cov}[u_t, u_{t-k}]}{\text{Var}[u_t]} = \phi^k$$

Vi har nå en modell for restleddene i (3.8), gitt ved (3.14). Multipliserer vi (3.8) for tidspunkt $t-1$, med ϕ , gir dette:

$$(3.22) \quad \phi Y_{j,t-1} = \phi f_j + \phi b X_{j,t-1} + \phi u_{j,t-1}$$

Trekker vi så denne fra (3.14) fåes:

$$(3.23) \quad Y_{j,t} - \phi Y_{j,t-1} = f_j - \phi f_j + bX_{j,t} - \phi bX_{j,t-1}$$

Benytter vi så (3.20) og ordner leddene, fåes følgende modell:

$$(3.24) \quad Y_{jt} = c_j + \phi Y_{j,t-1} + bX_{jt} - b\phi X_{j,t-1} + a_{jt}$$

hvor $c_j = f_j (1-\phi)$, og a_{jt} er hvit støy.

Modellen (3.24) er altså ekvivalent med (3.8) og (3.14). Modell (3.24) kan vi bruke i regresjonsanalysen, fordi restleddene a_{jt} vil være (tilnærmet) uavhengige. Ved å utføre regresjoner på modell (3.24) oppnår en konsistente estimater for parametrene i (3.8) og (3.14).

3.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft

Et hovedsiktemål for dette prosjektet har vært å undersøke hvor stor del av bruttoflyttingene som kan forklares ved hjelp av det relative markedsleiet. Vi skal nå se på hvordan vi kan finne et mål for dette.

Vi tar utgangspunkt i modell (3.8) og tilsvarende modell hvor det relative markedsleiet ikke inngår, nemlig

$$(3.25) \quad Y_{jt} = \alpha_j + v_{jt}$$

hvor α_j er regionsspesifikke konstantledd og v_{jt} er et restledd. Modell (3.25) er framkommet på samme måte som (3.8) bare med den forskjell at i (3.25) inngår det relative markedsleie X_{jt} i de uobserverte faktorer Z_{jt} og dermed i restleddet v_{jt} . Vi har antatt at restleddet v_{jt} vil ha samme struktur som u_{jt} . Det vi er interessert i er den variansreduksjonen vi oppnår i restleddet ved å gå fra modell (3.25) til (3.8) dvs. hvor stor del av den totale variansen som er forklart ved det relative markedsleiet. Forklart varians av det relative markedsleie er gitt ved:

$$(3.26) \quad R_x^2 = \frac{\text{Var}[v_{jt}] - \text{Var}[u_{jt}]}{\text{Var}[v_{jt}]} = 1 - \frac{\text{Var}[u_{jt}]}{\text{Var}[v_{jt}]}$$

Imidlertid finner vi ikke $\text{Var}[u_{jt}]$ og $\text{Var}[v_{jt}]$ direkte, fordi vi ikke utfører regresjoner på (3.8) og (3.25). Dersom restleddene i (3.25) følger en AR(1) prosess har vi:

$$(3.27) \quad v_{jt} = \psi v_{j,t-1} + e_{jt}$$

Analogt med hvordan vi kom fram til (3.24), finnes nå av (3.25) og (3.27) følgende modell:

$$(3.28) \quad Y_{jt} = \alpha_j(1-\psi) + \psi Y_{j,t-1} + e_{jt}$$

hvor $\{e_{jt}\}$ er hvit støy.

Fra modell (3.24) og (3.28) får vi estimert ϕ , ψ og multiple korrelasjonskoeffisienter (dvs. forklart varians for hele modellen) R_a^2 og R_e^2 . Disse er gitt ved:

$$(3.29) \quad R_a^2 = 1 - \frac{\text{Var}[a_{jt}]}{\text{Var}[Y_{jt}]} \Rightarrow \text{Var}[a_{jt}] = [1-R_a^2] \text{Var}[Y_{jt}]$$

$$(3.30) \quad R_e^2 = 1 - \frac{\text{Var}[e_{jt}]}{\text{Var}[Y_{jt}]} \Rightarrow \text{Var}[e_{jt}] = [1-R_e^2] \text{Var}[Y_{jt}]$$

Vi får da når vi bruker (3.20) og (3.29) at:

$$(3.31) \quad \frac{\text{Var}[u_{jt}]}{\text{Var}[v_{jt}]} = \frac{\frac{\text{Var}[a_{jt}]}{1-\phi^2}}{\frac{\text{Var}[e_{jt}]}{1-\psi^2}} = \frac{\frac{[1-R_a^2] \cdot \text{Var}[Y_{jt}]}{1-\phi^2}}{\frac{[1-R_e^2] \cdot \text{Var}[Y_{jt}]}{1-\psi^2}}$$

Altså får vi følgende uttrykk for andelen av variasjonen i bruttoflyttemratene som det relative markedsløse alene forklarer [(3.31) innsatt i (3.26)]:

$$(3.32) \quad R_x^2 = 1 - \frac{[1-\psi^2] \cdot [1-R_a^2]}{[1-\phi^2] \cdot [1-R_e^2]}$$

3.3. Dummyvariabel for 1970

Det ble nevnt i avsnitt 2.1. at det i 1970 ble registrert unormalt mange flyttinger. For å fange opp dette forhold i modellen, og for å unngå at de andre estimatene i modellen ikke blir forventningsrette på grunn av en gal modell, innfører vi en dummyvariabel $D_{j,t}$ i modellen. Tar vi utgangspunkt i modell (3.8), får vi:

$$(3.33) \quad Y_{j,t} = f_j + bX_{j,t} + dD_{j,t} + u_{j,t}$$

hvor

$$D_{j,t} = \begin{cases} 1 & \text{når } t=1970 \text{ for alle } j \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

og d er en parameter som estimeres.

En ser at effekten av dette er at bruttoflytteraten $Y_{j,t}$ får et tillegg d hver gang $t = 1970$.

Tilsvarende diskusjonen ovenfor kan (3.33) skrives på formen:

$$(3.34) \quad Y_{j,t} = c_j + \phi Y_{j,t-1} + bX_{j,t} - \phi bX_{j,t-1} + dD_{j,t} - \phi dD_{j,t-1} + a_{j,t}$$

$$\text{hvor } c_j = (1-\phi) f_j$$

4. RESULTATER

4.1. Innledning

I dette kapitlet skal vi presentere og diskutere resultatene fra en del regresjoner. For de persongrupper vi har benyttet ble det utført regresjoner på følgende modeller:

$$(4.1) \quad Y_{j,t} = c_j + \phi Y_{j,t-1} + bX_{j,t} - \phi bX_{j,t-1} + a_{j,t}$$

$$(4.2) \quad Y_{j,t} = c_j + \phi Y_{j,t-1} + bX_{j,t} - \phi bX_{j,t-1} + dD_{j,t} - \phi dD_{j,t-1} + a_{j,t}$$

$$(4.3) \quad Y_{j,t} = c_j + \phi Y_{j,t-1} + dD_{j,t} - \phi dD_{j,t-1} + a_{j,t}$$

hvor c_1, \dots, c_{18} , ϕ , b , d er parametre som skal estimeres.

$Y_{j,t}$ er bruttoutflyttingsrater

$X_{j,t}$ er relativt markedsleie

$D_{j,t}$ er en dummyvariabel beskrevet i avsnitt 4.4.

Grunnen for å benytte disse modellene er drøftet i kapittel 3. Modell (4.2) som er den mest fullstendige er identisk med modell (3.34). Modell (4.1) er modell (4.2) uten dummy-variabel for 1970, og den er tatt med for å kunne teste effekten av dette leddet. Modell (4.3) er modell (4.2) uten det relative markedsleie, og denne modellen er nødvendig for å kunne beregne det relative markedsleiets forklaringskraft på brutto-flyttingene.

Vi har brukt følgende persongrupper. Kjønnene er holdt hver for seg og de eneste aldersgruppene som er slått sammen er de tre aldersgruppene i intervallet 35-49 år og de tre i intervallet 50-66 år. Vi har altså 12 persongrupper, dvs. 6 aldersgrupper og 2 kjønn, som vi har utført regresjonen på.

Grunnen for å bruke stor oppsplitting i persongrupper er ønsket om å finne eventuelle forskjeller i flyttemønstrene, og på bakgrunn av resultatene å finne ut hvilke grupper som eventuelt kan slås sammen. Den sammenslåing som allerede er foretatt er gjort ut fra antagelsen om relativt like flyttemønstre i de aktuelle grupper og for å redusere antall regresjoner.

I de følgende avsnitt skal vi ta for oss noen av resultatene fra regresjonene; først for bruttoutflyttingsrater, og så for bruttoinnflyttingsrater. Til slutt skal vi se på nettoinnflyttingsrater for de tre persongrupper Brun bruker i sin undersøkelse (Brun 1982) i lys av våre modeller, for å få en sammenligning mellom brutto- og nettostrømmenes avhengighet av stramheten på arbeidsmarkedet og for å få en sammenligning mellom de forskjellige modellene som er brukt her og av Brun.

4.2. Bruttoutflytting

I dette avsnittet presenteres og diskuteres resultater fra regresjoner utført på modellene (4.1), (4.2) og (4.3) når den avhengige variabelen $Y_{j,t}$ representerer bruttoutflyttingsrater.

4.2.1. Modellenes forklaringskraft

Vi skal her se på resultatene når det gjelder total forklaringskraft for de tre modellene (4.1), (4.2) og (4.3). Tabell 4.1 gir verdier for forklart varians (R^2) for de tre modellene fordelt etter kjønn og alder.

Det mest iøynefallende trekk ved resultatene må sies å være god tilpasning til modellene, forklart varians for modell (4.2) og (4.3) i intervallet fra 0,80 til 0,91 for alle 12 persongrupper.

For modell (4.2) og (4.3) er det små variasjoner i tilpasningen mellom de forskjellige aldersgrupper.

Likeledes er det små forskjeller mellom kjønnene med unntak av aldersgruppene 16-19 år og 25-29 år, hvor kvinner har noe bedre tilpasning til modellene enn menn.

Tilpasning til modell (4.1), dvs. modellen uten dummyvariabel for 1970, varierer i større grad mellom både aldersgrupper og kjønn. Tallene her vil ha interesse hvis en ønsket å vite i hvilke persongrupper overregistrering av flyttinger gjør størst utslag. Vi er imidlertid ikke opptatt av det her og nøyer oss derfor med den observasjonen at tilpasningen til modell (4.1) gjennomgående er vesentlig lavere enn for (4.2) og (4.3).

Tabell 4.1. Forklart varians i de tre modellene (4.1), (4.2) og (4.3) etter kjønn og alder. Bruttoutflytting.

Alders- gruppe \ Modell	Kvinner			Menn		
	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.1)	(4.2)	(4.3)
16-19	0,82	0,91	0,90	0,71	0,82	0,80
20-24	0,80	0,89	0,88	0,72	0,87	0,86
25-29	0,82	0,89	0,89	-	0,82	0,81
30-34	0,82	0,85	0,85	0,78	0,86	0,85
35-49	0,87	0,89	0,88	0,81	0,88	0,87
50-66	0,72	0,85	0,83	0,67	0,84	0,82

Overregistreringen av flyttinger i 1970 er med andre ord så stor at modellene med dummyvariabel til å fange opp denne effekten gir en bedre beskrivelse. Modell (4.1) vil derfor ikke bli behandlet mer i det følgende.

