

021

FAGRAPPORT

Atkomst til lokale naturområder
og deltakelse i friluftsliv blant
byfolk

Odd Gåsdal



NINA • NIKU

NINA Norsk institutt for naturforskning

Atkomst til lokale naturområder
og deltakelse i friluftsliv blant
byfolk

Odd Gåsdal

NINA•NIKUs publikasjoner

NINA•NIKU utgir følgende faste publikasjoner:

NINA Fagrapport

NIKU Fagrapport

Her publiseres resultater av NINAs og NIKUs eget forskningsarbeid, problemoversikter, kartlegging av kunnskapsnivået innen et emne, og litteraturstudier. Rapporter utgis også som et alternativ eller et supplement til internasjonal publisering, der tidsaspekt, materialets art, målgruppe m.m. gjør dette nødvendig.

Opplag: Normalt 300-500

NINA Oppdragsmelding

NIKU Oppdragsmelding

Dette er det minimum av rapportering som NINA og NIKU gir til oppdragsgiver etter fullført forsknings- eller utredningsprosjekt. I tillegg til de emner som dekkes av fagrapportene, vil oppdragsmeldingene også omfatte befæringsrapporter, seminar- og konferanseforedrag, årsrapporter fra overvåkningsprogrammer, o.a.

Opplaget er begrenset. (Normalt 50-100)

Temahefter

Disse behandler spesielle tema og utarbeides etter behov bl.a. for å informere om viktige problemstillinger i samfunnet. Målgruppen er "almenheten" eller særskilte grupper, f.eks. landbruket, fylkesmennenes miljøvernavdelinger, turist- og friluftlivskretser o.l. De gis derfor en mer populærfaglig form og med mer bruk av illustrasjoner enn ovennevnte publikasjoner.

Opplag: Varierer

Fakta-ark

Hensikten med disse er å gjøre de viktigste resultatene av NINA og NIKUs faglige virksomhet, og som er publisert andre steder, tilgjengelig for et større publikum (presse, ideelle organisasjoner, naturforvaltningen på ulike nivåer, politikere og interesserte enkeltpersoner).

Opplag: 1200-1800

I tillegg publiserer NINA og NIKU-ansatte sine forskningsresultater i internasjonale vitenskapelige journaler, gjennom populærfaglige tidsskrifter og aviser.

Gåsdal, O. 1996. Atkomst til lokale naturområder og deltakelse i friluftsliv blant byfolk. - NINA fagrapport 021:1-54.

Oslo, september 1996

ISSN 0805-469X

ISBN 82-426-0718-4

Forvaltningsområde

Norsk: Friluftslivsforskning

Engelsk: Outdoor recreation

Rettighetshaver:

NINA•NIKU

Stiftelsen for naturforskning og kulturminneforskning

Publikasjonen kan siteres fritt med kildeangivelse

Redaksjon:

Erik Framstad

NINA, Oslo

Design og layout:

Klaus Brinkman

NINA, Oslo

Sats: NINA•NIKU

Trykk: Melsom A/S, Torp

Opplag: 400

Trykt på svanemerket papir

Kontaktadresse:

NINA•NIKU

Tungasletta 2

7005 Trondheim

Tel: 73 580 500

Tilgjengelighet: Åpen

Prosjekt nr.: 15450

Ansvarlig signatur:



Oppdragsgiver:

Direktoratet for naturforvaltning

Referat

Gåsdal, O. 1996. Atkomst til lokale naturområder og deltakelse i friluftsliv blant byfolk. - NINA fagrapport 021:1-54.

Vi har undersøkt effektene av atkomstveienes egenskaper etc. på turantall og valg av reisemåte blant potensielle besøkende i bynære naturområder. Data ble skaffet gjennom spørreundersøkelser foretatt blant voksne innbyggere som var tilfeldig utvalgt fra Trondheims registrerte befolkning. Analysemetodene omfatter nullinflatert negativ binomial regresjon anvendt på turantalldata, og valgbasert samvalgsanalyse. Resultatene bekrefter at avstander, mellomliggende muligheter, områdepreferanser og aktivitetspreferanser påvirker antallet turer en tar til hvert enkelt lokalt naturområde. Resultatene indikerer også at forskjellige sider ved avstandene, folks preferanser og deres sosio-økonomiske karakteristika etc. påvirker det samlede antallet turer de tar til lokale naturområder såvel som den samlede deltakelsen i friluftsliv innenfor Trondheims grenser. Vi fant imidlertid bare svake tegn på at det er sammenheng mellom avstandene til naturområdene og total deltakelse i friluftsliv (både lokalt og andre steder), og vi så ingen tegn på sammenheng mellom avstand til naturområdene og deltakelse i uteaktiviteter generelt. Avstander og antall kryssinger av trafikkerte veier etc. har statistisk signifikante effekter på reisemåtevalg. Samvalgsanalyse (analyse av hypotetiske valg av turmål og reisemåte) indikerer dessuten effekter av parkeringsavgifter og atskillelse av gangveier og motorisert trafikk etc. på reisemåtevalget, og i noen grad også på turmålvalget. Vi finner imidlertid ingen indikasjoner på at den relative mengden av grønne omgivelser (vegetasjon) i forhold til konstruerte omgivelser langs atkomstveiene, har betydning for de hypotetiske reisemåte- og turmålvalgene.

Emneord: Friluftsliv, deltakelse, tilgjengelighet, naturområder, sosiologi

Odd Gåsdal, Sosiologisk institutt, Universitetet i Bergen, Fosswinckelsgate 6, 5007 Bergen

Abstract

Gåsdal, O. 1996. Access to local nature areas and participation in outdoor recreation among city dwellers. - NINA fagrapport 021:1-54.

We have studied the effects of access route attributes etc. on trip frequency and travel mode choices in potential visitors to nature areas on the urban fringe. Data were obtained from surveys conducted among residents randomly sampled from Trondheim's registered adult population. Methods of analysis include negative binomial hurdle regression performed on trip count data, and choice based conjoint analysis. Results confirm that distances, intervening opportunities, area preferences and activity preferences affect the number of trips taken to each local nature area. Results also indicate that distances to areas, preferences and socio-economic characteristics etc. affect the average person's total number of trips to local nature areas, as well as each person's total participation in outdoor recreation within Trondheim's municipality borders. There are, however, only weak evidence for an association between distances to nature areas and overall participation in nature based recreation (both local and non-local), and no signs of any effect of distances to nature areas on outdoor activities in general (both nature based and non-nature based). Distance and number of traffic crossings have significant effects on actual travel mode choices. Conjoint analysis, (analysis of hypothetical trip destination/travel mode choices), also indicate significant effects of parking fees and separation of pedestrian from motorized traffic on travel mode choices, and to some degree also on recreation site choices. There are no indications, however, that the relative amount of green surroundings (vegetation) compared to human constructions along the access route, has any impact on the hypothetical trip destination and travel mode choices.

Key words: Outdoor recreation, participation, access, nature areas, sociology

Odd Gåsdal, Department of Sociology, University of Bergen, Fosswinckelsgate 6, N-5007 Bergen, Norway.

Forord

Denne rapporten er skrevet på oppdrag fra Direktoratet for Naturforvaltning (DN). Den ble påbegynt i november 1995 da jeg var ansatt ved NINA og nesten fullført våren 1996 da jeg var ansatt ved Institutt for økonomi og samfunnsfag på Norges landbrukshøgskole. Siste finpuss er foretatt i min nåværende stilling ved Sosiologisk institutt, Universitetet i Bergen. Rapporten bygger på dr.polit.-avhandlingen min. Også arbeidet med denne ble utført ved NINA med støtte fra DN. En del av resultatene som presenteres i denne rapporten avviker fra de en finner i avhandlingen. Dette skyldes dels at framstillingen er forenklet gjennom sammenslåing av friluftaktivitetstyper, men det skyldes også at sammenhengene mellom avstander og faktisk deltakelse er analysert med mer adekvate statistiske metoder enn i avhandlingen. I den grad avhandlingen og denne

rapporten motsier hverandre, kommer oppfatningen min pr. i dag til uttrykk i rapporten.

Nytt i rapporten er blant annet også kartillustrasjonene. Jeg skylder Landbruksavdelingen hos Fylkesmannen i Sør-Trøndelag takk for tilatelsen til å bruke det digitale landbrukskartet for Trondheim som underlag for disse illustrasjonene. Takk også til Bodil Wilmann og Lars Kvenild ved NINA i Trondheim for arbeidet med digitalisering av kartdata og sammenkobling av nytt datamateriale med landbrukskartdataene, samt til Klaus Brinkmann ved NINA i Oslo for hjelp til å redusere de grafiske skadevirkningene av min egen uvørne omgang med karttegningsprogrammer og annet grafisk instrumentarium. Torild Hage ved DN skal også ha takk for kommentarer til førsteutkastet.

Bergen, juli 1996

Odd Gåsdal

Innhold

	side		side
Referat	3	5 Atkomstens betydning for bruken av friluftsområder ..	23
Abstract	3	5.1 Oversikt over kapitlet	23
Forord	4	5.2 Områder for friluftsliv i Trondheim	23
Tabelloversikt	6	5.3 Trondheimsfolks friluftsliv - avgrensninger og omfang ..	24
Figuroversikt	7	5.4 Avstand og deltakelse	26
1 Bakgrunn og problemstillinger	8	5.4.1 Valget av avstands- og preferansemål etc.	26
1.1 Bakgrunn	8	5.4.2 Avstandens effekter på bruken av de enkelte naturområdene	27
1.2 Problemstillinger	8	5.4.3 Avstandenes betydning for bruken av område- typer og deltakelsen i aktivitetsgrupper	31
2 Teorier om deltakelse i friluftsliv	9	5.4.4 Avstandenes betydning for samlet lokal bruk av naturområder og samlet lokal deltakelse i friluftsliv	32
2.1 Hva mener vi med friluftsliv?	9	5.4.5 Sammenhengene mellom lokal deltakelse i friluftsliv og diverse kontrollvariable	33
2.2 Perspektiver på deltakelse i friluftsliv	9	5.4.6 Avstandenes betydning for total deltakelse i friluftsliv og samlet lokal uteaktivitet overhodet. 35	35
2.2.1 Barrierer og behov	9	5.5 Atkomstegenskaper, reisemåte og bruk av frilufts- områdene	36
2.2.2 Tilbud og etterspørsel	10	5.5.1 Avstand og valg av reisemåte	36
2.3 Preferanser og motiver	10	5.5.2 Forskjellige atkomstegenskapers betydning for hypotetiske valg av reisemåte og reisemål	37
2.4 Teorier om preferansene for friluftsliv	10	5.5.3 Forskjellige atkomstegenskapers betydning for faktiske valg av reisemåte	39
2.4.1 Generelt om preferansedannelse	10	6 Oversikt og drøfting	42
2.4.2 Variasjon i aktivitetsspesifikke biologisk bestemte disposisjoner for deltakelse	11	6.1 Problemstillinger og data	42
2.4.3 Variasjon i generelle biologisk bestemte disposisjoner for deltakelse	11	6.2 Teoretiske tilnærminger	42
2.4.4 Variasjon i erfaring og opplæring til deltakelse ..	12	6.3 Presentasjon og drøfting av resultatene	43
2.4.5 Variasjon i «indre barrierer» mot deltakelse i friluftsliv	14	7 Sammendrag	46
2.5 Konklusjoner	15	8 Summary	47
3 Ressursbegrensninger og tilbud	16	9 Litteratur	49
3.1 Ressursbeskrankingene tid, inntekt, ferdigheter, helse/energi og utstyr	16	Vedlegg 1	51
3.2 Tilbudet av muligheter for friluftsliv	17	Vedlegg 2	53
4 Data og metode	20		
4.1 Data	20		
4.2 Datas representativitet	21		
4.3 Analyseteknikker	21		
4.3.1 Undersøkelse av faktiske turfrekvenser	21		
4.3.2 Undersøkelse av hypotetiske reisemåte/reisemålvalg	21		

Tabelloversikt

- Tabell 5.1** Deltakelse i ulike uteaktiviteter innenfor Trondheims grenser og totalt fra 1. mai til 1. uke i desember 1991. Gjennomsnittlig antall dager per respondent. Prosent og antall deltagende respondenter. Etter aktivitet. Participation in various outdoor activities within Trondheim's borders and overall from 1 May to first week of December 1991. Average number of days per respondent. Percentage and number of participating respondents. By activity.....25
- Tabell 5.2** Turer til naturområdene i Trondheim mellom 1. mai og første uke i desember 1991, og mellom 1. mai og første november 1993. Gjennomsnitt og standard avvik for alle respondenter. Områdenes andel av totalt turantall. Trips to Trondheim's nature areas from 1 May to first week of December 1991, and from 1 May to 1 November 1993. Per respondent averages and standard deviations. Areas' percentages of total trip number.26
- Tabell 5.3** Svar på spørsmålet: «Hvor interessert vil du si at du selv er i friluftsliv og turer i naturen sammenlignet med folk flest?» Prosent. Answers to the question: «How interested would you say that you are in outdoor recreation and trips to nature areas compared to other people in general?» Percentages.27
- Tabell 5.4** Svar på ulike spørsmål som ble innledet med: «Hvis forholdene lå til rette, hvor interessert ville du da vanligvis være i:» Prosent. Answers to various questions opened with the phrase: «If conditions were favorable, how interested would you normally be in:» Percentages.27
- Tabell 5.5** Null-inflatert (og vanlig) negativ binomial regresjonsanalyse av besøksantallet i ulike naturområder i Trondheim mellom 1. mai og første uke i desember 1991 på avstander og kontrollvariable. Zero inflated (and ordinary) negative binomial regression analysis of number of visits to various nature areas in Trondheim between 1 May and first week of december 1991 on distances to areas and control variables.29
- Tabell 5.6** Null-inflatert negativ binomial regresjonsanalyse av deltakelsesdager i henholdsvis sjø/strand-orienterte og mark-orienterte aktiviteter i Trondheim mellom 1. mai og første uke i desember 1991 på avstander til områdene samt kontrollvariable. Zero inflated negative binomial regression analysis of days participated in sea/beach oriented and forest/backcountry oriented activities in Trondheim between 1 May and first week of December 1991 on distances to areas and control variables.....32
- Tabell 5.7** Null-inflatert (og vanlig) negativ binomial regresjonsanalyse av: Antall besøk i mark- og strand-områdene i Trondheim, antall dager i friluftslivsaktiviteter innenfor Trondheims grenser og totalt, og i uteaktiviteter generelt (friluftsliv, mosjon og spasereturer) mellom 1. mai og første uke i desember 1991, på avstander til naturområdene og kontrollvariable. Zero inflated (and ordinary) negative binomial regression analysis of number of: Visits to seashore areas and forest areas in Trondheim, number of days participated in outdoor activities within Trondheim and altogether, and overall number of days participated in outdoor activities in general (jogging, walking and nature-based outdoor recreation) between 1 May and first week of December 1991, on distances to nature areas and control variables.34
- Tabell 5.8** Null-inflatert negativ binomial regresjon av diverse mål for bruk av naturområder innenfor Trondheims grenser og totalt i to perioder i 1993 på avstander til naturområdene og kontrollvariable. Zero inflated negative binomial regression of various measures of nature area usage within Trondheim and altogether during two periods in 1993 on distances to nature areas and control variables.35
- Tabell 5.9** Reisemåte etter avstand til området som ble besøkt. Turer til Strindamarka og Bymarka/ Leinstrandmarka/ Bynesheiene. Prosent. Travel mode by distance to area visited. Trips to Strindamarka and Bymarka/Leinstrandmarka/ Bynesheiene. Percent.....37
- Tabell 5.10** «Nested» logit analyse med kombinasjoner av turmål og reisemåte som valgalternativer. Nested logit analysis with combinations of trip destination and travel mode as choices.39
- Tabell 5.11** Logit-regresjon av gange kontra andre reisemåter ved turer til det nærmeste større naturområdet i Trondheim mellom 2. og 24. oktober 1993, på diverse egenskaper ved atkomstveien til området samt kontrollvariable. Logit regression of walking versus other travel modes on the last trips taken to the most proximate nature area in Trondheim during the period from 2 October to 24 October 1993, on various access route attributes and control variables.40