Den høye tilpasningen til modellene (4.2) og (4.3) skyldes i stor grad at modellene inneholder fylkesspesifikke konstantledd og en dummy-variabel for 1970 i tillegg til et års "lag" på bruttoutflyttingsraten. Hovedformålet i dette notatet er imidlertid å studere hvor stor del av tilpasningen det relative markedsleie kan forklare, og til dette sammenligner vi (4.2) og (4.3) fordi disse modeller bare er ulike med hensyn til forklaringsvariablen relativt markedsleie.

Tabell 4.1. viser at vi bare oppnår en marginal forbedring i forklart varians, opptil 0,02, ved å innføre relativt markedsleie i modellen (altså ved å gå fra modell (4.3) til (4.2)). Dette gir imidlertid bare uttrykk for den tilleggsforklaring vi oppnår ved å introdusere relativt markedsleie i en modell som allerede inneholder flere andre forklaringsvariable - og sier derfor ikke noe om hvor mye relativt markedsleie alene forklarer (av variasjonene i bruttoutflyttingsratene). Dette kommer av at vi må regne med at relativt markedsleie er korrelert med de andre forklaringsvariable som inngår i modellen. Forklaringsvariablene vil i så fall til en viss grad forklare det samme og forklaringsseffektene til variablene enkeltvis blir derfor ikke additive. En kan regne med at forklaringskraften til relativt markedsleie er større enn differansen mellom forklart varians for modell (4.2) og (4.3).

4.2.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft på bruttoutflyttingsratene

En så i forrige avsnitt at en modell med "lagget" flytterate, f.eks. (4.2) hadde høy forklaringskraft. I dette avsnittet skal vi se på forklaringsvariablen relativt markedsleie.

I avsnitt 3.2. ble det utledet en formel (3.32), som er et mål for denne variabelens forklaringskraft for bruttoutflyttingratene. Alle størrelsene som inngår i (3.32) blir estimert i modellene (4.2) og (4.3).

Tabell 4.2. gir verdiene for det relative markedsleiets forklaringskraft på bruttoutflyttingsratene fordelt etter kjønn og alder.

Forskjellen mellom kvinner og menn er relativt liten, men forskjellene mellom aldersgruppene er større. Forklaringen er størst for de to yngste og for den eldste aldersgruppen. I intervallet 25-49 år har arbeidsmarkedet svært liten forklaringskraft på bruttoutflyttingsratene.

Tabell 4.2. Arbeidsmarkedets andel av forklart varians* etter kjønn og alder. Bruttoutflytting.

Alders- gruppe \ Kjønn	Kvinner	Menn
16-19	0,23	0,19
20-24	0,22	0,17
25-29	0,08	0,11
30-34	0,02	0,03
35-49	0,08	0,02
50-66	0,17	0,15

* Denne størrelsen er her målt ved R_x^2 (se kap. 3).

4.2.3. Drøfting av de estimerte koeffisienter

I modell (4.2) inngår relativt markedsleie i to ledd; et ledd for tidspunkt t og ett ledd med ett års "lag". Det vi er interessert i her er det relative markedsleiets totale prediksjonskraft på bruttoutflyttingsratene. Ut fra drøftingen i kapittel 3 vet vi at koeffisienten b som estimeres i modell (4.2) vil ha en slik tolkning ut fra ligning (3.8).

Tolkningen av b blir da at en endring i det relative markedsleie på en tusendedel vil føre til at bruttoflytteraten endres med b /promille.

Tabell 4.3 angir estimatene for b , fordelt etter kjønn og alder. Estimatenes t -verdier er gitt i parentes.

I alle persongrupper er estimatene for b negative. Dette medfører at en positiv endring i det relative markedsleie dvs. en bedring på arbeidsmarkedet i et fylke, vil føre til en nedgang i bruttoutflytting fra fylket. Dette er i overensstemmelse med hva en ville vente.

Ved standard testmetode, t -test, finner en også at alle estimatene er signifikant forskjellige fra null på 5 prosent nivå.

Tabell 4.3. Estimert koeffisient for relativt arbeidsmarked i modell (4.2). etter kjønn og alder. t-verdier i parentes. Bruttoutflytting.

Alders- gruppe	Kjønn	
	Kvinner	Menn
16-19	- 678,9 (4,8)	- 415,6 (4,6)
20-24	- 828,3 (4,6)	- 556,0 (4,1)
25-29	- 302,4 (3,4)	- 415,0 (3,5)
30-34	- 158,8 (2,2)	- 187,8 (2,2)
35-49	- 105,4 (3,5)	- 93,6 (2,3)
50-66	- 90,7 (5,5)	- 81,0 (5,1)

Hos kvinner er koeffisienten mellom arbeidsmarkedsstramheten og flyttingene størst i arbeidsgruppene 16-19 år og 20-24 år, og noe sterkere i gruppen 20-24 år enn i gruppen 16-19 år. Deretter avtar koeffisienten sterkt til neste aldersgruppe, 25-29 år, og avtar videre gradvis med økende alder.

Hos menn er koeffisientene størst i de tre aldersgruppene 16-19 år, 20-24 år og 25-29 år, og blant disse størst i gruppen 20-24 år. Deretter avtar koeffisientene sterkt til neste aldersgruppe 30-34 år, og avtar videre gradvis med økende alder.

Mellom kjønnene er forskjellen størst i aldersgruppene 16-19 år og 20-24 år, og her er det hos kvinnene en finner sterkest sammenheng.

Alle disse resultatene må sies å være i overensstemmelse med teorier om flytting og arbeidsmarked. (Statistisk Sentralbyrå 1977).

Vi ser så på de fylkesspesifikke konstantledd:

Tolkningen av de fylkesspesifikke konstantledd blir at hvis arbeidsmarkedsstramheten for et fylke er likt med landsgjennomsnittet, dvs. at det relative markedsleie er null, vil fylkets konstantledd fortelle hvor nivået på bruttoutflyttingen fra fylket vil ligge.

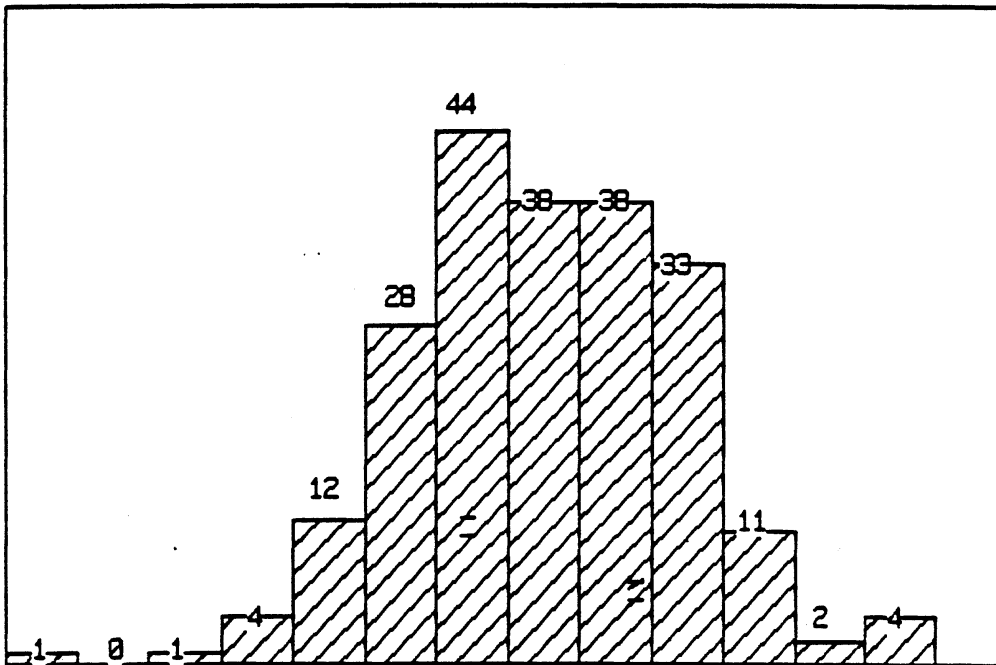
4.2.4. Residualanalyse og prediksjoner på modell (4.2) for menn 20-24 år

For persongruppen menn 20-24 år har vi foretatt en residualanalyse for modell (4.2) for å se om forutsetningen om at restleddene er NID $(0, \sigma^2)$ holder i praksis.

Plott av residualene over tid tyder ikke på at det eksisterer noe mønster eller avhengighet mellom observasjonene. Plott av residualene som funksjon av $X_{j,t}$ tyder ikke på heteroschedastisitet, dvs. residualvariansen varierer med $X_{j,t}$.

Til slutt har vi laget en frekvensfordeling av residualene (se figur 4.1). Denne kurven kan tilnærmet ses på som en normalfordeling, og residualene kan betraktes som trukket fra en normalfordeling.

Fig. 4.1. Frekvensfordeling av residualene fra modell (4.2) for gruppen menn 20-24 år.



For den samme persongruppen har vi også beregnet et fullstendig sett med prediksjoner for modell (4.2) og tegnet kurver for disse. I figur 1-18 i vedlegget er disse gjengitt sammen med de observerte verdier for flytteratene. Prediksjonene for år t er basert på observerte verdier for flytterater og relativt markedsleie fram til og med år $t-1$.

4.3. Bruttoinnflytting

I dette avsnittet diskuteres resultater fra regresjoner utført på modellene (4.1), (4.2) og (4.3), når den avhengige variabelen $Y_{j,t}$ er bruttoinnflyttingsrater. Siden modellene er de samme som de som ble brukt for bruttoutflyttingsratene i avsnitt 4.2, vil resonnementene som er knyttet til modellene bli analoge med de i avsnitt 4.2. Jeg vil derfor ikke gjenta alle disse her, men isteden referere resultater som er spesifikke for bruttoinnflyttingsratene og drøfte resultatene i sammenheng med resultatene for bruttoutflyttingen.

Drøftingen her vil følge samme mønster som i avsnitt 4.2.

4.3.1. Modellenes forklaringskraft

Tabell 4.4 gir verdier for forklart varians (R^2) for de tre modellene (4.1), (4.2) og (4.3) fordelt etter kjønn og alder.

For bruttoinnflyttingsratene har modell (4.2) og (4.3) høy forklart varians, men ligger jevnt over litt lavere enn de tilsvarende tall for bruttoutflyttingsratene. De fleste persongruppene ligger over 0,80. Et unntak her er dog aldersgruppen 30-34 år som ligger på mellom 0,70 og 0,73 for begge kjønn. Forskjellen mellom kjønnene er relativt liten.

Modell (4.1) har også her stort sett lavere tilpasning enn de to andre modeller, men forskjellene er her ikke så store som de var for bruttoutflyttingsratene. Konklusjonen blir imidlertid også her at vi oppnår en bedre modell, spesielt for enkelte persongrupper, når vi har med et ledd som justerer for overregistreringen av flyttinger i 1970. I det følgende vil vi derfor ikke se mer på modell (4.1).

4.3.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft på bruttoinnflyttingsratene

Her vil vi se på hvor stor del av variasjonen i bruttoinnflyttingsratene variabelen relativt markedsleie kan forklare. Tabell 4.5 gir verdiene for det relative markedsleiets forklaringskraft på bruttoinnflyttingsratene fordelt etter kjønn og alder.

Tabell 4.4. Forklart varians i de tre modellene (4.1), (4.2) og (4.3) etter kjønn og alder. Bruttoinnflytting.

Alders- gruppe \ Kjønn	Kvinner			Menn		
	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.1)	(4.2)	(4.3)
16-19	0,86	0,89	0,89	0,77	0,84	0,83
20-24	0,81	0,84	0,84	0,85	0,89	0,89
25-29	0,80	0,82	0,80	0,73	0,78	0,76
30-34	0,69	0,73	0,71	0,67	0,72	0,70
35-49	0,79	0,81	0,79	0,74	0,80	0,77
50-66	0,73	0,83	0,83	0,71	0,83	0,82

Tabell 4.5. Arbeidsmarkedets andel av forklart varians* etter kjønn og alder. Bruttoinnflytting.

Alders- gruppe \ Kjønn	Kvinner	Menn
	16-19	0,00
20-24	0,00	0,05
25-29	0,16	0,19
30-34	0,17	0,13
35-49	0,11	0,17
50-66	0,01	0,03

* Denne størrelsen er her målt ved R_x^2 (se kap. 3).

Forklaringskraften er her også lav og i gjennomsnitt lavere enn for bruttutflyttingsratene, men fordelingen på persongruppene er en annen. Mens vi for bruttutflytting fant den laveste forklaringskraften i aldersgruppene 25-29 år, 30-34 år og 35-49 år er det nettopp disse gruppene som har størst forklaringskraft her. Dette er i overensstemmelse med forutsetningene i DRØM (Lian og Sørensen 1983), hvor bruttutflyttingsratene for aldersgruppen 25-49 år holdes konstante, mens bruttoinnflyttingsratene (residualt bestemt) avhenger av stramheten på arbeidsmarkedet.

For aldersgruppene 16-19 år, 20-24 år og 50-66 år har det relative markedsleiet ubetydelig forklaringskraft på bruttoinnflyttingsratene, mens det er i disse aldersgruppene vi finner den høyeste forklaringskraften for bruttutflyttingsratene.

4.3.3. Drøfting av de estimerte koeffisienter

I dette avsnittet skal vi drøfte de estimerte koeffisientene i modell (4.2). Vi husker at koeffisienten b , kunne tolkes ut fra sammenhengen gitt ved ligning (3.8) (jfr. avsnitt 4.2.3). Tolkningen av b er altså at en endring i det relative markedsleiet på en tusendedel vil føre til at bruttoinnflyttingsraten endres med b /promille. Tabell 4.6 angir estimatene for b , fordelt på persongruppene, og med standardavvik gitt i parentes.

I alle persongruppene er estimatene for b positive. Dette medfører at en positiv endring i det relative markedsleiet i et fylke, fører til en økning i bruttoinnflyttingen til fylket. Dette er i overensstemmelse med hva en ville vente.

Estimatene for b i gruppene kvinner 16-19 år og kvinner 50-66 år er imidlertid ikke signifikant forskjellige fra null i følge t -testen på 5 prosent nivå.

Størrelsen på koeffisientene for stramheten på arbeidsmarkedet ligger i grove trekk på samme nivå som for bruttutflyttingen, men fordelingen på persongruppene er noe forskjellig. Forskjellen mellom kjønnene er her svært liten, unntatt for aldersgruppen 35-49 år hvor koeffisienten er noe større for menn enn for kvinner. Ellers er det i aldersgruppene 20-24 år, 25-29 år og 30-34 år at koeffisienten er størst hos begge kjønn, og blant disse aldersgruppene er det gruppen 25-29 år som har størst koeffisient. For den eldste aldersgruppen er koeffisienten ganske liten. Den største forskjellen fra resultatene for bruttutflytting er at den største virkningen av markedsleiet forekommer i 5 år eldre aldersgrupper.

Tabell 4.6. Estimert koeffisient for relativt arbeidsmarked i modell (4.2).
Etter kjønn og alder. t-verdier i parentes. Bruttoinnflytting.

Alders- gruppe \ Kjønn	Kvinner		Menn	
	16-19	260,1	(1,8)	230,6
20-24	483,5	(2,7)	424,8	(2,8)
25-29	554,1	(4,9)	694,4	(5,3)
30-34	410,6	(4,6)	465,8	(4,4)
35-49	134,6	(4,2)	235,1	(4,9)
50-66	15,9	(0,8)	38,0	(2,1)

4.4. Nettoinnflytting

I dette avsnittet presenteres og diskuteres resultater fra regresjoner utført på modellene (4.1), (4.2) og (4.3) når den avhengige variabelen $Y_{j,t}$ representerer nettoinnflyttingsrater.

Som nevnt tidligere er det grunn til å anta at virkningen av markedsleie er sterkere for nettoflyttetall enn for bruttoflyttestrømmer (se f.eks. Brun 1982 s. 12).

Det er derfor naturlig her å se på data også for nettoflyttinger på de samme modellene som ble brukt for bruttostrømmene. På den måten kan en sammenligne resultatene og se om relativt markedsleie har større forklaringskraft for nettoflytterater enn for bruttoflytterater, og se hvor sammenhengen er sterkest.

De modellene som er brukt her er satt opp spesielt med henblikk på å kunne finne det relative markedsleiets forklaringskraft på flyttingene uavhengig av andre variable og å se hvor sterk den funksjonelle sammenhengen er uavhengig av andre variable enn de regionsspesifikke konstantledd. Modellene her er således litt annerledes enn de Brun har brukt (Brun 1982), og for å ha mulighet til en sammenligning mellom disse modellene, har jeg for nettoflyttingenes del valgt å kjøre regresjoner for de tre persongruppene Brun bruker i sin rapport, nemlig; begge kjønn i alderen 25-49 år, menn i alderen 25-29 år og begge kjønn i alderen 16-66 år.

4.4.1. Modellenes forklaringskraft

Tabell 4.7. gir verdiene for de forskjellige modellenes forklaringskraft i de tre persongruppene.

Modell (4.2) har stor forklaringskraft for gruppene begge kjønn 25-49 år og begge kjønn 16-66 år, dvs. en forklart varians på 0,82. Dette er omtrent likt med de typiske verdier for denne modellen for bruttoflyttingene. I gruppen menn 25-29 år derimot er tilpasningen langt lavere. Brun forklarer dette med at persongruppen er så liten at det kan ligge mye tilfeldigheter bak nettoflyttingene.

Når forklart varians for modell (4.2) ligger høyere enn de resultatene Brun rapporterer for gruppene begge kjønn 16-66 år og menn 25-29 år, skyldes nok dette først og fremst at de modellene Brun har brukt for disse gruppene ikke har regionsspesifikke konstantledd. Den modellen Brun har brukt for gruppen begge kjønn 25-49 år inneholder seks regionsspesifikke konstantledd og har forklart varians på 0,80. Til forskjell fra resultatene for bruttostrømmene, mister ikke modellen mye av forklaringskraften for nettoflyttingene om dummy-variablen for 1970 sløyfes, dvs. ved å gå fra modell (4.2) til (4.1). Dette er også naturlig siden overregistrering av flyttinger til en viss grad vil utligne hverandre når en ser på nettostrømmene. Imidlertid er koeffisienten til dummy-variablen for 1970 i modell (4.2) signifikant forskjellig fra null for alle tre persongruppene.

Tabell 4.7. Forklart varians i de tre modellene (4.1), (4.2) og (4.3) etter persongruppe. Nettoinnflytting.

Person- gruppe \ Modell	(4.1)	(4.2)	(4.3)
Begge kjønn 25-49 år	0,81	0,82	0,78
Menn 25-29 år	-	0,53	0,41
Begge kjønn 16-66 år	0,80	0,82	0,74

Sløyfes derimot forklaringsvariablen relativt markedsleie fra modellen for nettoflyttingen, dvs. ved å gå fra (4.2) til (4.3), mister modellen mye av sin forklaringskraft. Dette tyder på at det relative markedsleiet har større forklaringskraft på nettoflyttingene enn på bruttoflyttingene.

4.4.2. Arbeidsmarkedets forklaringskraft

Analogt med det som ble gjort i avsnittene 4.2.2. og 4.3.2., skal vi her se på hvor stor forklaringskraft relativt markedsleie har på nettoinnflyttingsratene i de tre persongruppene. I gruppen begge kjønn 25-49 år

er forklart varians 0,32, i gruppen menn 25-29 år 0,28 og i gruppen begge kjønn 16-66 år 0,46.

Forklaringskraften er noe varierende, men er allikevel betydelig høyere enn for bruttoflyttingene.

4.4.3. Drøfting av de estimerte koeffisienter

Estimatene for b i modell (4.2) ble for gruppen begge kjønn 25-49 år 508,1 (69,0), for menn 25-29 år 1158,9 (151,6) og for begge kjønn 16-66 år 525,6 (51,7). (Estimatenes t -verdier er gitt i parentes).

Som nevnt i avsnitt 4.2.3, har b en tolkning ut fra ligning (3.8). Som ventet er det i gruppen menn 25-29 år en finner den største koeffisienten for relativt markedsleie, og denne koeffisienten er større enn den vi fant for bruttoflyttingene. For de andre persongruppene har vi ikke direkte sammenlignbare data for bruttoflyttingene, men grovt sett tyder resultatene på at vi har noe høyere koeffisientverdier for nettoflyttingene også her.

Tar vi nå for oss persongruppen begge kjønn 25-49 år, kan vi sammenligne de resultatene modell (4.2) gir og de Bruns modell gir (se Brun 1982 s. 21). I Bruns modell blir koeffisienten til relativt markedsleie estimert til 455, som er noe lavere enn vi fant. Dette skyldes delvis at Bruns koeffisient blir estimert ut fra en modell som ikke inneholder variabelen relativt markedsleie med ett års lag.

Når det gjelder de regionsspesifikke konstantledd, har de tolkning som attraktivitetsparameter for regionen som skyldes uobserverte forklaringsvariable. Hvis det relative markedsleie for fylke j ligger på samme nivå som landsgjennomsnittet vil nettoinnflyttingsraten til fylket være c_j .

Rangeres fylkene etter verdien på c_j fra estimeringen på modell (4.2), fås med avtagende attraktivitet; Aust-Agder, Nord-Trøndelag, Hedmark, Oppland, Buskerud, Troms, Vest-Agder, Østfold, Telemark, Nordland, Rogaland, Vestfold, Sogn- og Fjordane, Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag, Finnmark, Hordaland, Oslo og Akershus.