Figuroversikt

- Figur 5.1** Kart over Trondheim kommune med naturområder, jordbruksområder og boligområder.
Map of Trondheim municipality with nature areas, agricultural areas and residential areas.....24
- Figur 5.2** Kart over parker og mindre områder for friluftsliv i Trondheim.
Map of parks and small recreational areas in Trondheim. 25
- Figur 5.3** Gjennomsnittlig antall besøk per person i a) markområdene øst for Nidelva, og b) markområdene vest for Nidelva i perioden 1. mai til første uke i desember 1991 etter personenes boligområde.
Average per person number of visits to a) forest areas east of Nidelva, b) forest areas west of Nidelva during the period from 1 May to first week of December 1991, by respondents' residential area.....28
- Figur 5.4** Forventet antall turdager pr. person til strandområdene i Trondheim fra mai til første uke i desember etter avstand i kilometer fra bolig til nærmeste strandområde.
Expected number of days an average person will visit seashore areas in Trondheim between May and the first week of December by distance from residence to the most proximate seashore area (km)30
- Figur 5.5** Forventet antall turdager pr. person i perioden fra 1. mai til første uke i desember til: a) Markområdene øst for Nidelva, og b) Markområdene vest for Nidelva. Etter hvorvidt markområdet er det som ligger nærmest boligen eller ikke, og etter avstand (km) fra bolig til markområde.
Expected number of trip days per person between 1 May and the first week of December to: a) The forest areas east of Nidelva, and b) The forest areas west of Nidelva. By the forest area's relative position (whether it is the most proximate forest area or not), and by distance (km) from the persons residence to the forest area.30
- Figur 5.6** Gjennomsnittlig antall deltakelsesdager i friluftsliv pr. person innenfor Trondheim kommune i perioden fra 1. mai til første uke i desember 1991 etter boligområde.
Average per person number of days participated in outdoor recreation within the municipality of Trondheim during the period from 1 May to first week of December 1991 by respondents' residential area.....33
- Figur 5.7** Forventet antall dager deltatt i friluftsliv pr. person i Trondheim fra mai til første uke i desember. Etter avstand fra bolig til nærmeste strandområde og etter avstand fra bolig til nærmeste markområde.
Expected number of days per person participated in outdoor recreation in Trondheim between May and the first week of December. By distance from residence to the most proximate seashore area and by distance from residence to the most proximate forest area.36
- Figur 5.8** Estimerte effekter pr. enhet økning i diverse variable på gjennomsnittlig antall dager deltatt i friluftaktiviteter pr. person innenfor Trondheims kommunegrenser i perioden fra 1. mai til første uke i desember. Etter kjønn.
Estimated effects per unit increase in various variables on average per person number of days participated in outdoor recreation within Trondheim's municipality borders during the period from 1. May to the first week of December. By sex.37

1 Bakgrunn og problemstillinger

1.1 Bakgrunn

Stortingsmelding 40 fra 1986-87 «Om friluftsliv» er inntil videre retningsgivende for myndighetenes prioriteringer i friluftslivssaker. Bak meldingens målformuleringer ligger ønsker om å øke deltakelsen i friluftsliv. For å oppnå dette vil en blant annet bevare naturpregede områder i og nær byer og tettsteder, samt sikre lett atkomst til fots:

«Det er nødvendig både å sikre og leggje til rette «grøne lunger» og turvegsamband inne i dei utbygde områda og ta vare på tilhøva slik at ein kan drive variert friluftsliv i naturområda omkring. På kvardager vil både kostnader og netto tid til disposisjon til rekreasjon vere sterkt avhengig av avstanden til området. I alle byar bør ein arbeide for at det skal vere mogleg for folk å gå på tur til fots eller på ski, og bade og fiske der klima og naturforhold elles gjer dette aktuelt. Område for dette bør ein kunne nå om ettermiddagen etter arbeids- eller skoletid utan at ein er avhengig av privat biltransport.» (s. 19)

«For at ein i størst mogleg grad skal kunne nå dei friluftsområda som ligg nær tettstadene uavhengig av motorisert transport, bør områda der det er mogleg bindast saman med bustadstrøk ved hjelp av turvegdrag.» (s.20)

I Direktoratet for naturforvaltnings langtidspan for 1992-94 (Direktoratet for naturforvaltning 1992) sier en i klartekst at: «Deltakelsen i et allsidig og trivselsfremmende friluftsliv skal økes» (s. 72). Videre slår en fast at:

«Svært mye av dagens friluftsliv forutsetter biltransport fram til turterrenget. ... Sett i sammenheng med miljømål om redusert bilbruk og det faktum at rundt halvparten av befolkningen til enhver tid ikke disponerer bil, understreker dette betydningen av å sikre bolignære muligheter for friluftsliv. Dette vil være spesielt viktig for barn og unge, mange kvinner og eldre.» (s. 73)

Naturområdene som trengs for å realisere dette skal skaffes gjennom oppkjøp og andre sikringstiltak samt påvirkning av arealplanleggingen i kommunene. Forslaget til handlingsplan slår fast at nær-områder til boligstrøk samt tur- og badeområder i nærheten av større og mellomstore byer og tettsteder har høyest prioritet. Innen år 2000 skal minst 75 prosent av sikringsmidlene brukes til nær-områder og turveger, samtidig som alle skal ha fått tilgang til «friluftsområder i gangavstand fra bolig». Det sies ikke hva en mener med friluftsområder, men det er rimelig å tro at en først og fremst tenker på «områder med ren og mest mulig uberørt natur».

1.2 Problemstillinger

Lar de ambisiøse målene seg realisere på dette viset? Vil grønne turveidrag og kort avstand fra bolig til bynære naturområder virkelig både redusere bilbruken og få folk til å drive mer friluftsliv?

Nedenfor skal vi se på ulike sider ved dette spørsmålet. Vi vil blant annet ta opp disse problemstillingene:

- Hva betyr avstand til bolig og avstand til alternative naturområder for bruken av det enkelte naturområdet?
- Hva betyr avstand til det nærmeste større markområdet eller andre naturområder der en kan gå på tur for den samlede bruken av større lokale turområder?
- Hva betyr avstanden til forskjellige slags naturområder for deltakelsen i utvalgte typer av friluftaktiviteter?
- Hva betyr avstandene til naturområdene for deltakelsen i friluftsliv / fritidsbruken av natur generelt, og for deltakelsen i uteaktiviteter generelt?
- Hva betyr avstand og øvrige atkomstforhold for valget av transportmåte til et gitt naturområde?

Vi har forsøkt å nærme oss svarene på disse spørsmålene ved å studere friluftslivet og reisemåtevalgene i Trondheim. I Trondheim finner vi det meste av den variasjonen i avstander og andre atkomstforhold til natur som normalt forekommer i norske byer utenom Oslo, samtidig som beliggenheten ved sjøen med fri adgang til skog og mark i det nære omlandet er lik den en har i mange andre norske byer. Alle innbyggerne kan velge mellom de samme naturområdene, men atkomstforholdene er forskjellige avhengig av hvilket boligstrøk en har valgt å slå seg ned i. Dette reduserer i noen grad faren for å forveksle atkomstforholdenes effekter på deltakelsen med effektene som variasjoner i naturområdenes kvalitet og type har på deltakelsen.

Men det gir ingen garanti mot alle forvekslinger av atkomstens effekter med andre forholds effekter. Skal risikoen for slike forvekslinger reduseres ytterligere bør en *kontrollere* for andre forholds effekter når en analyserer atkomstens effekter. Forutsetningen er at en har gode teorier om hvilke andre forhold som har versentlige effekter slik at en kan få målt dem og bruke disse målene som *kontrollvariable* i analysene. I kapittel 2 og 3 gir vi en oversikt over enkelte av de mest aktuelle teoriene. I kapittel 3 gjør vi rede for data og metode, og i kapittel 5 presenterer vi analyseresultatene, som så til slutt blir drøftet i kapittel 6.

2 Teorier om deltakelse i friluftsliv

2.1 Hva mener vi med friluftsliv?

Skal deltakelsen granskes må vi vite hva friluftslivet omfatter. I norske offisielle utredninger defineres det som «opphold og fysisk aktivitet i friluft i fritiden med sikte på miljøforandring og naturopplevelse.» (St.meld 40 1986-87)

Problemet med denne definisjonen er at det neppe finnes noen alment akseptert oppfatning om hva som skiller naturopplevelser fra andre opplevelser, og knapt nok heller noen alment akseptert måte å måle forekomsten av ulike opplevelsestyper på. Da synes det lettere å bli enige om hvilke konkrete aktivitetstyper friluftslivet består av, og om hvordan deltakelse i disse aktivitetene skal måles. Deltakelse i bestemte aktiviteter er i det minste sansbar for andre enn deltakeren selv, og i praksis synes selv de utredende myndighetene å bruke begrepet friluftsliv som en samlebetegnelse for et sett av aktiviteter snarere enn for et sett av opplevelsestyper.

Vi kan ikke en gang for alle slå fast de nødvendige og tilstrekkelige betingelsene for at en aktivitet skal kunne kalles friluftsliv. Antallet kandidater til tittelen endrer seg med såvel teknologi som kulturelle og økonomiske forhold. Men når vi skal måle deltakelsen må vi foreta en provisorisk avgrensning. Vi antar at listen i utredningen som følger som vedlegg til Stortingsmelding 40 (1986-87) gir et relativt godt bilde av hva en i dag pleier å regne som friluftsliv. Den omfatter disse aktivitetene «når de foregår i fritiden og i naturpregede omgivelser» (s. 69): Fotturer, skiturer, naturstudier, bading og soling, båtliv, fritidsfiske, jakt, skøyteøping på islagt vann, løpe- og joggeturer, turorientering, lek og mosjon for øvrig. Av praktiske grunner har vi imidlertid valgt å gjøre listen kortere. Ski- og skøyteøping faller ut av vår undersøkelse siden vi bare tar for oss barmarksesongen. Enkelte andre aktivitetstyper er slått sammen i større grupper.

Vi definerer altså friluftsliv som aktiviteter av bestemte slag, men det kreves vanligvis også at de skal foregå i bestemte omgivelsestyper. Det mest generelle kravet er at omgivelsene skal kunne oppfattes som *naturlige*. Graden av naturlig «opprinnelighet» eller «uberørhet» vil imidlertid kunne variere, og myndighetene gir ingen entydig anvisning på hvilke områder som skal regnes som tilstrekkelig «grønne» eller naturpregede til at aktivitetene kan kalles friluftsliv og dermed gis en annen status enn uteaktiviteter i sin alminnelighet. For vår del har vi i noen sammenhenger regnet de aktivitetene som drives i skog, fjell, annen utmark, skjærgård og strandområder som friluftsliv, eller ganske enkelt valgt å se de aktuelle aktivitetene som friluftsliv hvis de foregår utenfor bebyggelsen.

2.2 Perspektiver på deltakelse i friluftsliv

2.2.1 Barrierer og behov

I følge Stortingsmelding nr. 40 (1986-87) er det ingen tvil om alle

nordmenns behov for friluftsliv. Friluftslivet styrker oss både fysisk og psykisk, samtidig som vi lærer sosialt riktig atferd og stålsettes til forsvar av landet og den felles kulturarven. For som meldingen sier:

«Friluftsliv er til *nytte og glede* både for den enkelte og for samfunnet og utgjør eit viktig bidrag til livskvaliteten til innbyggjarane. Friluftsliv gir både mosjon og mental fornying, utfordring og avkopling.

Med det omfanget fritida har for dei fleste i dag, er det viktig korleis denne tida blir brukt. Friluftsliv er ein måte å bruke fritida på som både ut frå medisinske, sosiale og kulturelle kriterium er gunstig. Friluftsliv er med på å motverke dei uheldige verk-nadene fritidsproblem skaper for den enkelte og for samfunnet.» (s. 9)

Med et slikt perspektiv er det liten grunn til å spørre *hvorfor* folk deltar i friluftsliv. Spørsmålet blir i stedet *hvorfor* de ikke deltar *enda mer*. Departementets svar er at de blir *hindret*, og i Stortingsmeldingen listes en rekke av de antatte hindringene opp: «For det første kan det vere skort på areal og fysisk tilrettelegging for å drive friluftsliv innan rimeleg avstand frå bustaden.» Lenger nede på listen finner vi «støy og forurensninger», og dernest «personlege eller sosiale tilhøve»: Vi får blant annet vite at: «...dårleg helse, skort på fritid og dårleg økonomi ofte (fører) til låg friluftslivaktivitet.» Men dette er slett ikke alt: «Andre faktorar som har noko å seie for utøvinga er kjønnsroller, familiesituasjonen, praktiske kunnskapar, motivasjon, konkurranse frå andre fritidsaktivitetar og skort på fysisk eller psykisk overskott.», og: «Konkurransen frå andre fritidstilbod som «kafé-kultur», innandørs mosjonstilbud, tv og video, er stigande.» (s. 8.) Friluftslivet ses altså som et normgivende ideal som trues av ytre hindringer og sviktende motivasjon. Motivasjonen antas å mangle på grunn av kulturell fattigdom, personlige problemer og ettergivenhet for mer dekadente fristelser. Denne oppfatningen er felles både for norsk forvaltning og for store deler av den anglo-amerikanske forskningen omkring fritidsaktiviteter og friluftsliv.