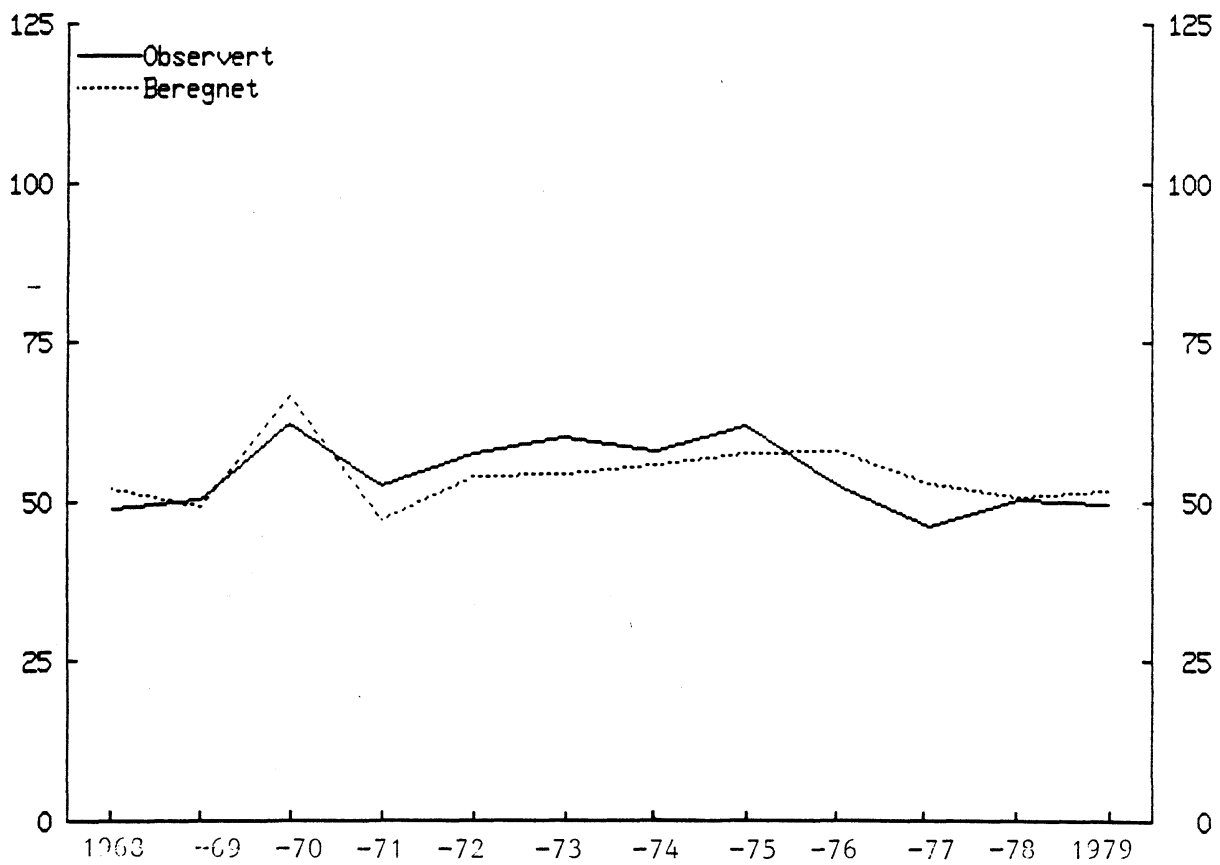
Brun har gruppert fylkene i seks regioner utfra hvordan kurven for det relative markedsleiet ligger i forhold til kurven for nettoflyttingene for fylkene (Brun 1982 s. 21). Disse regionene er så gitt hvert sitt konstantledd. Dersom en med utgangspunkt i de fylkesspesifikke konstantleddene, estimert i modell (4.2), skulle gruppere fylkene i seks regioner, ville en med relativt små forandringer få den samme regionsinndelingen.

Forandringene består i at fire fylker flyttes til en tilgrensende region enten med høyere eller lavere attraktivitet. Brun påpeker imidlertid (se Brun 1982, s. 22) at de regionsspesifikke konstantledd også vil fange opp målefeil i de indikatorene som er brukt ved beregningen av det relative markedsleiet, slik at de ikke ukritisk kan tolkes som et mål for regionens attraktivitet.

L I T T E R A T U R

- Berge, Arne (1973): Kvalitetsanalyse av Byråets data for innenlandske flyttinger, 1970-1971. Statistisk Sentralbyrå. Arbeidsnotater 73/13.
- Box og Jenkins (1970): Time Series Analysis. Holden-Day.
- Brun, Stein Erland (1982): Nettoflytting og arbeidsmarked i fylkene. Statistisk Sentralbyrå. Rapporter 82/6.
- Brun, Stein Erland (1981): Tilgangen på arbeidskraft i fylkene for årene 1971-1979. Statistisk Sentralbyrå. Rapporter 81/10.
- Lian, J.I. og Sørensen K.Ø. (1983): Økonomiskdemografisk modellsystem for regional befolkningsfordeling (DRØM). Statistisk Sentralbyrå, Interne notater 83/2.
- Statistisk Sentralbyrå (1977): Flyttmotivundersøkelsen 1972. Samfunnsøkonomiske studier nr. 35.
- Weisberg, Sanford (1980): Applied Linear Regression. John Wiley & Sons.

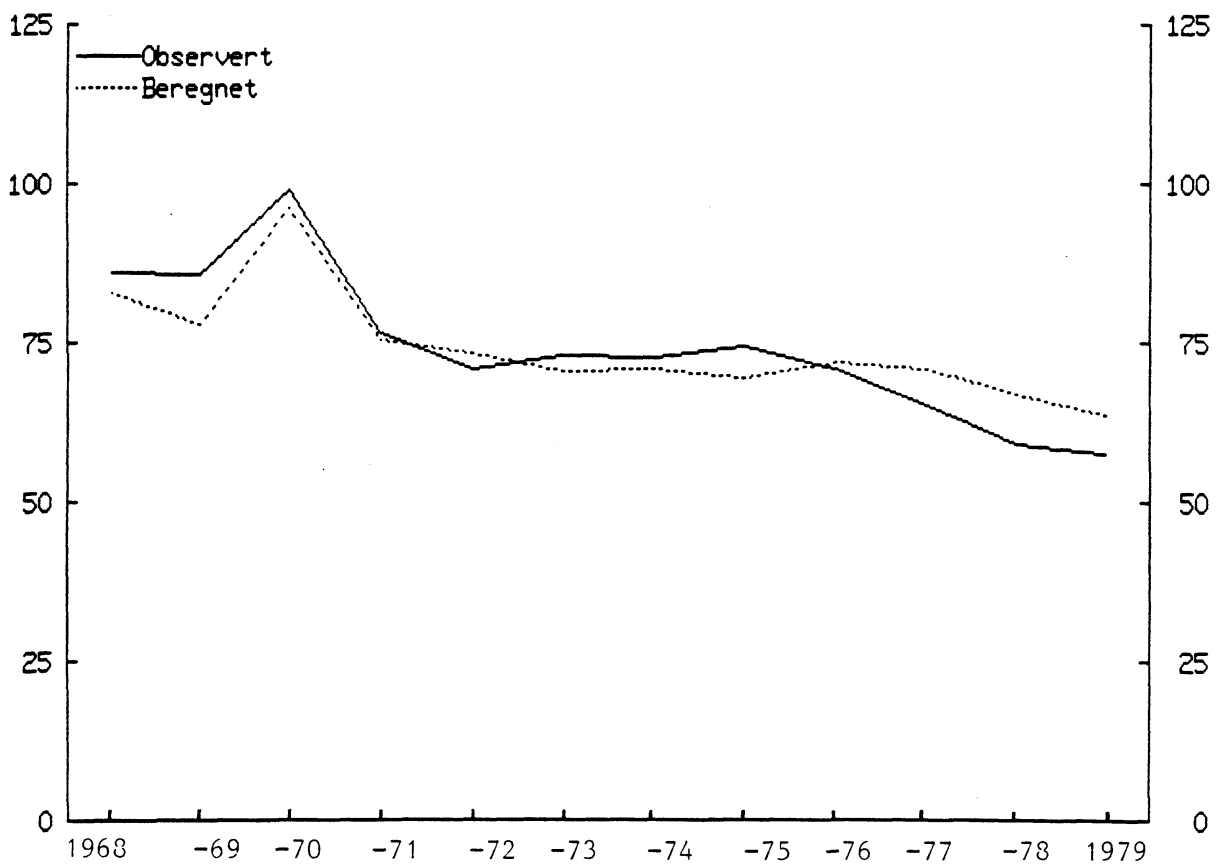
Figur 1
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Østfold



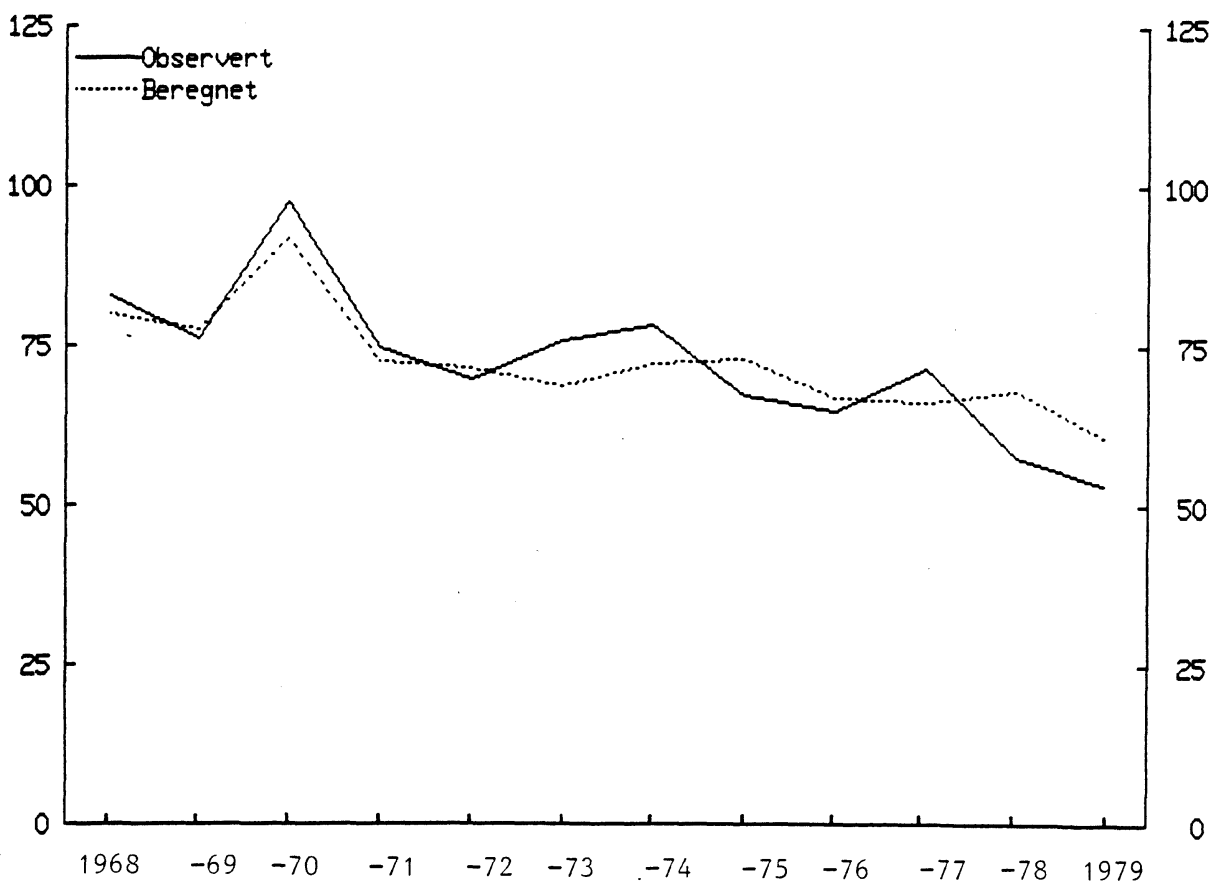
Figur 2
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Oslo og Akershus