Hindringer eller barrierer («barriers») etablerte seg tidlig som et sentralt begrep i denne forskningstradisjonen. Men de enkelte forskerne studerte lenge hvert sitt begrensede sett av enkeltbarrierer og bestrebet seg ikke på systematisk modellbygging. Fra midt på 80-tallet har dette endret seg, og nå pretenderer barriereforskerne å ha etablert en egen subdisiplin (Jackson 1991). Det postuleres to grunnforklaringer på manglende deltakelse: Ytre beskrankninger som hindrer folk i å realisere fritidsønskene sine, for eksempel dårlig atkomst, og psykiske beskrankninger som hindrer dem i å ønske sitt eget beste (Jackson 1990, McCormick 1991). Dette synet finnes også i en mer utbrodert variant hos Crawford & Godbey (1987), Crawford et al. (1991), Raymore et al. (1993), og Jackson et al. (1993). Resultatene er imidlertid ikke overbevisende. Problemene består blant annet i dette:

a) En bygger på implisitte forutsetninger om at behovene for aktivitetene er almene og konstante. Dette skaper vansker hvis en samtidig ønsker å stå solidarisk med grupper som hevder at de har andre fritidsbehov enn resten av befolkningen. Det er for eksempel ikke uproblematisk å postulere universelle friluftslivsbehov samtidig som en vil støtte kvinnenes rett til å definere sine egne behov. Fra

kvinnehold hevdes det ofte at de har andre fritidsbehov enn mennene, og at likestilling ikke betyr like valg av interesser og aktiviteter.

b) Forutsetningen om almene og konstante aktivitetsbehov gjør at en ikke interesserer seg for forhold som påvirker deltakelsen ved å påvirke behovet, eller den «genuine» interessen, for å delta. Når deltakelse i forventet omfang uteblir, jaktet det i stedet etter flere barrierer.

c) Siden en tenderer til å forklare all variasjon i deltagelse eller ønskene om å delta med barrierer, må den variasjonen som ikke kan forklares av ytre, forholdsvis entydig identifiserbare barrierer, forklares med mentale barrierer. Vi får dermed en stor og diffus samlekategori av mentale barrierer som mange ikke-deltakere vil ha seg frabedt å bli tillagt.

d) De mentale barrierene blir definert som barrierer for dannelsen av bevisste preferanser eller ønsker om deltakelse. Men dersom de ikke ønsker å delta vil folk selv rimeligvis ha vansker med å oppleve eventuelle barrierer av dette slaget som *barrierer* for deltakelse. Nettopp slike barrierer er det derfor særlig viktig å kunne identifisere ved hjelp av objektive indikatorer. Samtidig er det imidlertid også vanskelig å finne gode objektive indikatorer for slike forhold. Bestemmelsen av barrierene blir dermed gjenstand for ideologisk-moralske konflikter som neppe lar seg løse med rent faglige midler.

e) Kanskje på grunn av vanskene med å finne gode objektive mål og modeller for barrierene, eller kanskje på grunn av hemninger mot å snakke om barrierer der folk selv ikke opplever slike, har en som regel nøydt seg med å spørre dem hvilke barrierer de opplever. Dermed blir informasjonsverdien begrenset, og mulighetene for å teste eventuelle hypoteser tilsvarende dårlig. Når de subjektive vurderingene av barrierenes betydning noen sjeldne ganger er testet mot faktisk deltakelse har en da også funnet at en rekke subjektivt opplevde barrierer snarere er positivt enn negativt korrelert med deltakelse, (jf. Shaw et al. 1991, Kay & Jackson 1991).

2.2.2 Tilbud og etterspørsel

I stedet for å fokusere ensidig på barrierene for deltakelse i friluftsliv foretrekker vi å se deltakelsen som bestemt av etterspørsel og tilbud. Dette er ikke i seg selv uforenlig med barrieretenkningen, men det åpner for andre muligheter. Den viktigste forskjellen er kanskje at vi slipper å forutsette at det finnes faste fysiske, psykiske eller moralske behov for friluftsliv som alle nordmenn trenger å tilfredsstille. Dermed behøver vi heller ikke forutsette at variasjoner i deltakelsen skyldes hindringer mot å delta. Lav deltakelse kan også skyldes at folk har alternative aktiviteter med minst like gode konsekvenser for egen og andres velvære. Folk *kan* både føle seg hindret, og reelt sett være hindret på måter som det offentlige bør ta seg av, men vi er ikke tjent med en tilnærming som gjør alle lite deltakende til behandlings-trengende klienter eller samfunnsfiender.

Vi foretrekker altså å betrakte deltakelsen som bestemt av tilbud og etterspørsel. Hva innebærer dette? La oss se på *tilbudet* først. Tilbudet består av valgmulighetene som folk står overfor, samt kostnadene i form av ressursbruk som påløper hvis en velger å benytte dem. Tilbudet av muligheter for å delta i friluftsliv blir dermed

de områdene, anleggene, og tjenestene som folk kan velge blant når de vil drive friluftsliv, samt kostnadene som påløper når disse mulighetene brukes. Deriblant økonomiske utlegg og tidsbruk ved å forsere avstanden til områdene.

Etterspørselen etter et gode bestemmes av folks *preferanser* for dette godet *relativt* til andre goder, tilbudet av alternative goder, og *begrensningene* (beskrankningene) på tilgangen deres til *ressursene* som trengs for å skaffe godene.

Ressursbeskrankningene avgjør hvor mye det er mulig å skaffe seg av ulike goder. En kan ikke delta mer i friluftsliv enn de egne ressursene gir rom for. Men beskrankninger som tidsmangel, helseproblemer etc. vil ikke aleine avgjøre hvor mye en deltar i hver enkelt aktivitet, for ressurser har ofte flere alternative anvendelsesmuligheter, og såvel preferansene som tilbudet virker inn på hvordan de blir fordelt mellom ulike anvendelser.

2.3 Preferanser og motiver

Alle må velge mellom *kombinasjoner* av ulike goder og aktiviteter. En persons *preferanser* kan betraktes som den rangeringen av ulike gode- og aktivitetskombinasjoner vedkommende ville gjøre dersom han eller hun hadde oversikt over samtlige mulige kombinasjoner. Preferansene for friluftsliv er dermed, noe upresist sagt, den rangen en under ellers like betingelser kan ventes å gi godekombinasjoner med mye friluftsliv i forhold til kombinasjoner med mindre friluftsliv. Personer med sterke preferanser for friluftsliv gir kombinasjoner med mye friluftsliv en relativt høyere rang enn personer med svake preferanser for friluftsliv er villig til å gi dem.

Vi antar at preferansene er forholdsvis stabile, og at dette skyldes forankringen deres i stabile *motiver*. Motivene er kort fortalt de *grunnene* folk har til å preferere eller foretrekke bestemte goder, handlinger eller aktiviteter. I noen tilfeller har folk selv klare, bevisste oppfatninger om grunnene til valgene sine, og enkelte mener at alle motiverte valg er kjennetegnet av slik bevissthet (D'Andrade 1992). Men det er også mulig å forestille seg målene eller motivene som bare delvis artikulerte og bevisst reflekterte strukturer i nervesystemet. Det vil si strukturer som kommer spontant til uttrykk i konkrete handlinger og valg uten at den handlende kan gjøre rede for dem som annet enn «magefølelse», «smak» eller lignende (Bourdieu 1990, 1984).

Nedenfor presenterer vi en del teorier om dannelsen av motiver og preferanser for friluftsliv. Siden en nærmest uendelig rekke av omstendigheter kan tenkes å ha større eller mindre betydning for disse motivene og preferansene, og siden alle disse omstendighetene kan granskes i lys av mange forskjellige generelle teoretiske perspektiver, vil utvalget av teorier som skal presenteres nødvendigvis bli selektivt.

2.4 Teorier om preferansene for friluftsliv

2.4.1 Generelt om preferansedannelse

Hva slags motiver ligger bak preferansene for friluftsliv? Hvordan

oppstår disse motivene, og i hvilken grad vil motividannelsen arte seg ulikt fra person til person, og dermed bidra til at folk får forskjellige preferanser for friluftsliv?

Enkelte mener at normale mennesker har et naturgitt, genetisk nedarvet behov for spesielle naturintrykk. Foran har vi påpekt hvor vagt naturopplevelsesebegrepet er. I forskningsverdenen synes en imidlertid særlig opptatt av naturopplevelse i en forholdsvis avgrenset betydning. En har nemlig ofte fokusert på *synsopplevelsen*, samt dels også på *hørselsintrykkene*. Det er påvist at meget store deler av befolkningen i ulike land og samfunn foretrekker bilder av naturlige landskaper framfor bilder av landskaper med menneskeskapt konstruksjoner. Dette ses blant annet i sammenheng med naturpersepsjonens antatte evne til å dempe stress og regulere stemninger samt gi skjerpet konsentrasjonsevne eller oppmerksomhet etc. Det kan imidlertid virke som om selv synet av urbane naturmiljøer som parker og lignende er tilstrekkelige for å oppnå de gunstige psykiske effektene Ulrich refererer til (Ulrich 1993). En vet fortsatt lite om hvilke tilleggs effekter intense og langvarige varianter av friluftslivet eventuelt måtte ha på den psykiske helsen eller den mentale tilstanden til mennesker med ulik opprinnelse og erfaring.

Suppleres behovet for naturpersepsjon med behovet for fysisk aktivitet kommer vi kanskje nærmere en forklaring, men heller ikke denne er fyllestgjørende. Folk flest kan uten vansker tilfredsstille behovet for fysiske aktiviteter i ikke-naturlige omgivelser, nyte naturen fra bilvinduet eller på TV, og få utløp for eventuelle spennings- og prestasjonsbehov på børsen eller veddeløps- og idrettsbanen, og så videre.

Enkelte har villet se friluftslivet som utslag av en medfødt trang til spesifikke aktiviteter som klatring, vandring, jakt og fiske, eller til å utforske naturlige terrenger og drive matsanking og alt som det førneolittiske mennesket måtte beherske for å overleve. Blant andre Kellert (1993) synes å ha valgt et slikt perspektiv. Men etter hva vi kan se har ingen foreløpig kunne belegge dette synet med solide empiriske data.

Vi påstår ikke dermed at behovet for fotturer og annet friluftsliv er like relativt som behovet for pølse med lompe, men regner i hvert fall med at såvel behovsmessige som eventuelle andre grunnlag for motivering til friluftsliv kan variere, og at det i grove trekk finnes fire mulige kilder til slik variasjon og dermed til variasjon i interessen for ulike typer av friluftsliv. Alle disse kan i prinsippet tenkes å opptre samtidig. For det første er det variasjon i mulige, men nokså spekulativt postulerte biologiske behov for deltakelse i aktiviteter av den typen vi i dag klassifiserer som friluftsliv. For det andre er det variasjon i slike generelle biologiske behov eller disposisjoner som har friluftsliv eller motstand mot friluftsliv som én av flere mulige uttrykksformer. For det tredje er det den samfunnsskapt variasjonen i disposisjoner eller behov som knytter seg til ulikheter i personlig erfaring og opplæring til friluftsliv eller til de tingene friluftslivet ofte kombineres med, som for eksempel familieliv. For det fjerde er det variasjon i «indre» (psykiske) barrierer mot å leve ut mulige medfødte eller tillærte disposisjoner for deltakelse i friluftsliv.

I praksis kan det være vanskelig å skille disse mulige kildene til variasjon i interessen for friluftsliv klart fra hverandre. I det følgende

skal vi likevel se nærmere på hver enkelt av dem. Hensikten er å legge grunnlaget for analyse av atkomstens effekter på deltakelsen gjennom en drøfting av hvilke empiriske indikatorer for kildene til varierende motivasjon det kan være aktuelt å nytte som kontrollvariable. Hensikten er altså ikke først og fremst å vurdere eller teste motivasjonsteoriene mot hverandre. Dette betyr ikke at fortsettelsen er fullstendig fri for vurdering og empirisk gransking av motivasjonsfaktorene, men så lenge vi mangler muligheter for å bruke annet enn tverrsnittsdata med få variable er det snevre grenser for hvilke undersøkelser som lar seg gjennomføre. I praksis må valget mellom motivindikatorer eller kontrollvariable gjøres ut fra pragmatiske vurderinger. Dette kommer vi tilbake til siden.

2.4.2 Variasjon i aktivitetsspesifikke biologisk bestemte disposisjoner for deltakelse

Spekulasjonene om eventuelle biologisk bestemte forskjeller i aktivitetspreferanser synes først og fremst å gjelde kjønnsbestemte preferanseforskjeller, og da særlig forskjeller i interessen for jakt og fiske. Mange har antatt at mannen er utrustet med sterkere biologisk nedarvede «jaktinstinkter» enn kvinnen på grunn av plassen han har pleid å innta i jeger- og sankersamfunnets reproduksjonsprosesser (jf. litteraturoversikt i Bjerke 1993). Menneskets tilsynelatende særlige interesse for strabasøse utferdar kunne også tenkes å skyldes «jegerinstinktene». Vi for vår del trenger imidlertid ikke å spekulere mer over emnet i denne omgangen, siden vi også av en rekke andre grunner vil bruke kjønn som uavhengig variabel i analysene. Dermed kontrollerer vi automatisk for alle forskjeller i preferansene for jakt- og fiske som er knyttet til biologisk kjønn, uansett om de måtte være av genetisk eller kulturbetinget art.

2.4.3 Variasjon i generelle biologisk bestemte disposisjoner for deltakelse

Folk har ikke nødvendigvis behov for friluftslivsaktiviteter som sådanne, men de kan ha medfødte behov for visse aspekter ved aktivitetene. Det kan for eksempel tenkes at en har behov for bestemte aspekter ved atferden og opplevelsene som følger med når en deltar. Vi har allerede vært innom de postulerede behovene for naturpersepsjon, avstressing, og fysisk aktivitet. For disse avgrensede atferds- eller opplevelseselementene gjelder det at de også kan finnes i andre aktivitetstyper. Hvorvidt en velger å drive friluftsliv eller noe annet vil avhenge av tilbud, læring og erfaring etc. Effektene av tilbudet tar vi opp i kapittel 3, mens effektene av læring og erfaring behandles i neste avsnitt. Det kan imidlertid også tenkes at den samlede deltakelsen i friluftslivsaktiviteter varierer fordi at selve tilbøyeligheten til å søke de ulike atferds- eller opplevelseselementene varierer fra person til person. Slik individuell variasjon er gjort til tema i ulike former for biologisk orientert personlighetsteori og i de mange undersøkelsene av sammenhengene mellom ulike personlighetsindekser og deltakelse.

Det er påvist et imponerende antall positive bivariate sammenhenger mellom scorer på skalaer for ønskverdige personsegenskaper og forskjellige former for deltakelse (Smith & Theberge 1987). Slike undersøkelser bygger på personlighetsteoretiske resonneringer

(Kleiber & Dirkin 1985). En har blant annet tatt utgangspunkt i teorier om hvordan folk søker å nå sitt optimale stimuleringsnivå gjennom fritidssystemer, og i teorier om ekstroverte personligheter som antas å søke sterkere opplevelser og mer intense aktiviteter i fritiden enn de introverte personlighetene. Jf. også ideene om at visse personer er «sensation seeking» eller «thrill seeking». Slike typologier er blant annet brukt i studier av deltakerne i risikobetonnet friluftsliv (Ewert 1989).

Bruk av personlighetskalaer som kontrollvariable byr imidlertid på praktiske vansker siden ingen enkelt skala dekker mer enn en liten del av det psykiske spekteret vi strengt tatt burde dekke, samtidig som innsamling av de nødvendige data lett kan gi undersøkelsen mer preg av grafing i privatsfæren enn svarprosenten har godt av.