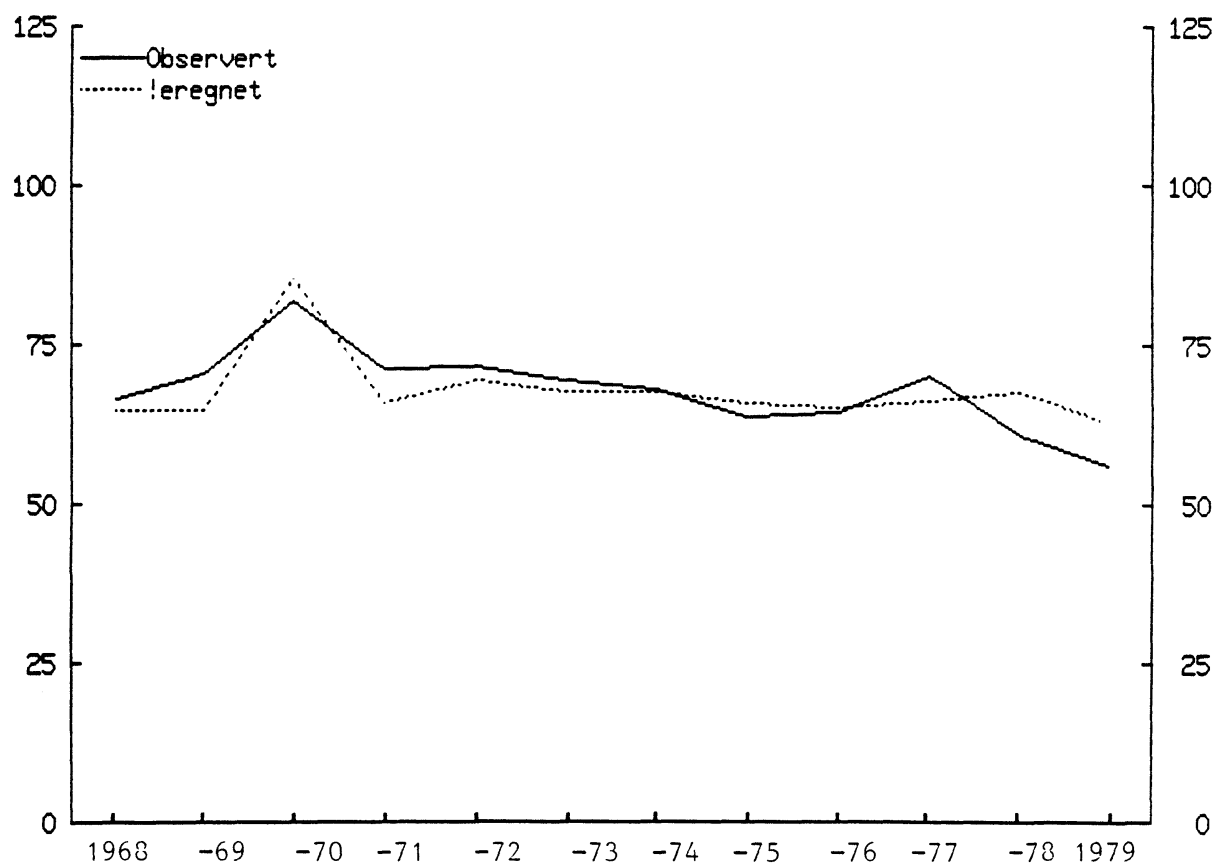
Figur 3
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Hedmark



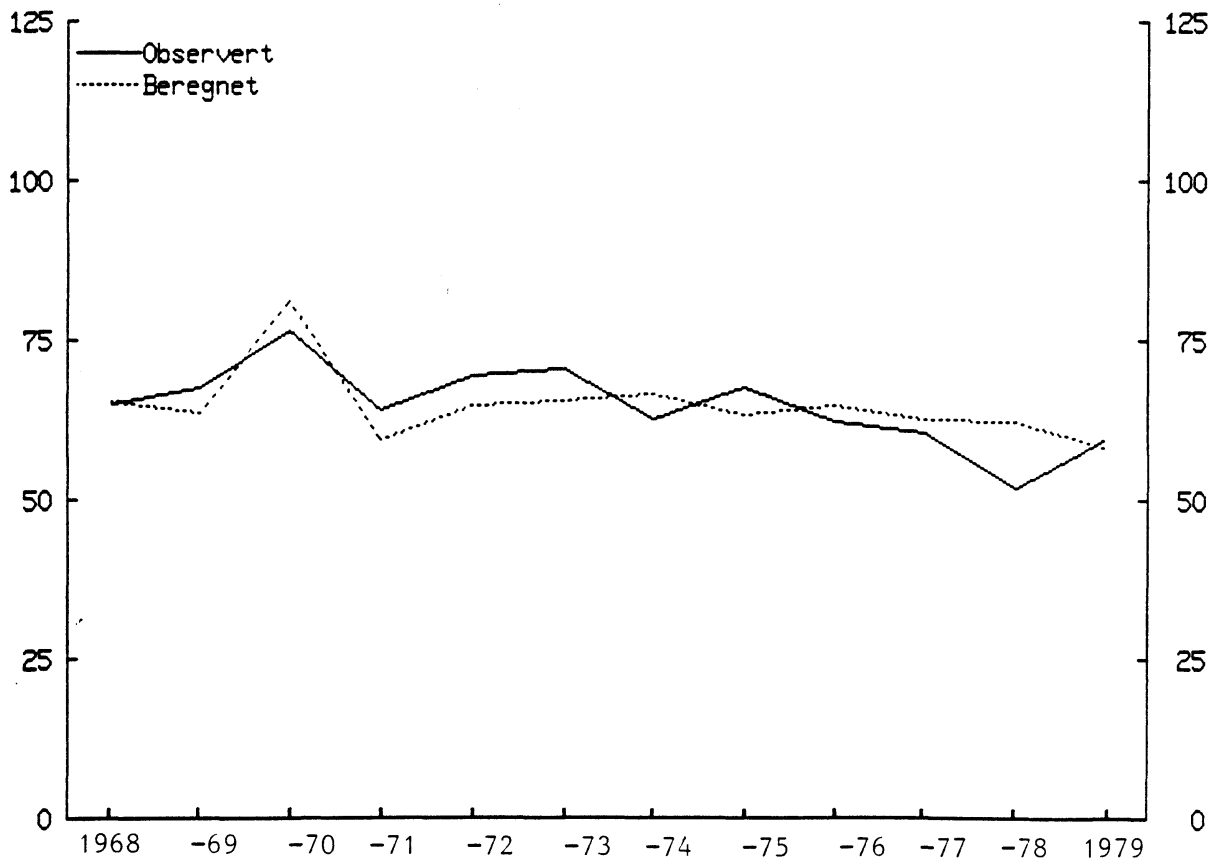
Figur 4
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Oppland



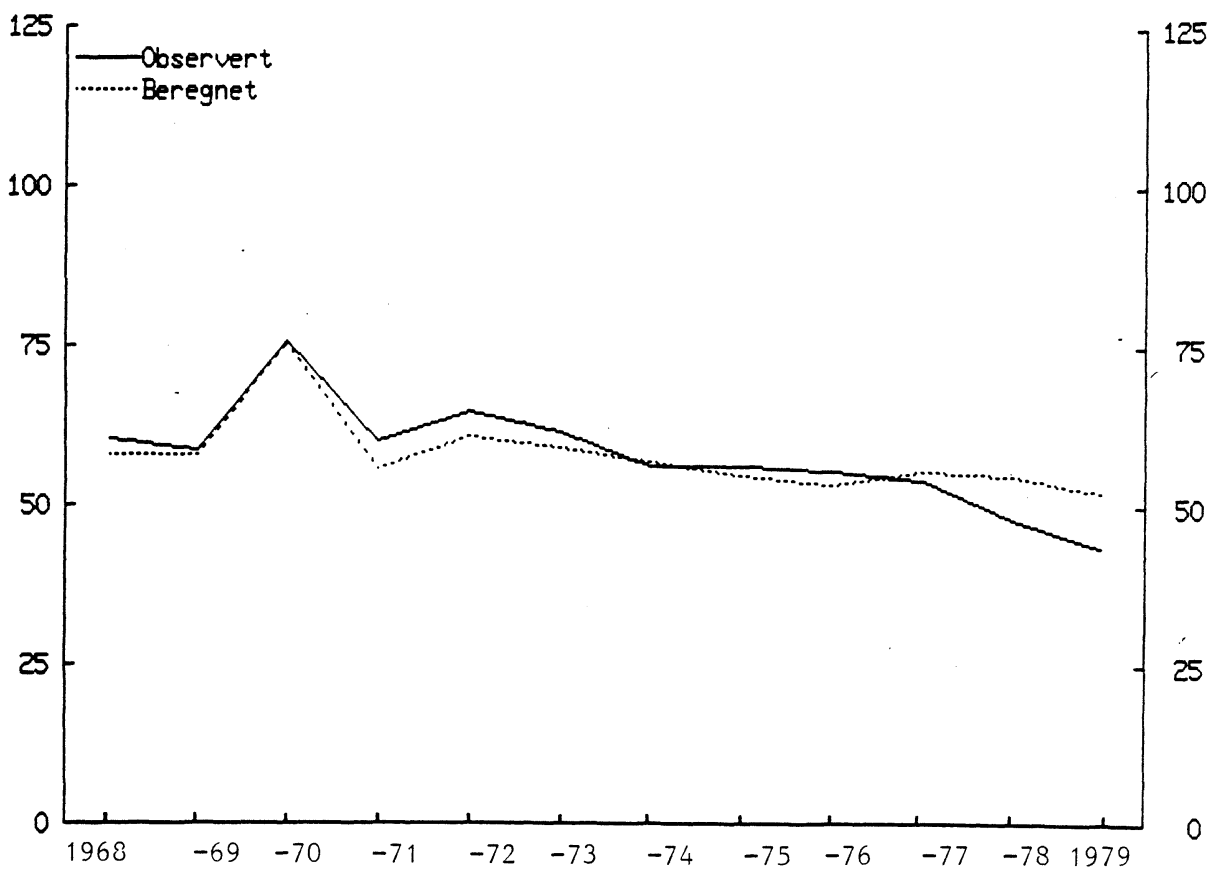
Figur 5
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Buskerud