Selv om det er en fattig erstatning vil vi imidlertid også fange opp deler av variasjonene i personlighetstype ved å bruke alder som kontrollvariabel. Det er for eksempel en vanlig antakelse at personligheten endres parallellt med den fysiske aldringsprosessen. Med hensyn til naturpreferanser har en blant annet ment at de yngste nærer en medfødt interesse for menneskenes opprinnelige habitat (savannelandskapet). Denne ventes så å dempes noe over tid på grunn av erfaring og læring (Balling & Falk 1982). Med våre data kan vi imidlertid bare granske sammenhengene mellom alder, preferanser og deltakelse blant voksne. Her antar vi at fysiske begrensninger vil hemme utfoldelsen i de høyere aldersgruppene, men det er også grunn til å tro at psykiske aldringsfenomener kan komme til å endre aktivitetspreferansene i disse gruppene (jf. Kelly 1990 og avsnitt 2.4.4 nedenfor).

I likhet med preferansene for jakt og fiske oppfattes også andre mer generelle sider ved kjønnenes preferanser for friluftsliv som helt eller delvis biologisk bestemte. At kvinner tradisjonelt har vært opp-tatt av andre sider ved friluftslivet enn menn, og kanskje også generelt vært mindre interessert i friluftsliv enn menn, har blitt sett som direkte resultat av biologisk bestemte reproduktive oppgaver og gjennomsnittlig lavere fysiske styrke, eller som forårsaket av biologisk nedlagte preferanser for «myke» og hjemmeorienterte systemer. En har også sett dette i sammenheng med at kvinner angivelig skal ha svakere orienteringsevne i naturen enn menn på grunn av dårligere romforståelse. Kvinnenes svakere romforståelse har lenge vært betraktet som en av de mest veldokumenterte psykiske kjønnsforskjellene. Nyere forskning tyder imidlertid på at kvinners gjennomsnittlige romforståelse ikke er noen konstant egenskap, og at den under gitte betingelser kan være like god som menns (Self et al. 1992).

La oss også nevne Cheek & Burch (1976) sin variant av de biologiske forklaringene på interessen for friluftsliv. For dem er friluftsliv først og fremst et innslag i *Homo sapiens sapiens* biologisk betingede bestrebelse på å skape samhold i primærgruppene sine. Men samtidig hevder de at deltakelsen i friluftsliv ikke er bestemt av hver enkelt gruppe-medlems individuelle preferanser. Den er snarere et kollektivt fenomen. I så fall synes det rimelig å føye til en hypotese om at preferansene for friluftsliv varierer med tilknytningen en har til familie eller andre primærgrupper. Tilknytningen til kjernefamilien er den mest sentrale primærgrupperelasjonen i Cheek & Burchs (1976) amerikanske erfaringsunivers, og den norske virkeligheten avviker neppe vesentlig i dette henseendet.

Derfor er sivilstand og hvorvidt en har yngre barn aktuelle kontrollvariable når vi skal analysere deltakelsen.

Cheek & Burch (1976) føyer for øvrig til at primærgruppene bindes sammen av felles smak. Smaken binder sammen ved å forene innad og *markere forskjell utad*. I så fall må en forutsette et smak ikke er ferdig utviklet fra fødselen av, men utvikles gjennom læring og sosiale prosesser i gruppen. Studier som bygger på en slik oppfatning trenger altså mer omfattende forklaringer enn de rent genetisk-biologiske.

2.4.4 Variasjon i erfaring og opplæring til deltakelse

I tillegg til rent genetisk bestemte preferanser kan en forestille seg at *erfaringene* en gjør i konfrontasjon med miljøet bidrar til å forme behovene. En kan også tenke seg at variasjonen i preferansene bare begrenses av variasjonen i miljøet, eller for den saks skyld bare av menneskenes evne til å endre eget miljø og egen erfaringshorisont.

Mye av variasjonen i erfaringer vil være «tilfeldig» eller bestemt av forhold som er vanskelige å registrere gjennom enkle klassifiseringer og målinger. Det er imidlertid også grunn til å tro at interessen for friluftsliv påvirkes systematisk av de erfaringene folk gjør fordi at de har en bestemt type varig sosial tilhørighet eller kommer fra bestemte, forholdsvis lett identifiserbare sosiale posisjoner, og dermed utsettes for samme slags påvirkninger og utfordringer som andre med tilsvarende tilknytning. Dette gjør det i så fall mulig å knytte en del av variasjonen i interesse for de ulike variantene av friluftsliv til variasjon i sosiale posisjoner eller sosiale tilknytningsformer. Dermed blir det også aktuelt å bruke sosiale posisjoner som kontrollvariable. Dette kommer vi tilbake til, men først noen ord om personlige egenskaper i sin alminnelighet.

Personlighetstyper og sosial læring. I Rotters (1954) «locus of control» teori bestemmes handlingsvalget av den subjektive verdsettingen og den subjektive sannsynligheten for at ønsket utfall skal skje. Slike subjektive forventninger avhenger av tidligere erfaringer. Derfor blir positiv erfaring med hensyn til egen mestring av oppgaver antatt å gi en generell indre «locus of control» og dermed større tro på egen evne til å møte utfordringer og overraskelser i andre krevende aktiviteter. Denne varianten av personlighetsteorien har oppnådd en viss popularitet i studiet av motivasjon for ferdighetskrevende fritidsaktiviteter.

Sosial læring skjer imidlertid i konkrete situasjoner, og det har vært omfattende diskusjon om hvor stor del av atferden som i det hele tatt kunne tilskrives generelle personlighetstrekk, og hvor mye som kunne forklares av erfaringen folk har med den bestemte situasjonstypen som atferden springer ut av. Ideen om situasjons-spesifikk motivasjonsdannelse følges også opp gjennom «self-efficacy»-teorien (Bandura 1986). Også denne har funnet anvendelse i forskningen om fritidsaktiviteter, ikke minst fysisk krevende aktiviteter (jf. for eksempel McAuley 1993). Det sentrale poenget er at motivasjon må forstås som aktivitets- og situasjons-spesifikk. I lys av dette ville det selvsagt være aktuelt å måle folks følelse av å ha lyktes med ulike former for friluftsliv. Det ville også være aktuelt å granske folks oppfatninger av ulike aktiviteters status blant personer de identifiserer seg med eller ser opp til. Vi har

ikke nyttet disse størrelsene som kontrollvariable i vår egen undersøkelse, men nøydt oss med å bruke variable som indikerer deltakelse i aktivitetene under oppveksten. Ved mer inngående studier vil det være svært aktuelt å bruke mer detaljerte erfaringsindikatorer.

Erfaring med og engasjement i landskaper og aktiviteter.

Mange miljøpsykologer synes tilbøyelige til å søke grunnlaget for landskapspreferansene i generelle psykiske strukturer, men selv Kaplan & Kaplan (1989) som tilhører denne skolen, åpner for at forhåndskjennskap til landskapet kan påvirke vurderingen. De antar altså at folk med lokal tilknytning tenderer til å sette større pris på de lokale landskapene enn folk uten slik tilknytning gjør. Lokal tilknytning blir dermed en aktuell kontrollvariabel i undersøkelser av interessen for å bruke bestemte naturområder. I vårt tilfelle vil imidlertid lokaltilknytningsindikatorene i stor grad falle sammen med atkomstvariablene, slik at vi må nøye oss med kontroll for *uttalte* naturområdepreferanser. Tilknytningen har riktignok også en *tidsdimensjon*. Vi kan for eksempel kontrollere for botid nær naturområdet. I praksis kan det imidlertid vise seg vanskelig å konstruere en egnet botidsvariabel. Vi har i hvert fall mistanke om at fraværet av påviste botidseffekter i vårt eget materiale skyldes mangler ved botidsmålingene som er nyttet. Analysene som ble gjort med denne variabelen vil derfor ikke bli presentert nedenfor.

Også Eckblad (1980) tar utgangspunkt i kognitiv psykologi når hun viser til eksperimenter som tyder på at den estetiske vurderingen av et objekt bestemmes av dets kognitive kompleksitet. Evnen til å inkorporere kompleksitet avhenger imidlertid av hvilke kognitive skjemaer objektet (for eksempel landskapet) oppleves gjennom. Noenlunde tilsvarende, men mer uformelle resonnementer er lansert i Csikszentmihalyi's (1988b, 1990) «flow»-teori. I henhold til disse teoriene kommer folks estetiske opplevelser an på de spesifikke skjemaene eller ferdighetene deres, samt av evnen og mulighetene til å utvikle dem i mer kompleks retning. Avhengig av utgangspunkt, evner og muligheter vil folk spesialisere seg på ulike interessefelt. Det oppstår subkulturer, for eksempel av spesialiserte sportsfiskere, med «særlige standarder for evaluering av måloppnåelse» (Vittersø 1994). Teorien impliserer dermed at detaljene i deltakelseshistorien påvirker interesse for landskaper og aktiviteter. Dette gir behov for mer komplekse data og modeller enn vi har praktiske muligheter for å benytte i deltakelsesanalysene nedenfor.

Et annet begrep som av og til dukker opp i litteraturen om fritidsaktiviteter er «commitment». Det vil si en særlig hengivenhet til spesielle fritidsaktiviteter, og en vilje til forsakelse for å kunne engasjere seg i aktiviteten, samt gjerne også investeringer i ferdigheter, forpliktelser og utstyr etc. som binder fast framtidig handlingsvalg. Mannell (1993) refererer dannelsen av hengivenhet til Csikszentmihalyi's individuelle «flyt-opplevelser», mens Buchanan (1985) antyder at slik hengivenhet kan utvikles gjennom innpass i aktivitetsspesifikke «social worlds». Det vil si gjennom kontakt med andre hengivne personer og deres normregulerte sosiale fellesskap. Stebbins (1993) anvender også «social worlds»-begrepet og knytter det sammen med livsstils- og subkulturbegrepene når han skal gjøre rede for hvordan engasjement i «serious leisure» ikke bare er et rent individuelt eller primærgruppebasert fenomen, men også koblet opp mot større sosiale

strukturer. Særlig dyptpløyende analyser av bakenforliggende sosiale prosesser synes imidlertid ikke denne litteraturen å ha blitt beriket med hittil. Her må vi gå til andre kilder. Noen av disse kommer vi nærmere inn på nedenfor i diskusjonen av den sosiale lagdelingens betydning.

Alder. Lyons (1983) analyser tyder på at interessen for naturlandskaper synker med stigende alder fram til 20-årsalderen, og deretter stiger for til slutt å synke igjen i eldre årsklasser. I polemisk motsetning til Balling & Falk (1982) tolker hun disse variasjonene som uttrykk for erfaringens betydning. Er tolkningen hennes riktig kan dette utviklingsmønsteret neppe være allmenngyldig, men som sagt er det i det minste vanlig at andelen utendørs aktiviteter synker når folk eldes. Samtidig synes valget av aktiviteter å bli mer stabilt med alderen (Iso-Ahola et al. 1994, Atchley 1993). I så fall kan en regne med at det vil oppstå kohort-effekter der de ulike generasjonene, avhengig av kulturelle og materielle betingelser, sosialiseres til ulike aktiviteter i løpet av barne- og ungdomsårene, og holder fast ved de delene av aktivitetsrepertoaret som de trivs best med gjennom store deler av livsløpet. Kontinuiteten forsterkes ved at en sammenligner seg med folk i samme aldersgruppe (Adams 1993). Dette kan for øvrig føre til at friske eldre under vurderer egne krefter og muligheter (McAuley 1993). Det er imidlertid slett ikke gitt at deltakelsen synker like fort med alderen i alt friluftsliv. Det gjennomsnittlige antallet korte fotturer kan for eksempel tenkes å stige med alderen til godt over gjennomsnittlig pensjonsalder.

Kjønn. Kvinners tradisjonelt lave deltakelse og engasjement i fritidsaktiviteter betraktes ofte som et resultat av døgkontinuerlig ansvar for hus- og omsorgsarbeid samt fravær av økonomisk og annen materiell frihet (Deem 1986, Bella 1989, Shaw 1994). Sett fra denne vinkelen dreier det seg om et resultat av ressursfordelingen mellom kjønnene, og hører dermed tematisk hjemme i neste kapittel. Men samtidig ser en også at kvinner og menn har ulike oppfatninger om hvilke friluftaktiviteter som passer for eget og motsatt kjønn (Ødegårdstuen 1994). Dette kan delvis skyldes biologisk nedlagte tilbøyeligheter, men inntrykket av historisk og statistisk materiale er likevel at slike «kjønnsrollemønstre» endres over tid, at det er betydelige individuelle variasjoner i kjønnsidentitet, og at dette blant annet har sammenheng med endringer i familiemønstrene og de organisatoriske og økonomiske betingelsene for kvinners deltakelse. Kvinnene synes å opptre på stadig bredere front i friluftslivet. Derfor kan vi ikke regne med å finne alle de samme kjønnsforskjellene i nyere undersøkelser som i eldre. Likevel venter vi på kort sikt fortsatt kvinnelig dominans i rolige aktiviteter som spaserturer og soling, og mannlig dominans i jakt, fiske og teknikkpregede aktiviteter som båtliv. Blant annet fotturene står i en mellomstilling med «mannlig» interesse koblet til utfordring, trening og utforskning, og «kvinnelig» interesse for estetikk, mystikk, helse og slanking etc. Det «mannlige» og «kvinnelige» kan i denne sammenhengen være minst like mye kulturelt som genetisk bestemt, og dermed kanskje også tettere knyttet til folks individuelt varierende, psykiske kjønnsidentitet enn til rent biologisk kjønn. For vår del er vi imidlertid henvist til å bruke biologisk kjønn som kontrollvariabel.

Sosial lagdeling. Motivasjonen for friluftsliv kan henge sammen med folks posisjon i det sosiale lagdelingssystemet. Cheek & Burch

(1976) kobler smaksfellesskapsteorien sin sammen med statusgruppeteori. De refererer empiriske funn som tyder på at friluftsliv er mer utbredt i høystatusgrupper enn ellers, og antyder en forklaring: Hvis en oppnår autoritet som dommer i strømmen av smaks- og livsstilsyttringer, får en også generelt høy status med alle fordelene dette innebærer.

Det betyr at en kan ha utbytte av å innta estetikerens betraktende holdning, og som turgjenger er det gjerne nettopp denne attityden en velger. I sammenheng med naturopplevelse har attityden røttene sine i 1700-tallets religiøse og filosofiske tradisjoner, og ikke minst forrige sekelskiftes romantiske bevegelse. Før seint 1700-tall synes europeere flest å ha sett selve reisen som en plage, og fotturen som en reisemåte for landstrykere og pilegrimer. Det var først med utviklingen av bedre transportmidler og den romantiske bevegelsens vending mot natur og estetisk innlevelse, at idealiseringen av fotturen vant fotfeste i den opplyste almenheten. Foregrepet av Rousseau og anført av tidens fremste kunstnere tok folk til å gå for innlevelsen og dannelsens skyld. Det rapporteres om ledende skikkelser i ånds- og samfunnsliv som stadig vekk gikk tretti, førti, ja noen ganger opp til seksti miles om dagen. Diskusjoner om korrekt turstil fulgte. Prinsen av Wales ble motstrebende sendt på endeløse fotturer hjemme og ute med klare formaninger om kroppsholdning og armføring (Wallace 1993).