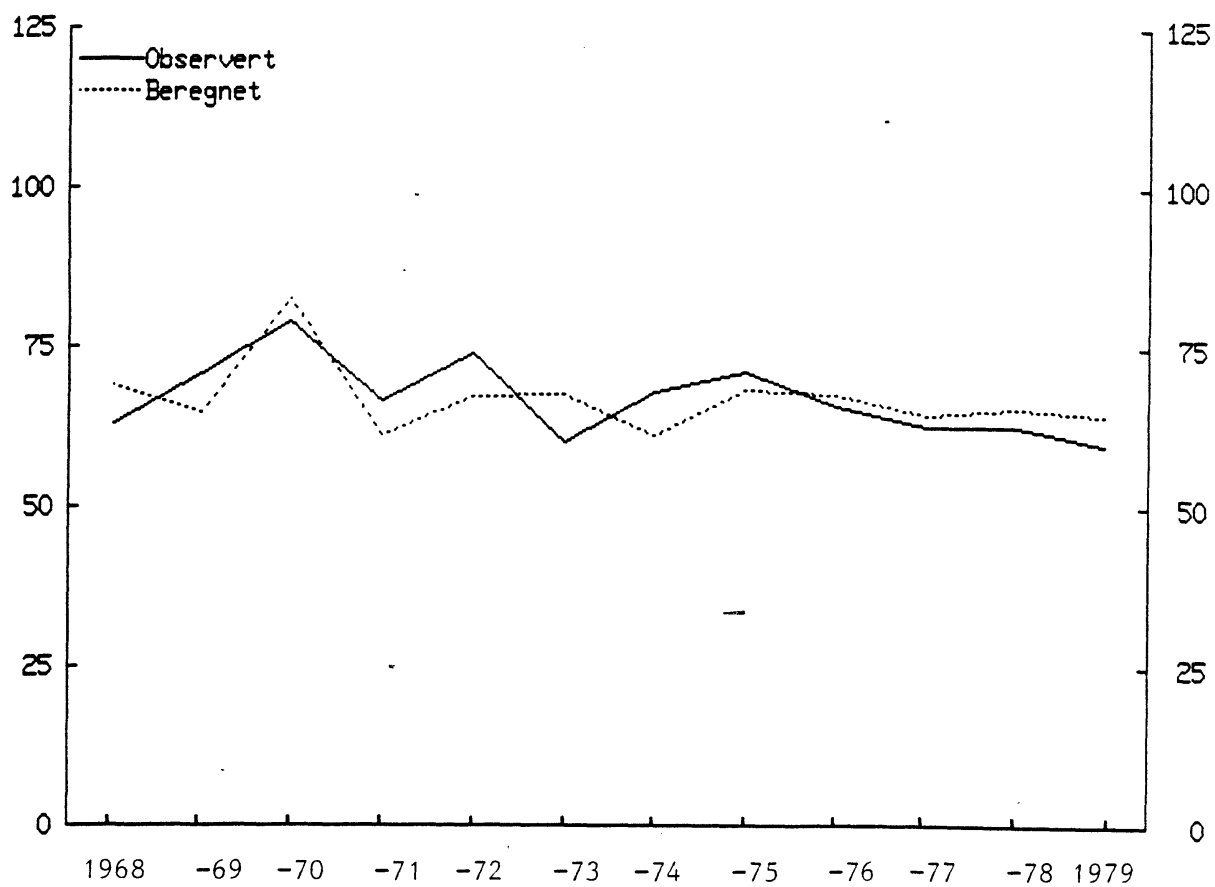
Figur 6
Observert og beregnet bruttutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Vestfold



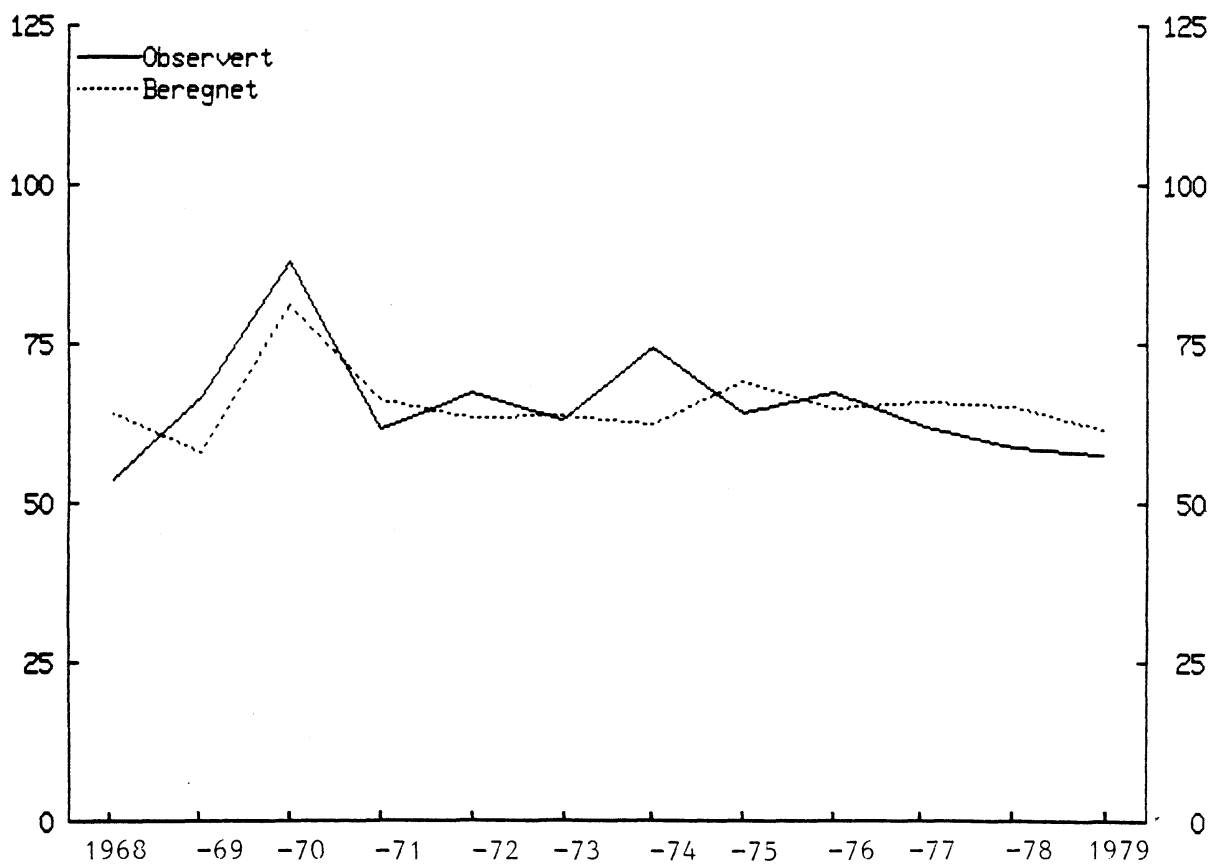
Figur 7
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Telemark



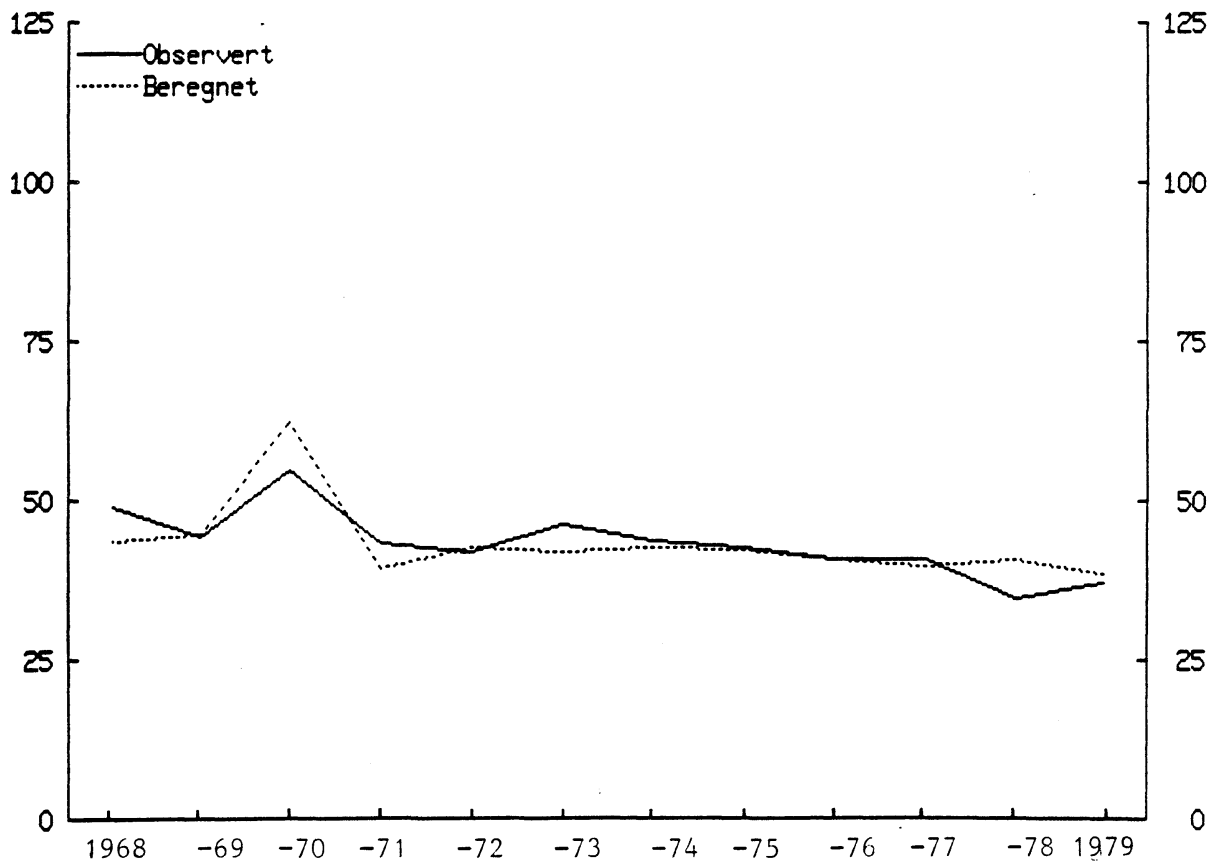
Figur 8
Observert og beregnet bruttutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Aust-Agder



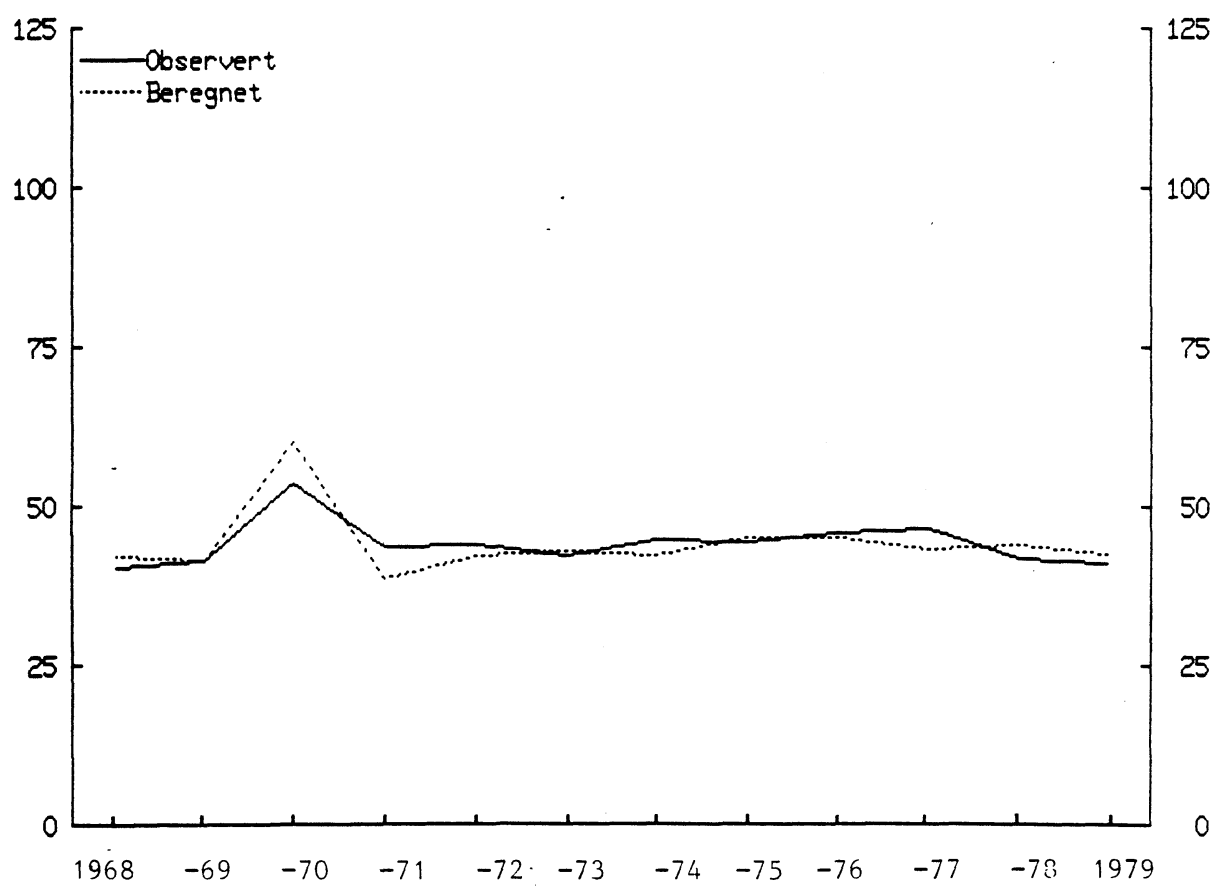
Figur 9
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Vest-Agder



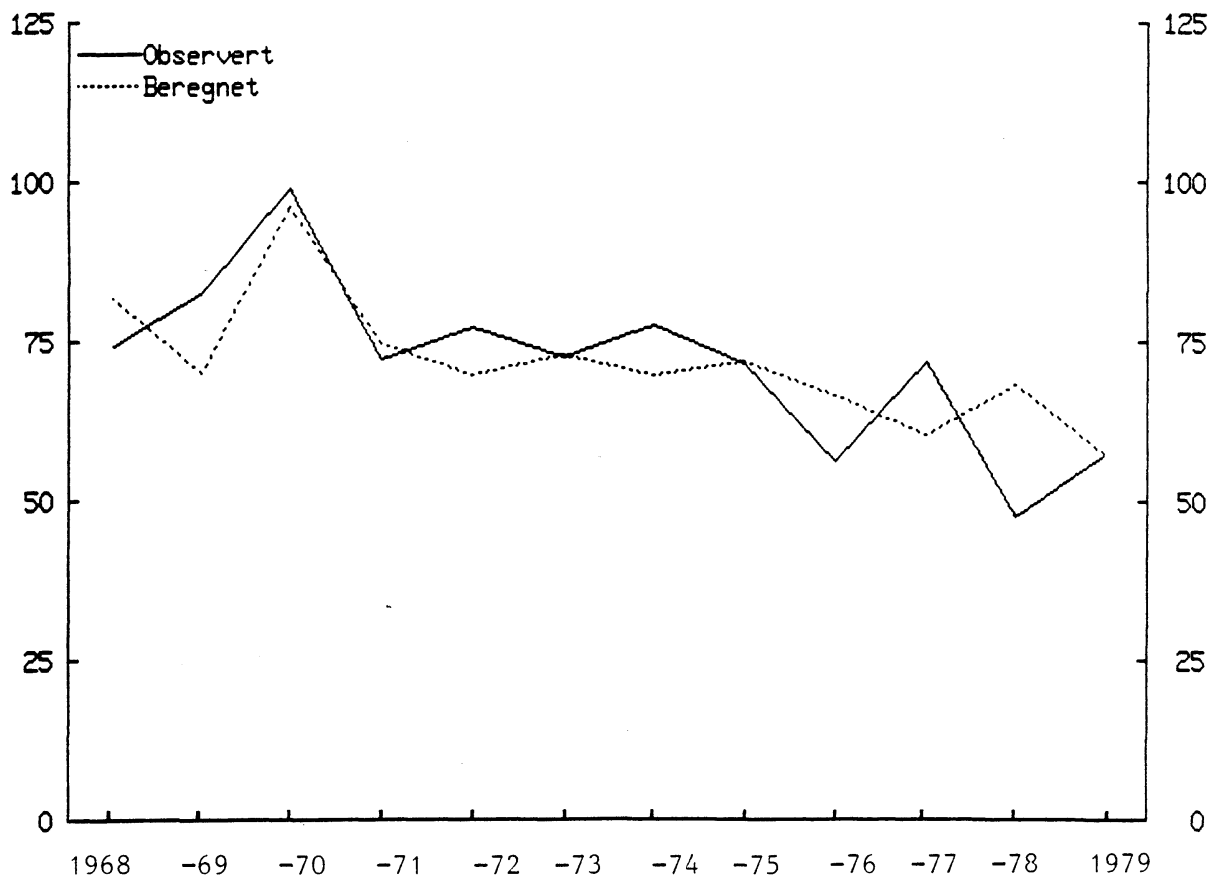
Figur 10
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Rogaland



Figur 11
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Hordaland

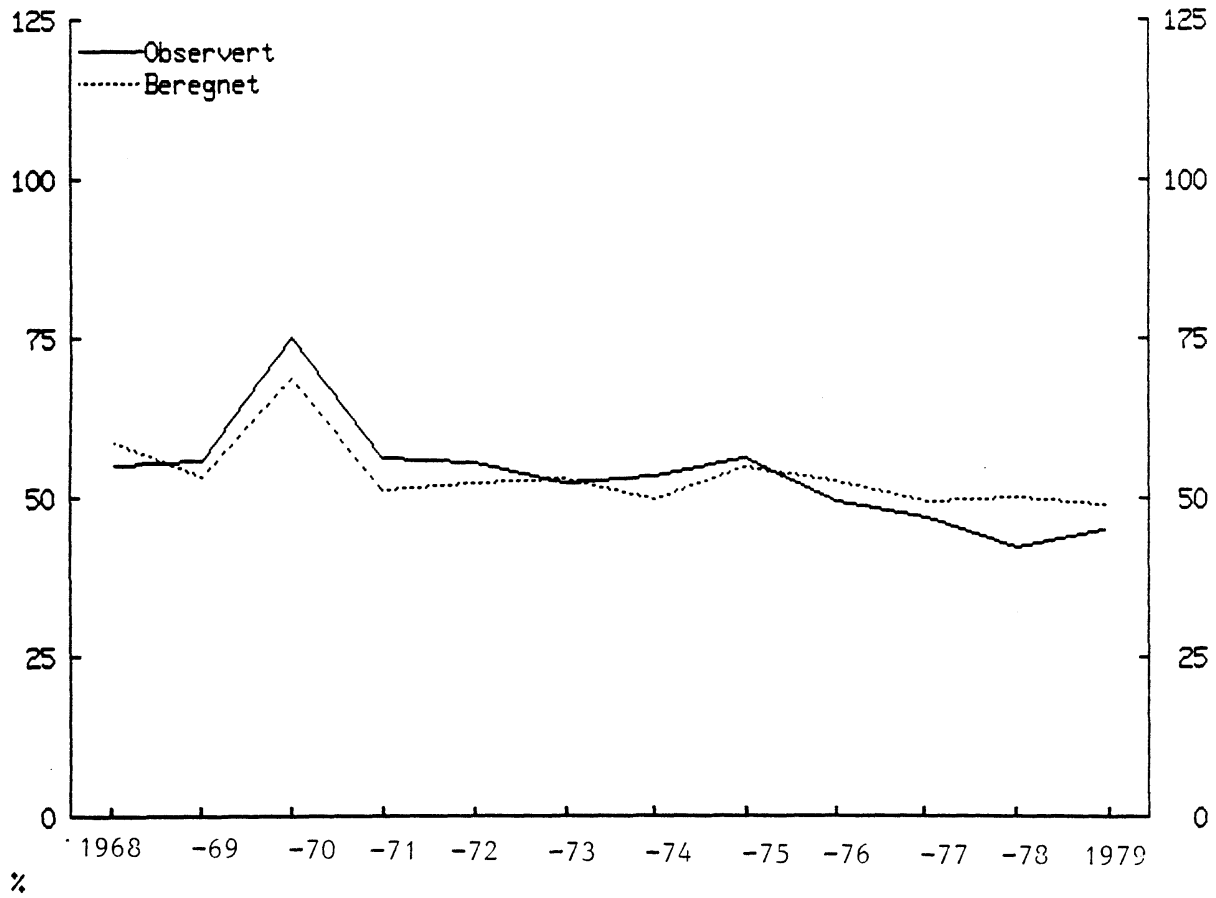


Figur 12
Observert og beregnet bruttutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Sogn og Fjordane