Romantikerens adelsmerke er reseptiviteten, evnen til innlevelse i naturens eget «språk». Men som vei til anerkjennelse og status er denne naturestetiske strategien risikabel fordi den litt for lett lar seg plagiere. For å beholde statusverdien må yttringene formes om og raffineres. I kunsten har en kunnet ty til abstraksjon og ytterligere formopløsning. Landskaper, dyr og planter er ikke avlegs i seg selv. Også et blasert New Yorksk kunstpublikum tolker abstrakte malerier som landskapsbilder (Halle 1992). Men samtidig ønsker «highbrowene» også å se den virkelige naturen fra nye og mer «dekontekstuerte» perspektiver. Innen landskapsfotografiet gir bilder av mønster og farge i kål og bark høyere status enn solnedganger, mens øde eller gjengrodd landskaper pirrer interessen mer enn nedslitte turistløyper.

Bourdieu (1984) ser fenomener som disse i lys av en generell status- eller klasseteoretisk tilnærming der posisjonen i det sosiale hierarkiet ikke bare bestemmes av hvor mye kapital en kontrollerer, men også av hvilken type kapital det er. Han setter et hovedskille mellom kulturell og økonomisk kapital. Folk med kulturell kapital vil legitimere posisjonskravet sitt med henvisning til unike kunnskaper og en vurderingsevne eller «smak» som de ikke har andre enn naturen og seg selv å takke for. Dernest hevder han at hyppige spaserturer, klatring, og annen betraktende landskapsopplevelse, som tilsynelatende ikke har noe formål ut over seg selv, i praksis fungerer som øvelser i desinteressert estetisk vurdering og kultivering av slik smak og disiplinert distanse som skaper sosial status.

Walker & Kiecolt (1995) gjør seg beslektede tanker med utgangspunkt i Wrights (1978) mer marxistisk inspirerte klasseteori der klasseposisjon antas bestemt av kontroll over økonomisk kapital, fysiske produksjonsmidler, og egen eller andres arbeidssituasjon. De hevder at interessen for friluftsliv (fotturer) i «villmarken» er mest utbredt blant folk som står i en «semiautonom» klasseposisjon. Det vil si folk som ikke eier eller kontrollerer økonomisk kapital eller

produksjonsmidler, men arbeider i kunnskapsbaserte yrker der en har stor kontroll over egen arbeidssituasjon. De hevder at disse gruppene søker naturen på grunn av muligheten for komplekse intellektuelle opplevelser og mystikk, og fordi at den symboliserer frihetsidealene, samtidig som friluftslivets fysiske utfoldelsemuligheter gir positive supplementer til et stillesittende arbeid.

Selv om dagens norske friluftsliv i sin alminnelighet ikke på noe vis er en like utpreget høystatusaktivitet som tilsvarende aktiviteter for eksempel var i forrige århundres England (Lowerson 1993), synes det på denne bakgrunnen likevel sannsynlig at deltakelsen i noen av aktivitetene vil være større i de midlere og høyere sosiale sjiktene, og da særlig i sjikt med høy kulturell kapital, enn i de lavere. Ikke minst synes det rimelig å tro at aktiviteter som gir god anledning til betraktning, tolkning og kontemplasjon vil være særlig populære blant folk med høy kulturell kapital, samtidig som vi forventer at folk med karrieremessige ambisjoner, begrenset økonomisk kapital og avhengighet av utdanning samt annen kulturell kapital, er mer henfallede til asketiske og utholdenhetsøkende aktiviteter enn andre. Tilfang av kulturkapital i form av estetisk kompetanse (målt ved bruk av kunst- og kulturinstitusjoner) samt utdanning, er derfor aktuelle kontrollvariable. Aktiviteter med et mataukaspekt, noe som ikke minst gjelder mange former for fiske og trolig også bærplukking, kan derimot i snitt tenkes å være negativt korrelert med såvel kulturell som økonomisk kapital.

2.4.5 Variasjon i «indre barrierer» mot deltakelse i friluftsliv

Selv om folk har en behovsstruktur, en bakgrunn, og et sett av verdier som tilsier interesse for friluftsliv, kan det forekomme «indre barrierer» eller psykiske hemninger som demper interessen. Friluftslivsforskningen har lansert mange forslag om hvilke barrierer dette dreier seg om, men gjort lite for å granske omfanget og effektene deres.

I en mye referert artikkel presenterer Crawford & Godbey (1987) alt fra stress til religiøse normer og referansegruppeholdninger som «indre barrierer». Det vi selv har minst problemer med å klassifisere som slike barrierer er sykdomslignende tilstander av psykisk karakter. Stress regnes gjerne som en viktig grunn til ønsker om å delta i friluftsliv, men kan sikkert også ha den motsatte effekten. Det har blitt hevdet at friluftsliv også bidrar til å helbrede mer alvorlige psykiske lidelser, men den umiddelbare effekten av for eksempel depresjoner og angst på interessen for å delta vil trolig i de fleste tilfeller være negativ.

Crawford & Godbey regner også oppfatningene om egne evner og om tilbudet av aktivitetsmuligheter som indre barrierer. Dette synes bare rimelig hvis mer nøytrale observatører kan avsløre oppfatningene som gale. Kanskje det er relevant å snakke om indre barrierer hvis folk har urimelig negative forestillinger om egne evner og om ferdighetene som trengs for å delta med utbytte, eller om hvilke negative sosiale reaksjoner de vil møte på grunn av et reelt lavt ferdighetsnivå. Slik sviktende selvtillit kan for eksempel opptre hos folk med personlighetsavvik og blant folk som har blitt fratatt muligheten til å utvikle evner og høste positive erfaringer fra egen innsats i friluftsliv og liknende aktiviteter.

Gitt dette ville det vært gunstig om vi kunne kontrollere for såvel personlighet og psykisk helse som for mulighetene til å utvikle egne interesser og ferdigheter. Slike data er imidlertid vanskelige å skaffe og håndtere, og vi er ikke alene om å la det bero. Heller ikke i barrieforskningen, der det virkelig ville ha vært på sin plass, har det for eksempel vært vanlig å benytte de mange skalaene som er utviklet for måling av personlighet og psykisk helse.

2.5 Konklusjoner

Det foreligger en rekke tilløp til teori med relevans for forklaring av variasjonen i preferanser for friluftsliv. Formålet vårt har ikke vært å sette dem opp mot hverandre for testing, men å spenne dem ut for å se bedre hvilke implikasjoner de kan tenkes å ha med hensyn til valg av kontrollvariable i analysen av atkomstforholdenes effekter på deltakelsen. Filosofien har vært at en kontrollvariabel for mye er bedre enn en for lite, forutsatt tilstrekkelig tilgang på data. Denne tilgangen er imidlertid som vanlig begrenset, mens teorigjennomgangen som så ofte ellers viser at tilfanget av aktuelle kontrollvariable nærmest er uendelig. I denne situasjonen kan vi for det første velge å konsentrere oss om tradisjonelle kontrollvariable som det finnes relativt enkle indikatorer for, som kjønn, alder, sivilstand, barn og utdanning. Vi har sett at alle disse har relevans i henhold til minst én, og ofte langt flere, teoretisk tilnærminger. For det andre kan vi velge å ta med variable som det er særlig grunn til å tro samvarierer med atkomstforholdene samtidig som korrelasjonen ikke er så fullstendig at det blir umulig å separere effekten deres fra atkomstens effekter. Siden barnefamilier trolig er tilbøyelige til å trekke ut fra sentrum mot mindre trafikkbelastede og mer landlige omgivelser vil sivilstand og barn være aktuelle kontrollvariable også ut fra dette kriteriet. Sosial status eller posisjon, inkludert statusindikatorer som inntekt, er i alminnelighet korrelert med bosted og dermed med atkomst til naturområdene. Blant annet kan det være grunn til å vente at interessen for bruk av kulturinstitusjoner er negativt korrelert med avstand til sentrum siden såvel disse institusjonene som andre tilbud de kulturinteresserte synes vel om befinner seg nettopp der, og sjelden i randsonene ut mot skog, mark og annen natur (Brun & Fagnani 1994, Gåsdaal 1995). Både inntekt og kulturinteresse er derfor brukt som kontrollvariable, og det samme gjelder erfaring med deltakelse i friluftaktiviteter i oppveksten.

Listen over kontrollvariable ville imidlertid ha vært svært ufullstendig hvis den ikke også omfattet direkte målinger av uttalte preferanser for friluftsliv. Preferansene er høyst sannsynlig korrelert med atkomstforholdene. Dersom atkomsten betyr noe for mulighetene til å delta i friluftsliv må vi nemlig regne med at de mest friluftslivinteresserte også vil foretrekke å bo slik at atkomsten til naturområdene blir gunstig. Grunnen til at vi overhodet bruker indikatorer for de motivene som ligger bak preferansene som kontrollvariable, og ikke bare ser på de uttalte preferansene selv, er at målene vi nytter for uttalte preferanser neppe gir et fullstendig bilde av behovet folk føler for å delta i friluftsliv. De er neppe nøyaktige nok, og tar hverken høyde for at motivene kan være rent instrumentelle, eller for at selv sterk interesse for friluftsliv kan bli overskygget av interessen for andre aktiviteter.

Biologisk betingede eller miljøskapte variasjoner i personligheten,

psykiske forstyrrelser og lignende nyttes derimot ikke som kontrollvariable. Dette skyldes først og fremst at de er problematiske og kostnadskrevenne å måle, men også at den korrelasjonen de eventuelt måtte ha med atkomsten til naturområdene neppe er blant de største, og at den delvis kan ventes å falle sammen med de anvendte kontrollvariablenes korrelasjon med atkomsten.

3 Ressursbegrensninger og tilbud

Folks valg mellom friluftsliv og andre aktiviteter følger ikke direkte av motivene og preferansene deres. Rammene for hvilke valg som kan gjøres settes av tilbudet av aktivitetsmuligheter og forrådet av egne ressurser. Ressursbeskrankingenes betydning for valget diskuteres vi i avsnitt 3.1, mens tilbudet av aktivitetsmuligheter sin betydning blir diskutert i avsnitt 3.2.

3.1 Ressursbeskrankingene tid, inntekt, ferdigheter, helse/energi og utstyr

Aktiviteter tar tid, og ingen har ubegrenset tid uansett om det gjelder dagen, året eller livet. Deler av tiden må brukes for å skaffe inntekter og goder til husholdningens konsum. Andre deler må brukes til å samle energi og ferdigheter, men noe kan også nyttes til ubekymret atspredelse. Enkelte fritidsaktiviteter krever økonomiske utlegg og forutsetter derfor inntekter. Noen av dem tapper kanskje også krefter som kunne vært satt inn i inntektsgivende arbeid eller husholdningsarbeid, men mange fritidsaktiviteter bidrar også til å øke energiforrådet og styrke helsen slik at arbeidsevnen holdes ved like eller stiger. Mens friluftslivsmyndighetene vil at vi skal redusere utgiftene, ta vare på helsen og fremme produksjon og arbeidsliv i god protestantisk ånd, kan den enkelte foretrekke alt fra asketisk selvpining til sybarittisk luksusforbruk. Framfor å gå i hundene vil de fleste likevel foretrekke en balansert tidsfordeling som skaffer dem krefter, ferdigheter og dernest inntekter til et passende innkjøp av forbruks-goder pluss muligheter til å nyte dem.

I de seinere årene har en rekke økonomer med Gary Becker som frontfigur prøvd å konstruere mikroøkonomiske modeller for folks fordeling av tid på inntektsgivende arbeid, husarbeid og fritid under skiftende betingelser. Becker (1991) har såvidt også berørt fordelingen på energioppladende vs. energiforbrukende aktiviteter. Den enkle bærende ideen er at folk tenderer til å sette inn tiden sin i de aktivitetene som direkte eller indirekte gir mest nytte (realiserer preferansene best) over livsløpet når en tar hensyn til tilbudsforholdene og andre ressursbeskrankninger. Det er grenser for hvor omfattende konklusjoner en kan trekke for friluftslivets del av de modellene som foreligger pr. i dag. Som kjent også fra tradisjonell arbeidsmarkedsteori er det for eksempel ikke mulig å gi teoretisk begrunnede prediksjoner om hvordan variasjon i lønnsforholdene vil påvirke folks valg av fritid versus arbeidstid (Sharp 1981, Juster & Stafford 1991). Og selv om folk over tid synes å ha tatt inntektsvekst ut i form av mer fritid, betyr det ikke uten videre at bedring i inntektsforholdene gir mer friluftsliv. Når inntekten stiger får en råd til flere kostbare fritidsaktiviteter, slik at billigaktiviteter som fotturer i lokalmiljøet risikerer å bli skjøvet ut. Den motsatte effekten kan inn-treffe når inntektene synker. Nettovirkningen kan bli både positiv og negativ.

Beckers (1991) modeller impliserer at rasjonelle eldre folk vil bevilge seg mer fritid enn yngre yrkesaktive siden det økonomiske (og sosiale) utbyttet av å bruke tid på styrking av egne kvalifikasjoner og posisjoner i yrkeslivet er mindre enn blant de yngre (med mindre

en har særskilte forutsetninger for rask kvalifikasjonsoppgradering). Deler av den økte fritiden kan godt tenkes å bli brukt til friluftsliv, men da ventelig mest til mindre anstrengende aktivitetstyper. I sum kan begrenset energiforråd og svekket helse i høy alder selvsagt gi redusert samlet deltakelse i friluftsliv.

En annen mulig implikasjon er at folk med gode inntektsmuligheter i yrker som krever energisk årvåkenhet vil spandere relativt mer tid på energioppladende og helseforebyggende fritidsaktiviteter enn andre. Hvis det er slik at kvinner på grunn av tradisjon eller annet er best kvalifisert til husarbeid og barnestell, vil de, i en optimaliserende familie, sette en relativt større del av tiden sin inn i slikt arbeid enn mennene vil. Becker (1991) synes å mene at husarbeid, med mulig unntak for barnestell, i snitt er mindre energikrevende enn lønnsarbeid. De som spesialiserer seg på høyt lønnet energikrevende utenfor hjemmet, altså flere menn enn kvinner, vil ha særlig utbytte av energioppladende fritidsaktiviteter, noe som må antas å omfatte diverse friluftslivsaktiviteter, og bruke mer tid enn andre på dette. Hvorvidt arbeid med barn skaper tilsvarende behov er han påfallende taus om.

Det er imidlertid klart at ansvar for barn gir begrenset fleksibilitet, og færre muligheter til helt fri benyttelse av egen tid. På den andre siden egner en del friluftslivsaktiviteter seg godt for samvær med barn. Derfor er det ikke gitt at ansvar for barn reduserer den samlede deltakelsen i friluftsliv. Hvis en ikke har spesiell forkjærlighet for aktiviteter som ikke passer for barn, kan slikt ansvar like gjerne øke den samlede deltakelsen.

Passende doser av friluftsliv kan fungere som helseforebyggende og energiskapende middel, men deltakelse i friluftsliv kan også bli hindret av dårlig helse og mangel på overskudd. Korte, lette fotturer, fiske og båtturer er imidlertid aktiviteter som folk med relativt sterkt nedsatt helse kan drive hvis forholdene ligger til rette.

Noen friluftslivsaktiviteter krever ferdigheter som det tar tid, og kanskje også talent å innøve. Blant de vanligste sommeraktivitetene er ferdighetskravet trolig størst i jakt, fiske og visse former for båtliv. I tidlige livsfaser behøver ikke manglende ferdigheter være noen stor hindring for deltakelse. Men dersom et minimum av ferdigheter ikke er innlært på et relativt tidlig stadium i livet, kan hindrings-effekten bli betydelig.

De som i utgangspunktet allerede disponerer bil, båt eller hytte har lavere ekstraavgifter eller større fordeler ved deltakelse i aktiviteter der slike ressurser kan nyttes enn de som ikke disponerer ressurstypene. Vi kan blant annet regne med at de som har hytte vil gjøre stor bruk av naturområdene i nærheten av denne, og dermed kanskje også besøke områdene nærmest byen relativt mindre enn andre, og at de som har båt i snitt vil dra mer på båttur og saltvannsfiske enn andre, mens de som har bil kanskje vil dra hyppigere til utfartsområdene både i og utenfor byen enn andre.

Gitt det ovenstående kan vi ha nytte av å kontrollere for blant annet følgende indikatorer for beskrankninger på ressursene: Inntekt, alder, kjønn, barn, helsetilstand, erfaring fra deltakelse i friluftslivsaktiviteter (som vi i denne sammenhengen betrakter som indikator for ferdigheter, men som også kan tenkes å indikere dannelse av positive preferanser), samt mulighet til å disponere henholdsvis bil, båt og hytte.

3.2 Tilbudet av muligheter for friluftsliv

I Norge gjelder allemannsretten. Med unntak for jakt og fiske er det derfor stort sett gratis å drive friluftsliv når en først har fraktet opppakning og redskap fram til friluftslivsområdene. Tilbudet varierer altså ikke i pris, men i områdekvalitet, og i reisekostnader målt med den tiden, de kreftene, og eventuelt de pengene som trengs for å ta seg fram til områdene. Kvalitetsmessige aspekter ved atkomsten kan også betraktes som en del av tilbudet. I vår undersøkelse er vi særlig opptatt av å se på atkomsttilbudets effekter på deltakelsen. På grunn av dette har vi prøvd å begrense variasjonen i selve områdekvaliteten ved bare å ta for oss en enkelt bykommune der alle har anledning til å benytte de samme områdene.

Med få unntak bruker folk fire ulike måter å komme fram til de nære friluftsområdene på. De kan gå, bruke privat motorkjøretøy, sykle eller ta offentlig transportmiddel. De to første måtene er langt mer utbredt enn de to siste (Vorkinn & Gåsdal 1993).

Siden beina og privatbilen dominerer såpass sterkt ser vi bare på disse i analysene. Dermed ser vi bort fra effektene av det kollektive transportnettet. Det betyr at vi ikke fullt ut tar hensyn til atkomsttilbudet for de som eventuelt er avhengig av offentlig transport på grunn av begrenset førerliget og/eller mangel på eget motorkjøretøy.

Enda en forenkling består i å sette avstanden med bil proporsjonal med avstanden til fots. Når vi tar utgangspunkt i avstanden for fotgjengere skyldes det særlig at vi er interessert i effektene av tilrettelegging for fottrafikk mellom bolig og friluftsområde, men også at avstandene legger større begrensninger på fotgjengertrafikken enn på biltrafikken.

I forskningen om reiser og valg av reisemål har avstandene tradisjonelt vært den vanligste forklaringsvariabelen. Det snakkes gjerne om «distance decay». Det vil si at antallet som oppsøker målet synker når avstanden stiger. Ulike varianter av denne hypotesen går stadig igjen ved konstruksjonen av modeller for analyse og prediksjon av resemønstre. Dette gjelder ikke minst i *gravitasjonsmodellene*. I sin mest almene (ubeskrankede) form forutsetter disse modellene at strømmingen mellom to områder varierer proporsjonalt med omfanget av et bestemt sett aktiviteter eller aktivitetsmuligheter i hvert av de to områdene, og omvendt proporsjonalt med en funksjon av én eller flere friksjons- eller kostnadsfaktorer (de la Barra 1989, Fotheringham & O'Kelly 1989). Ved analyse av reisestrømmer synes avstanden å være den hyppigst anvendte friksjonsfaktoren, noe som skyldes at den både er relativt enkel å måle og erfaringsmessig gir bra prediksjoner (Fotheringham & O'Kelly 1989). Dette gjelder også ved analyse av rekreasjonsreiser. I enkle varianter av gravitasjonsmodellen kan antallet reiser fra et bestemt boområde til et bestemt reisemål bli sett som proporsjonalt med antall bosatte i boområdet og kvaliteten eller størrelsen på reisemålets attraksjoner, og omvendt proporsjonalt med en eller annen potens av avstanden (jf. for eksempel Smith (1989) og Walmsley & Lewis (1993)).

Her skal vi imidlertid konsentrere oss om det som er gjort for å modellere atkomstforholdenes effekter på mer adekvat vis enn i de enkleste modellvariantene. Et viktig poeng vil da være å finne en

funksjonsform som beskriver tilnærmet riktig hvordan reisehyppigheten synker med avstanden. Som en vil se av metodebeskrivelsen i kapittel 5 (jf. også vedlegg 1) har vi valgt å nytte den *semilogaritmiske* funksjonsformen som brukes hyppig i ulike former for analyse av frekvensdata (her turfrekvensdata) på individnivå. Den avviker fra funksjonsformene som nyttes i *gravitasjonsmodellene* (der en bruker data på gruppe- i stedet for individnivå), men har også klare likheter med disse.

Et av formålene våre er å finne ut hvor sterkt viljen til å bruke beina avtar med avstanden. Det er vanlig å mene at folk sjelden går mer enn noen få hundre meter dersom det finnes andre alternativer. Særlig amerikanerne antas å ha notoriske vaner i så måte (Whyte 1988, Garreau 1991). Men dette er ikke nødvendigvis et særmerikansk fenomen. Undersøkelser av parkbruk i Bergen viste for eksempel at ca. 50 prosent av de voksne som ble intervjuet i et utvalg av byparker bodde innen ca. 300 meter fra parken de befant seg i, og at nær 70 prosent bodde innen ca. 700 meter fra parken (Sundheim et al. 1980). Men i Bergen ble det samtidig også gjort en undersøkelse om bruken av turområdene (Bennett 1982). Den viste at turområdet som ble mest brukt lå innen 10 minutters reiseavstand fra boligen blant ca. 55 prosent av den turgående befolkningen i tre utvalgte boligområder, mens hele 80 prosent hadde det mest brukte turområdet sitt innen en halv times reise fra boligen. Den viste dessuten at mens det var mange som hadde reisetid på mindre enn 15 minutter til det mest brukte turområdet, og ganske få som hadde reisetid på 15 til 25 minutter, så steg antallet igjen til en ny topp blant de som reiste i ca. en halv time til området de brukte mest. Og til en enda større topp for det området de brukte nest mest. Dette tar de som tegn på at: «for den jevne turgåer i vårt utvalg, er dette (20 minutter O.G.) det maksimum som aksepteres av gangtid for å nå utgangspunktet for turen. Ti minutter synes å være en rimelig middeltid.» Videre konkluderer de med at: «Opphopningen ved ca. 30 minutter ... kan med rimelighet forklares ved at brukerne ved så lang reisetid foretrekker bil eller buss framfor å gå.» (s. 66.)

Datamaterialet som presenteres gir imidlertid ikke grunnlag for å trekke slike konklusjoner. Som i de fleste tilsvarende undersøkelser har en ikke tatt hensyn til naturområdetilbudet sine effekter på resemønstrene. Når bergensernes reisetider hopper seg opp i intervallet under 15 minutter kan grunnen være at de fleste ikke *behøver* å gå lenger enn dette for å komme fram til nærmeste turområde.

En beslektet og nokså vanlig mangel med tidligere undersøkelser er at en tar utgangspunkt i bruken av bestemte områder, eller i de som bruker disse områdene, snarere enn i hele befolkningens bruk av friluftsområder generelt. Dette gjelder blant annet parkundersøkelsen i Bergen. Når parkbruken synker sterkt med avstanden skyldes det ikke nødvendigvis at folk som bor et stykke unna mangler viljen til å gå helt fram. Det kan også bety at de lar være å gå til den aktuelle parken på grunn av at de har akseptable alternativer innen kortere rekkevidde.

Enkelte undersøkelser lider for øvrig også av den mangelen at fotturer til marka er gruppert sammen med fotturer til parken eller butikken. Viljen til å gå synes imidlertid å avhenge av hvilket ærend en er ute i. En har trolig lettere for å akseptere lange gangavstander fram til marka enn til dagligvarebutikken. I en undersøkelse av tur-

trafikken i de forskjellige delene av Osloområdet i 1970 fant en for eksempel at nær halvparten av et meget stort antall brukere hadde gått helt hjemmefra, og at *gjennomsnittsavstanden* til utgangspunktet i marka var ca. 2 kilometer for gående i alle områder unntatt Nordmarka, der den var ca. 1,3 kilometer. Er farten 1,5 meter i sekundet tilsvarer 2 kilometer ca. 22 minutter.

Som sagt avtar interessen for å gå mye raskere med avstanden enn interessen for å kjøre. Derfor kan vi riktignok regne med at andelen som går til friluftsområdene synker med avstanden, men for de kortere avstandenes del vil dette bli kompensert av en økende andel bilkjøring. Det er ikke utenkelig at den motoriserte trafikken kan øke så mye med avstanden innenfor de rammene det er snakk om i norske byer, at den nesten kompenserer fullstendig for fallet i andelen av gående.

For å finne ut av dette må vi imidlertid ta hensyn til hvordan hele systemet av friluftsområder er fordelt i rommet i forhold til de enkelte boligområdene. Antall reiser fra et gitt boligområde til et gitt friluftsområde avhenger av hvilke andre friluftsområder som er tilgjengelige, og hvor de forskjellige områdene ligger i forhold til hverandre. I den grad det tas hensyn til slikt i gravitasjonsmodellene gjøres det gjerne ved at en lar det enkelte målområdet få sin proporsjonale andel av alle områdenes summerte tiltrekningskraft slik den er bestemt av attraksjonene de kan by på og av avstandene til utgangsområdet (de la Barra 1989).

Slike gravitasjonsmodeller impliserer gjerne at de ulike reisemålenes tiltrekningskraft ganske enkelt kan summeres, slik at avstand og andre kvaliteter betyr like mye for hvert enkelt område. En alternativ tilnærming, den såkalte «intervening opportunities»-modellen, bygger på stikk motsatt syn. I følge denne avhenger antallet som drar fra et gitt utgangspunkt til et gitt reisemål av hvor mange lignende mål eller muligheter som ligger på veien mellom dem (Smith 1989). Og for nærrekreasjon eller dagsturers vedkommende kan dette kanskje være en vel så aktuell formulering som «distance decay» teorien. At modeller som ikke tar hensyn til områdenes **relative** beliggenhet i ulik avstand fra boligene kan gi utilfredsstillende resultater, synes blant annet dokumentert av Fesenmaier & Leiber (1987).

Sett fra vårt synspunkt ville det være interessant å få bedre kjennskap til effektene av såvel absolutt som relativ avstand til de enkelte områdene både på den totale friluftaktiviteten og på bruken av det enkelte området. For dette formålet synes det rimelig å kombinere trekk fra «distance decay» tilnærmingen med trekk fra «intervening opportunities» tilnærmingen. Modellen bør altså ta hensyn til avstanden til hvert enkelt av de aktuelle friluftsområdene, og til at det kan skje sprang i bruken av et område alt etter hvorvidt det ligger nærmere eller fjernere fra boligene enn andre friluftsområder.

Resultatene av undersøkelsen i Bergen viser også tydelig nok at folk i tillegg til det nærmeste området bruker fjernere områder i byens nære omland selv om dette forekommer langt sjeldnere enn turene i det nærmeste området. Som forskerne selv sier kan dette skyldes at andre og bedre kvaliteter ved fjernere områder veier opp for større avstand (Bennett et al. 1982, Sundheim et al. 1980).

Modellen bør ta hensyn til at avstandene kan bidra til å avgjøre hvilket av flere mulige områder folk velger å besøke når de allerede har bestemt seg for å drive friluftsliv, og at de samtidig også bidrar til å avgjøre hvor ofte folk bruker beina når de drar til et eller annet friluftsområde. Den bør også åpne for at avstandene kan bidra til å bestemme hvor mange ganger folk samlet sett vil oppsøke ett eller annet friluftsområde. I så fall er det for eksempel ikke tilfredsstillende å nytte den vanlige typen «trip generator» modell der «trip generator»-leddet bestemmer antallet turer uavhengig av avstandsstrukturen, mens et annet ledd fordeler turene på ulike destinasjoner i forhold til variasjon i avstand etc. (Smith 1989). Brukes det modeller med separat «trip generator»-ledd bør også dette leddet reflektere avstandsforholdene, slik det for eksempel er lagt opp til i den modellen Peterson et al. (1983) presenterer, der sannsynligheten for overhodet å dra på tur avhenger av en funksjon av områdeegenskapene og avstandene summert over alle aktuelle friluftsområder. Etter hvert er det også utviklet enda bedre integrerte modeller der turfrekvens og fordeling på ulike destinasjoner begge påvirkes av avstandsforhold etc., og forutsettes simultant bestemt (jf. for eksempel Yen & Adamowicz 1994). Av kapittel 4 framgår det imidlertid at vi i denne omgangen velger å starte med analyse av separate modeller for hvert enkelt område, for deretter å se om resultatene fra disse analysene gir grunnlag for å nytte enkle modeller der samlet turhyppighet bare blir påvirket av avstandene til *de nærmeste* forekomstene av noen få hovedtyper av naturområder. Denne løsningen forutsetter meget sterke «intervening opportunity»-effekter, og er derfor ikke helt tilfredsstillende sett som generell tilnærming. I framtidige undersøkelser vil det for eksempel kunne være mer aktuelt å ta utgangspunkt i modeller av Yen & Adamowicz (1994) type og innlemme «intervening opportunity»-effektene i disse.

For øvrig vil en også kunne hevde at sannsynligheten for å dra på tur ikke avhenger av den objektive målbare avstanden direkte, men av den subjektivt opplevde avstanden, som er en funksjon av både objektive målbare avstand og andre forhold (Golledge & Timmermans 1990, Walmsley & Lewis 1993). En rekke funn tyder på at folk i noen grad ser veier med negative egenskaper som lengre enn veier med positive egenskaper. For vår del har vi imidlertid valgt å droppe forestillingen om subjektivt opplevd avstand og heller se det slik at den fysiske avstanden er en separat «friksjonsfaktor», og at andre negative eller positive veiegenskaper har sine egne separate «friksjons»- eller «smøremiddel»-effekter på turhyppigheten. Dette forenkler modelleringen av avstandens effekter.

Skal en finne kvantitative uttrykk for veienes attraktivitet for fotgjengere må disse andre «friksjons»- og «smøre»-faktorene måles. Desverre er det vanskeligere å finne like gode mål for disse som for avstanden. Spørsmålet om hvilke slike andre veiegenskaper enn avstandene folk legger vekt på, og målingen av dem, behandles nærmere i kapittel 5.