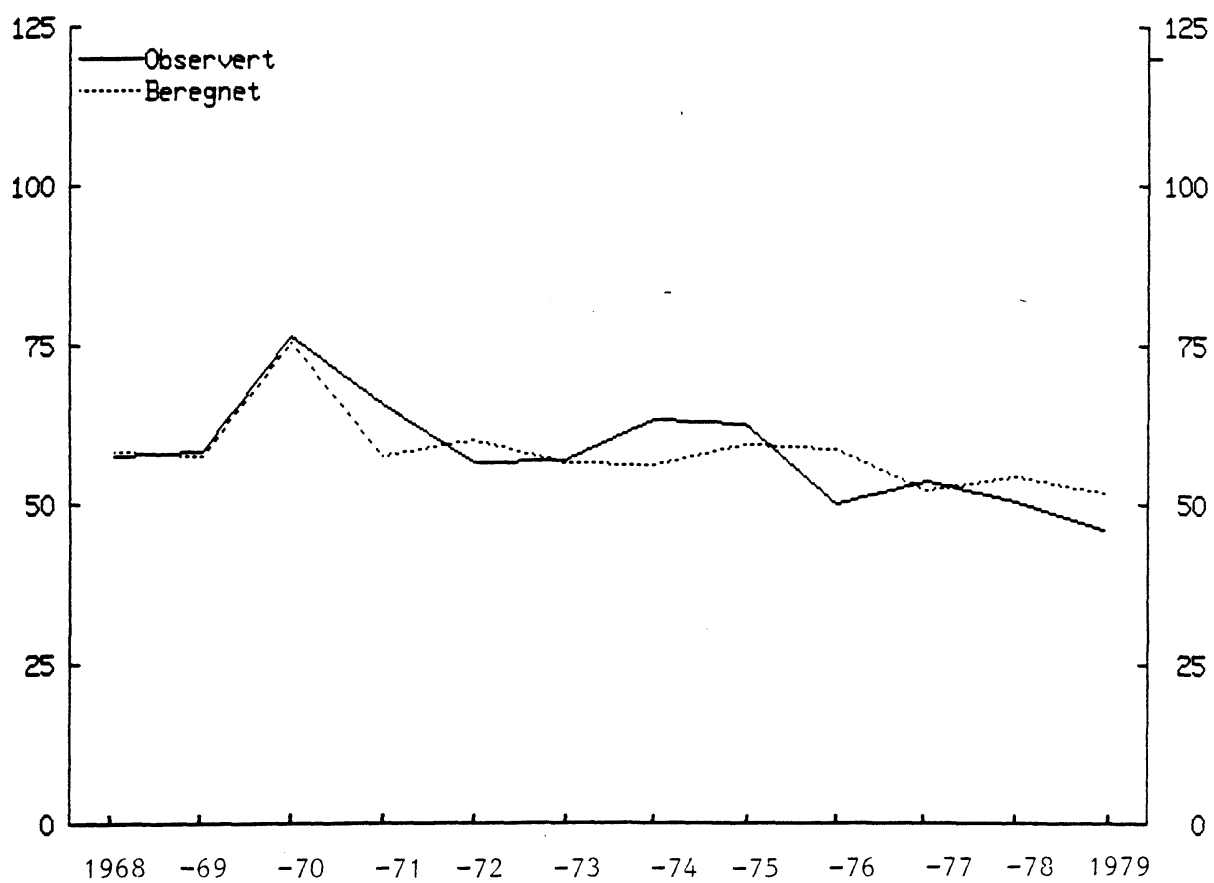


Figur 13

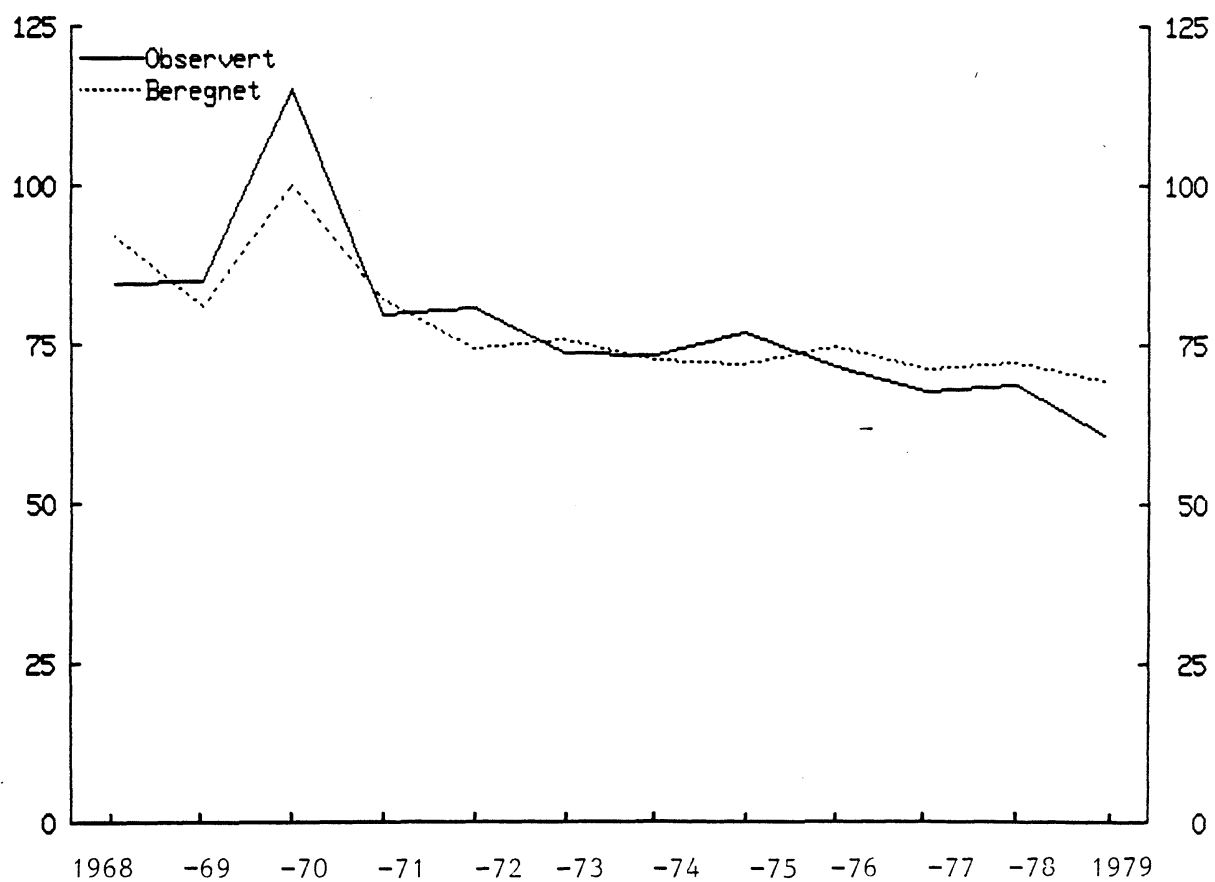
Observert og beregnet brutt utflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Møre og Romsdal



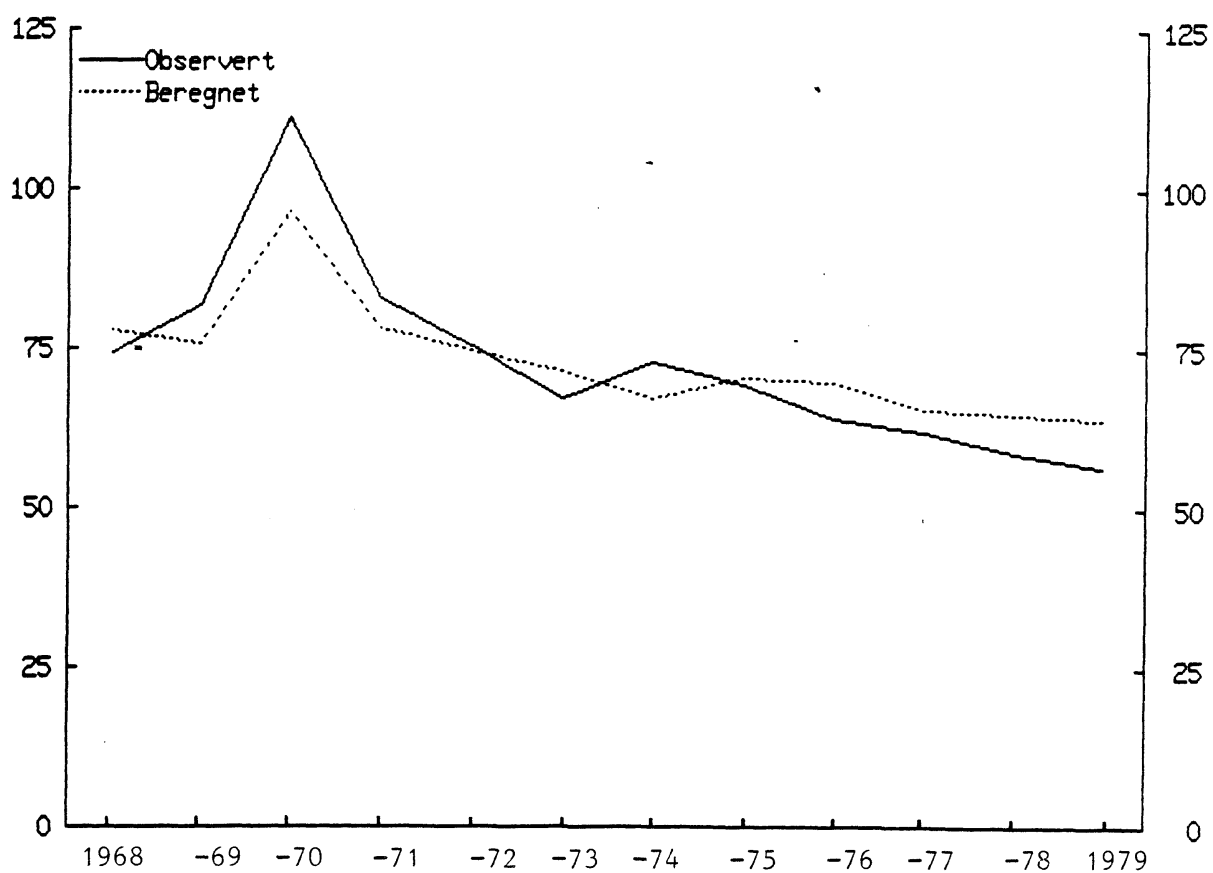
Figur 14
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Sør-Trøndelag



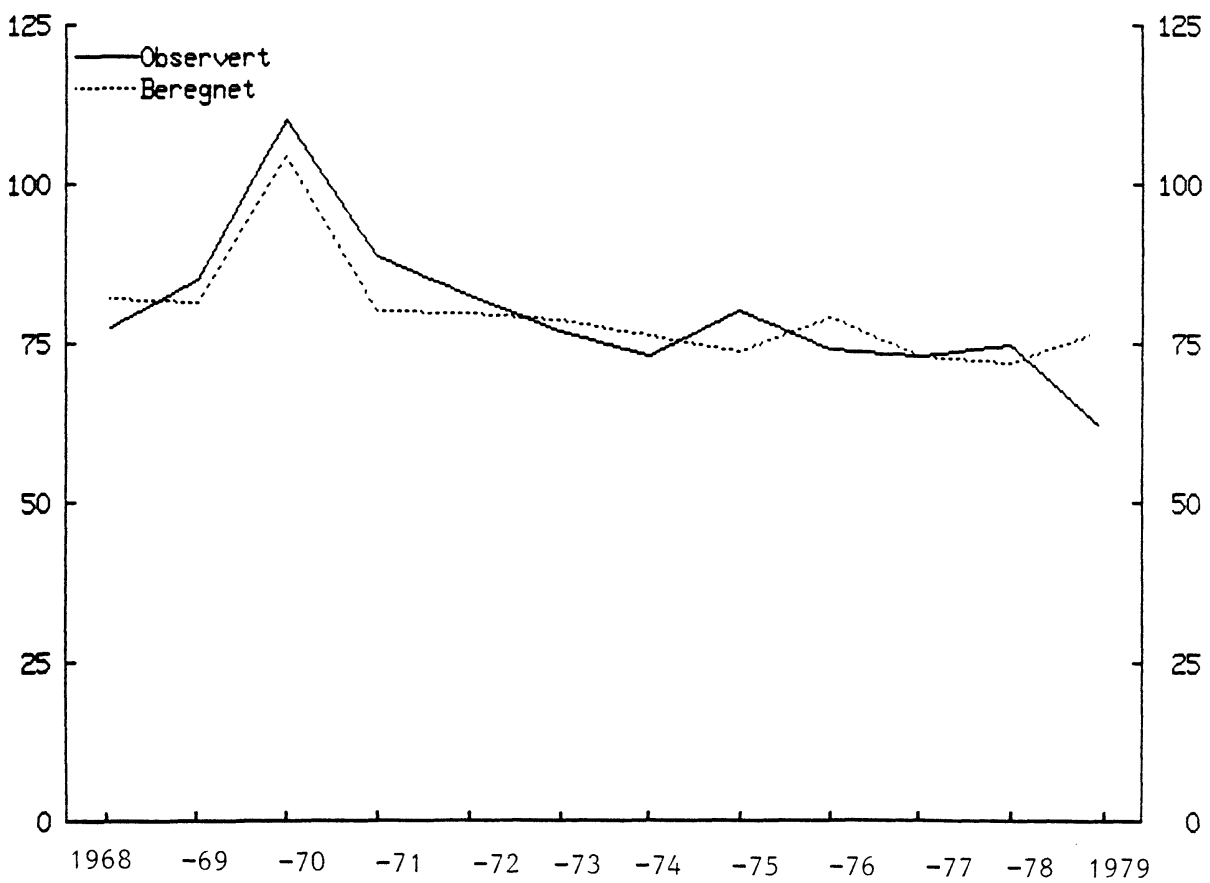
Figur 15
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Nord-Trøndelag



Figur 16
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Nordland



Figur 17
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Troms



Figur 16
Observert og beregnet bruttoutflytting pr. tusen personer
i gruppen menn 20-24 år for Finnmark