Ut fra praktisk datamessige hensyn forutsetter vi her at folk faktisk følger den objektive sett korteste ruten så fremt den er åpen for allminnelig gjennomgang og tilrettelagt med vei eller godt farbar sti. Hills (1984) undersøkelser tyder da også på at fotgjengerne i byen stort sett faktisk går den korteste veien, og at de først tar hensyn til annet enn avstanden når de har flere like lange veier å velge mellom. Men Herrstedt (1981) hevder at gangveiruter må være minst

10 prosent og gjerne 20 prosent kortere enn andre veier for å til- trekke seg all fotgjengertrafikken. Forutsetningen er derfor ikke helt uproblematisk.

Dette fører selvsagt til enkelte feilmålinger av de faktiske distansene folk går, men det er ikke det største problemet. Når vi forutsetter at folk velger den korteste ruten, må vi nødvendigvis også forutsette at veibanen og omgivelsene langs veien de går er identisk med veibane og omgivelser langs den korteste ruten. Men en av

grunnene til eventuelle avvik fra den korteste ruten kan jo nettopp være at folk ikke liker veibanen eller omgivelsene, og i stedet tar en omvei med helt annen veibane eller andre omgivelser. Derfor har vi et betydelig problem når *effekten* på turmønsteret av omgivelsene langs veien skal estimeres. Vi har forsøkt å bøte litt på dette ved å la respondentene i en av surveyundersøkelsene velge mellom ulike *hypotetiske* turveialternativer der enkelte sider ved omgivelsene etc. er beskrevet, for så å estimere de hypotetiske i stedet for de faktiske effektene på turvalget av de beskrevne forholdene.

4 Data og metode

4.1 Data

Datamaterialet er presentert i tabellform i Gåsdaal (1995). Her gir vi bare en verbal oversikt: Høsten 1991 ble det gjort et tilfeldig uttrekk fra Folkeregisteret blant personer som hadde fylt 18 år og tidligst var født i 1915. Det ble i alt trukket ut 2.500 personer, hvorav 500 var registrert som bosatt i utvalgte grunnkretser i bydelen Charlottenlund, mens de resterende 2.000 ble trukket tilfeldig blant personer registrert som bosatt i de øvrige delene av Trondheim kommune.

Overrepresentasjonen av folk fra Charlottenlund skyldtes ønsker om å måle effekter på uteaktivitetene av en turvei som var planlagt bygget i området. Ferdigstillingen av turveien tok imidlertid såpass mye lenger tid enn forutsatt at disse målingene ble oppgitt.

Meningsmålingforetaket Norfakta ble engasjert til å gjøre ca. 1.200 telefonintervjuer med personer valgt mest mulig tilfeldig blant de 2.500 personene i det opprinnelige utvalget. I alt ble 1.750 personers telefonnummer oppsporet og oppringt, mens 1.074 brukbare intervjuer ble gjennomført.

Det måtte nyttes telefonintervju, og en streng prioritering av spørsmålene var nødvendig. Vi så det som viktigst å få opplysninger om deltakelsen i friluft- og uteaktiviteter i 1991. I tillegg stilte vi spørsmål om sosiodemografiske forhold. Spørsmål om preferanser og tidligere friluftslivserfaring etc. ble utsatt til en oppfølgende undersøkelse året etter.

Også oppfølgingsundersøkelsen i 1992 ble gjennomført som telefonsurvey av Norfakta med utgangspunkt i det opprinnelige personutvalget fra Folkeregisteret. Den foregikk over ca. to uker i november 1992. Målet var å få nytt intervju med så mange som mulig av de som deltok i den første undersøkelsen. Nytt intervju ble med sikkerhet oppnådd med ca. 49 prosent av de identifiserte opprinnelige intervjupersonene.

I tillegg til de som hadde vært intervjuet tidligere ble 163 andre sikkert identifiserte personer fra det opprinnelige utvalget på 2.500 personer intervjuet. For å få rimelig størrelse på utvalget i andre runde intervjuet en ytterligere 373 personer som var trukket tilfeldig fra telefonlisten. Antall brukbare intervjuer i andre runde var 1.065.

For å få mer eksakt kunnskap om respondentenes preferanser for ulike sider ved atkomstveiene til marka, ønsket vi også å be dem om å vurdere et større sett av nærmere beskrevne tur- og atkomstalternativer. Deltakerne i 1992-telefonsurveyen ble derfor spurt om de ønsket å delta i nok en undersøkelse. De som svarte ja fikk tilsendt et spørreskjema i slutten av oktober 1993. Effektiv utvalgsstørrelse var denne gangen 950.

Spørsmålene vi stilte i den siste undersøkelsen var relativt kompliserte, og trolig tidkrevende å svare på. Men samtidig så vi det også som noe mindre viktig å få svar fra et stort og representativt utvalg på disse spørsmålene enn på spørsmålene

om deltakelse i friluftaktiviteter. Derfor fikk de som ikke hadde svart innen to uker tilsendt et nytt skjema med færre spørsmål i håp om at dette skulle øke svarprosenten. I henhold til vilkårene fra Sentralkontoret for folkeregistrering ble det bare sendt ut én purring som altså var vedlagt nytt forkortet skjema. Vi mottok i alt 611 svar. Dette gir en svarandel i forhold til effektivt utvalg på ca. 64 prosent. De utfylte skjemaene fordelte seg med 412 av den mest omfattende varianten og 199 av den varianten som ikke inneholdt conjointanalyse spørsmål.

I alt 354 respondenter er identifisert som deltakere i alle tre undersøkelsesrunder. Dette er ca. 33 prosent av de som deltok i den første undersøkelsen. To tredjedeler av deltakerne i denne undersøkelsen falt altså fra underveis. En del av frafallet skyldes at folk ikke ønsket å delta i flere undersøkelser. Den klart største delen av frafallet skyldtes imidlertid at en ikke klarte å få tak i folk på telefonen. Grunnen er delvis at de flytter, blir syke og dør etc., men størstedelen skyldes at de ganske enkelt ikke er tilgjengelige når vi ringer.

I tillegg til registreringene av svarene, ble boligadressen til samtlige personer i såvel Folkeregisteruttrekket som i tilleggsutvalget fra 1992 plottet inn på Trondheimskartet for dermed å bli plassert i ett av i alt ca. 200 noenlunde enhetlige boligområder. Inndelingen av områdene er foretatt spesielt for denne undersøkelsen og faller ikke sammen med andre administrative eller statistiske inndelinger. De kan variere noe i størrelse, men i tettbebyggelsen er de aldri mer enn ca. 0,6 km² store og blir aldri gjennomskåret slik av trafikkbarrierer som sterkt trafikkerte veier at det skaper forskjeller i atkomsten til det nærmeste større naturområdet for beboerne i ulike deler av det enkelte området. Vi regner Strindamarka og Bymarka/Leinstrandmarka inkludert Bynesheiene som større naturområder i denne sammenhengen. Med unntak for den spredte bebyggelsen i sørøst er ett av disse to områdene det nærmeste større naturområdet for samtlige respondenter. Boligområdenes omfang framgår av figurene 5.1 og 5.2 i neste kapittel. Figurene viser også hvor de ulike naturområdene ligger i forhold til bebyggelsen.

I undersøkelsen deltok også et mindre antall personer bosatt i spredt bebyggelse på Byneset, Leinstrand og Bratsberg. Disse er ikke representert på noen av kartene. For områdene i tettbebyggelsen sin del er avstandene målt fra midten av områdene langs den korteste veien fotgjengere kan følge til henholdsvis Strindamarka og Bymarka/Leinstrandmarka. Med utgangspunkt i disse målene har vi konstruert et mål for avstand til nærmeste større naturområde. Dessuten har vi blant annet også målt korteste avstand til strandområder med naturpreg, og til sentrum (Midtbyen). Avstandsmålingene og målingene av andre sider ved gangveiatkomsten har delvis skjedd manuelt, men størstedelen av avstandsmålingene er gjort på bykartet. Sammenligning av avstandsmålinger gjort på stedet og målinger gjort på kartet viser meget god overensstemmelse. Mens avstandene er målt fram til begge de største områdene såvel som til eventuelle andre nærmere naturområder, er andre veiegenskaper (bilvei eller annen vei, trafikk tetthet, type omgivelser, antall og type krysninger med andre trafikkårer etc.), bare målt (eller vurdert skjønnsmessig) fram til det nærmeste større området, og bare for de som bor innen 4 kilometer fra området.

4.2 Datas representativitet

Vi har sammenlignet alders- og kjønnsfordelingen blant respondentene i hvert av de tre undersøkelsesårene med tilsvarende fordeling i Trondheim kommune ved folketellingen i 1990. Av hensyn til det geografisk stratifiserte utvalget har data blitt vektet for å gi lik tyngde til alle deler av kommunen.

Sammenligningen med folketellingsdataene viser at de eldre er noe underrepresentert i data. Dette skyldes delvis at uttrekket fra Folkeregisteret bare omfattet folk som var født i 1915 eller seinere, og derfor ikke kunne være eldre enn 76 år i 1991. Det er imidlertid en særlig stor underrepresentasjon av eldre kvinner i materialet, og denne skjevheten tenderer til å stige fra undersøkelse til undersøkelse. Dette skyldes kanskje lavere interesse for friluftsliv, større skepsis mot spørreundersøkelser og mer sykdom i denne delen av befolkningen enn ellers. Resultatet kan bli at vi overestimerer det gjennomsnittlige deltakelsesnivået. Trolig har vi en generell overestimering av gjennomsnittsdeltakelsen på grunn av at de mest friluftslivsaktive er mer villige til å delta i undersøkelser om friluftslivet enn andre. I tillegg kommer dessuten den overestimeringen vi må regne med på grunn av at enkelte oppgir høyere deltakelse enn de faktisk har i «riktige» aktiviteter som friluftsliv (Cooper & Shaw 1985, Juster & Stafford 1991). Sammenligning med tidsnyttingsdata for hele landet (Gåsdaal 1993, Gåsdaal 1995) synes da også å støtte formodningen om at Trondheimsdataene viser høyere deltakelse enn det som faktisk forekommer i gjennomsnittsbefolkningen.

For oss er det imidlertid langt viktigere å undersøke sammenhengene mellom deltakelsen og atkomstforholdene enn å gi nøyaktige estimater av det absolutte deltakelsesnivået, og i denne sammenhengen er det ikke nødvendigvis noe stort problem at mange overdriver egen deltakelse. Hvorvidt overdrivelsene skaper problemer avhenger av om de samvarierer med den faktiske deltakelsen, og det er det slett ikke sikkert at de gjør. Derimot er det i utgangspunktet relativt sannsynlig at atkomstens effekter på deltakelsen vil bli underestimert dersom overestimeringen av deltakelsen skyldes uforholdsmessig liten svarprosent blant de som deltar lite i friluftsliv. En av hypotesene våre er nemlig at deltakelsen i friluftsliv synker med avstanden til nærmeste naturområde. Dersom dette er riktig samtidig som deltakelsen i undersøkelsen, uansett årsaken til variasjon i friluftslivsaktivitet, synker med deltakelsen i friluftsliv, vil dataanalysen vise svakere sammenheng mellom avstand og deltakelse enn den som faktisk finnes i gjennomsnittsbefolkningen. Men hvis dette er tilfelle, burde vi kunne observere økende frafall fra undersøkelsen med stigende avstand fra nærmeste naturområde. For å få et inntrykk av hvor stort problemet eventuelt er, har vi gransket dette nærmere. Vi har sammenlignet avstandsfordelingene blant de som faktisk har deltatt i undersøkelsen med avstandsfordelingen blant medlemmene i det opprinnelige Folkeregisterutvalget, og ser riktignok en svak tendens til overrepresentasjon av undersøkelsesdeltakere blant de som bor nær ett av de to store naturområdene. Denne tendensen tiltar dessuten fra undersøkelse til undersøkelse, men det er ikke verre enn at andelen som bodde innen 2 kilometer fra nærmeste større naturområde bare var 4,3 prosentpoeng større blant respondentene i 1993 enn i totalutvalget fra 1991. Dette tar vi som tegn på at utvalgsskjevhetene ikke fører til særlig stor underestimering av sammenhengene mellom deltakelse og atkomstforhold.

4.3 Analyseteknikker

4.3.1 Undersøkelse av faktiske turfrekvenser

Vi har en del forestillinger om hvordan bestemte *avhengige* variable, deltakelse og reisemåte til utfartsområdene, kan være *påvirket* av bestemte sider ved atkomstforholdene. Vi ønsker å finne ut i hvilken grad datamaterialet gir støtte til disse forestillingene. For dette formålet trenger vi statistiske modeller som tar hensyn til deltakelsesvariablenes spesielle karakter, og som samtidig gjør det mulig å *kontrollere* for effekten på deltakelsen av andre variable enn atkomsten.

Deltakelse måler vi som antall turer en har tatt til bestemte områdetyper eller antall ganger en har deltatt i bestemte aktiviteter i løpet av en viss tidsperiode. Turantall er en diskret variabel med ikke-negative hele tall som mulige verdier, og analysen bør ta utgangspunkt i teoretiske sannsynlighetsfordelinger for slike variable. Hvilken fordeling eller kombinasjon av fordelinger som velges avhenger av hvilke forutsetninger en gjør om «prosessene» som genererer turantallet. Ved analyse av diskrete hendelsers forekomst over tid har en ofte tatt utgangspunkt i Poisson-fordelingen. Hvis vi valgte å følge denne tradisjonen, ville det være naturlig å bruke multippel Poisson-regresjon med semi-logaritmisk funksjonell form der logaritmen til den diskrete hendelsesvariabelen (turantall pr tidsintervall) settes på venstre side av likhetstegnet, og en lineær funksjon av forklaringsvariablene, inklusive atkomstforholdene, på høyre side. Denne strukturelle formen har viktige hovedtrekk felles med de formene en har hatt best erfaringer med i gravitasjonsmodellforskningen (jf kapittel 3). Effekten av avstand på deltakelsen vil i begge modelltypene være negativ, avtakende, og nærme seg null asymptotisk uten noen gang å bli lik null. Det siste er imidlertid et problem i vårt tilfelle. Siden vi bruker individdata er det ønskelig med en modell som tar hensyn til at enkelte individer aldri benytter turmulighetene vi studerer og derfor har en forventet turfrekvens lik null. Poisson-modellens forutsetning om at forventet turantall er en fast størrelse som fullt ut bestemmes av forklaringsvariablene og er lik turantallets varians, kan dessuten ikke ventes å være oppfylt.

Det er imidlertid lansert mer fleksible modeller som ivaretar de fleste av Poisson-modellens fortrinn samtidig som de tillater et element av *tilfeldig* variasjon innen befolkningen med hensyn til *forventet* turantall pr. tidsintervall. Det finnes også modeller som tillater at folk med større eller mindre sannsynlighet kan ventes å *aldri* dra på den typen turer vi studerer. I vedlegg 1 presenterer vi en modell som kombinerer disse to egenskapene, en såkalt *null-inflatert negativ binomial regresjonsmodell*. Det er denne vi nytter i analysene nedenfor. Er en ukjent med modelltypen vil en ha utbytte av å lese vedlegg 1 før resultattabellene i neste kapittel granskes.

4.3.2 Undersøkelse av hypotetiske reisemåte/reisemålvalg

Vi ønsker å finne effektene på valg av turmål og reisemåte av andre sider ved atkomstveien enn avstanden. Folk har imidlertid vanligvis mer enn én atkomstvei å velge mellom. Tidligere studier tyder som sagt på at de fleste velger den korteste veien, men dette må i noen grad antas å bero på den korteste veiens kvaliteter sammelignet med de nærmeste veialternativene. Vi har hverken kunnet samle

opplysninger om eksakte veivalg eller om alle de faktiske veialternativenes kvaliteter. Derfor kan vi heller ikke gi en fullt tilfredsstillende analyse av de faktiske kvalitetsforskjellenes effekter på faktisk reisemåte og turfrekvens.

For å kompensere for denne svakheten har vi supplert undersøkelsen med en gransking av folks reaksjoner på systematisk utvalgte *hypotetiske* veialternativer. Data ble samlet inn i spørreundersøkelsen i 1993. Vi brukte valgbasert conjointanalyse (Louviere 1988). I vårt tilfelle innebar dette blant annet at vi beskrev et sett av ulike hypotetiske gangveier mellom boligområdene og marka. Beskrivelsene av hvordan den enkelte veiens forskjellige egenskaper var kombinert ble variert i henhold til et fraksjonelt faktorielt design. Egenskapene vi lot variere og kombinere var veiens lengde, biltrafikk tetthet langs veien, forholdet mellom vegetasjon og bebyggelse langs veien, mulighetene for å ta ulike traseer fram og tilbake til marka, og mengden av andre gående langs veien. Når vi konsentrerte oss om disse forholdene, skyldtes det blant annet at særlig mange respondenter tidligere (i 1992) hadde sagt at dette var veiegenskaper de ville legge vekt på

ved valget mellom å gå til marka eller å bli hjemme. For hver gangveibeskrivelse som ble presentert ba vi respondentene om å si hvorvidt de foretrakk å dra til fots langs denne veien for å gå tur i marka, kjøre en viss distanse og betale en viss parkeringsavgift for å gå tur i marka, eller å ta en spasertur nær bebyggelsen. Dersom disse hypotetiske valgene avspeiler faktiske preferanser, kan de nyttes til å undersøke hvordan de faktiske oddsene for å gå til marka framfor å kjøre til marka eller å spasere nær bebyggelsen, varierer med det reelle nivået på de nevnte veiegenskapene.

Til dette formålet trengs det statistiske modeller som tar hensyn til at den avhengige variabelen er et diskret valg mellom mer enn to alternativer. Den mest brukte metoden i slike tilfeller er betinget logit analyse. Denne forutsetter imidlertid at den relative sannsynligheten eller oddsen for valg mellom to av alternativene er uavhengig av hvordan det tredje alternativet ser ut. Dette kan ikke tas for gitt, og vi nytter derfor en mer fleksibel, men også mer komplisert variant som i engelsk fagterminologi kalles «nested» logit-analyse. Spørreteknikken og den statistiske modellen er nærmere beskrevet i vedlegg 2.

5 Atkomstens betydning for bruken av friluftsområder

5.1 Oversikt over kapitlet

I dette kapitlet gir vi først en kort beskrivelse av bolig- og naturområdene som de empiriske analysene refererer til (avsnitt 5.2). Videre viser vi hvordan de ulike område- og aktivitetstypene er gruppert, og hva data sier om aktivitetsdeltakelse og naturområdebruk i Trondheim (avsnitt 5.3). Dernest innleder vi analysene av avstandens effekter på deltakelsen med å forklare hvordan avstander og preferanser for friluftsliv er målt (avsnitt 5.4.1). Dermed er både den geografiske konteksten og flere av de sentrale variablene presentert før vi legger frem analyseresultatene.

Vi begynner fra bunnen av med å granske avstandenes effekter på besøket i det vi kaller enkeltområder (avsnitt 5.4.2). Vi gransker ikke bare, som mange før oss har gjort, hvordan besøket i det enkelte området synker med avstanden til folks bosted («distance decay»-aspektet), men også hvordan det avhenger av områdenes innbyrdes beliggenhet («intervening opportunities»-aspektet). Dessuten vurderer vi om den innbyrdes beliggenheten betyr mer for bruken når det ene området kan brukes til samme aktiviteter som det andre, enn når anvendelsesmulighetene er forskjellige.

Analysene tyder på at det faktisk er sammenheng mellom bruken av enkeltområdene og avstandene til boligområdene også når vi kontrollerer for preferanser og «intervening» opportunities. Styrken på sammenhengen synes imidlertid å være sterkt avhengig av at det ikke finnes andre områder med *tilsvarende* anvendelsesmuligheter innen kortere avstand til boligene. Derfor tillater vi oss å modellere den samlede *lokale* bruken en *områdetype*, og den samlede *lokale* deltakelsen i de aktivitetene som områdetypen egner seg til, som funksjoner av avstandene til det *nærmeste* området av vedkommende type. Vi skiller på den ene siden mellom de to områdetypene markområder og strandområder, og på den andre siden mellom de to tilhørende aktivitetsgruppene markaktiviteter og sjøaktiviteter (avsnitt 5.4.3).

Et av hovedformålene med undersøkelsen er å granske hvordan samlet fritidsbruk av lokale naturområder, og samlet deltakelse i lokalt friluftsliv, avhenger av avstandsforholdene. Med utgangspunkt i resultatene som presenteres i avsnittene 5.4.2 og 5.4.3 tillater vi oss derfor i avsnitt 5.4.4 å benytte to relativt enkle analysemodeller, der henholdsvis samlet deltakelse i lokalt friluftsliv og samlet bruk av lokale naturområder er funksjoner av avstanden til såvel nærmeste strandområde som nærmeste markområde.

I avsnitt 5.4.5 ser vi nærmere på sammenhengene mellom visse kontrollvariable og deltakelsen i lokalt friluftsliv, og undersøker blant annet spesielt om data indikerer forskjeller i kvinner og menn reaksjoner på avstander etc.

Eventuell sammenheng mellom avstandene til lokale naturområder og deltakelse i lokalt friluftsliv styrker sannsynligheten for at det også er en sammenheng mellom disse avstandene og samlet deltakelse i *alt* friluftsliv, inklusive det ikke-lokale. Et slikt samsvar

kan imidlertid ikke tas for gitt, men må undersøkes empirisk. Resultatene av denne undersøkelsen vises i avsnitt 5.4.6.

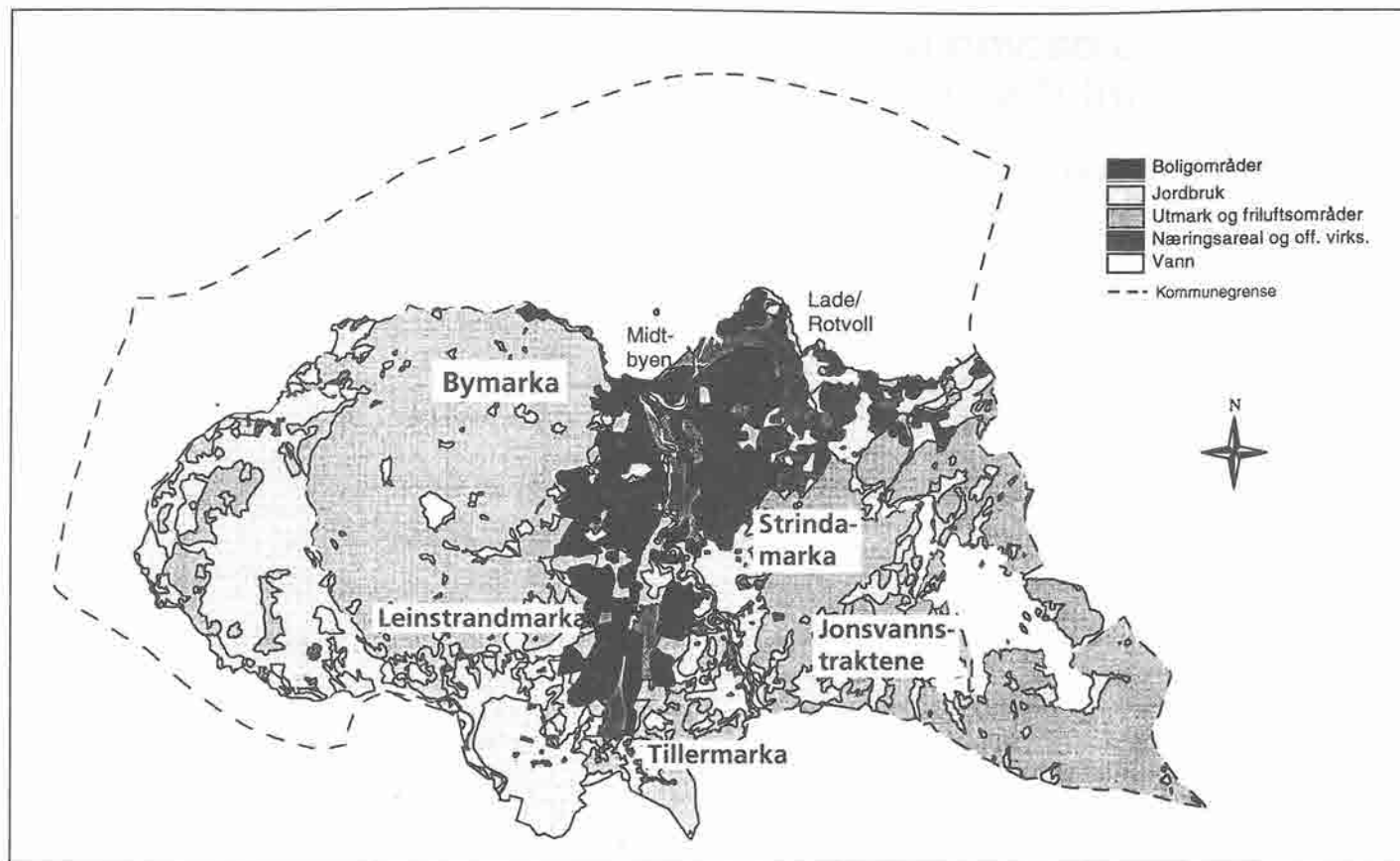
Noen ganger lar en friluftslivsbegrepet omfatte beslektede uteaktiviteter som spaserturer og mosjon i bebygde områder, eller en tenderer sterkt til å legge alle slike uteaktiviteter inn under friluftslivspolitikkenes ansvarsområde, slik det skjedde i stortingsmelding 40:(1986-87) om friluftsliv. Dersom dette betyr at en ønsker å sette deltakelsen i alle enkle bolignære uteaktiviteter på linje med deltakelsen i tradisjonelt friluftsliv, må spørsmålet om hvilken betydning atkomsten til natur har for deltakelsen stilles på nytt. Da må en spørre om ikke bare deltakelsen i tradisjonelt friluftsliv, men også den samlede deltakelsen i uteaktiviteter, *inkludert spaserturer og mosjon*, synker med avstanden til naturområdene. I motsatt fall er det ikke lenger en selvfølge at det er fornuftig friluftslivspolitikk å minimere avstandene til naturområdene. Analysen av sammenhengene mellom deltakelse i lokale uteaktiviteter generelt og avstanden til naturområdene blir også presentert i avsnitt 5.4.6.

Til slutt, i avsnitt 5.5, analyseres valget av reisemåte, samt kombinasjonen av reisemåte og reisemål. Under 5.5.1 gransker vi sammenhengen mellom reisemåte og avstand. Under 5.5.2 nytter vi samvalgsanalyse, det vil si analyse av hypotetiske valg mellom flerdimensjonale alternativer, til å granske hvordan kombinasjonen av reisemåte og reisemål kan tenkes å avhenge av flere egenskaper ved atkomstveiene enn avstandene. Under 5.5.3 prøver vi så langt det lar seg gjøre med det foreliggende datamaterialet å undersøke hvilke effekter andre veiegenskaper enn avstand har på det faktiske valget av reisemåte. Meningsfull analyse av andre veiegenskaper enn avstanden sine effekter på det faktiske besøkstallet i naturområdene synes ikke å være praktisk mulig med våre data. Forsøkene vi har gjort på slike analyser blir derfor ikke presentert her.

5.2 Områder for friluftsliv i Trondheim

Hovedtrekkene i den romlige rekreasjonsområdestrukturen er enkle. Det er to store skogs- eller markområder, ett på vestsiden av byen, og ett på østsiden. Dessuten finnes det ett større strandområde med både bade- og turmuligheter nord for de store befolkningkonsentrasjonene på østsiden av elva ved Lade/Rotvoll (jf **figur 5.1** og **figur 5.2**). De aller fleste som bor på vestsiden av Nidelva har Bymarka / Leinstrandmarka som det nærmeste større naturområdet. På østsiden av Nidelva har en ikke ubetydelig del av befolkningen kortere vei til Bymarka/Leinstrandmarka enn til Strindamarka, men et stort flertall bor likevel nærmere Strindamarka enn Bymarka/Leinstrandmarka.

Bymarka/Leinstrandmarka er desidert størst av de to skogområdene med ca. 83.100 dekar. Dessuten er terrenget og vegetasjonen mest variert her. En finner gode utsiktspunkter, betydelige områder som ligger over tregrensen, og store, varierte skogområder som i hvert fall delvis er godt avskjermet fra trafikk og bebyggelse. I de lavereliggende områdene finnes det dessuten lett tilgjengelige vann med populære badeplasser og muligheter for fiske. Det er lagt restriksjoner på bruken av flere av vannene i de indre delene av marka, men også her finnes det fiskemuligheter. I Bymarka/Leinstrandmarka er det også fem-seks serveringssteder som betjener



Figur 5.1
Kart over Trondheim kommune med naturområder, jordbruksområder og boligområder. (Kilde: Digitalisert jordbrukskart over Trondheim og egne digitaliserte boligområdedata.)
Map of Trondheim municipality with nature areas, agricultural areas and residential areas. (Source: Digitalized agricultural map of Trondheim and own digitalized residential area data.)

turfolket. Noen av disse kan nås med privatbil eller kollektivtransport. Det er mulig å kjøre inn i området langs tre ulike bilveier. I tillegg til bilveiene er det laget et vidt forgrenet nett av turveier og tilrettelagte turstier. Det er mulig å komme direkte inn på dette stinettet fra de aller fleste tilgrensende boligfeltene.

Strindamarka med sine ca. 17.700 dekar er skogkledt og uten områder over tregrensen, men likevel ganske kupert med høydeforskjeller på godt over 200 meter. Framkommeligheten utenom tilrettelagte stier er ikke alltid den beste. Slike stier finnes det imidlertid en god del av, og det er nokså direkte atkomst til stinettet fra alle de nærmest tilgrensende boligområdene. Det er to nesten sammenhengende vann i området. Disse er imidlertid drikkevannskilder og kan ikke brukes til bading eller fiske. Området har et populært serveringssted.

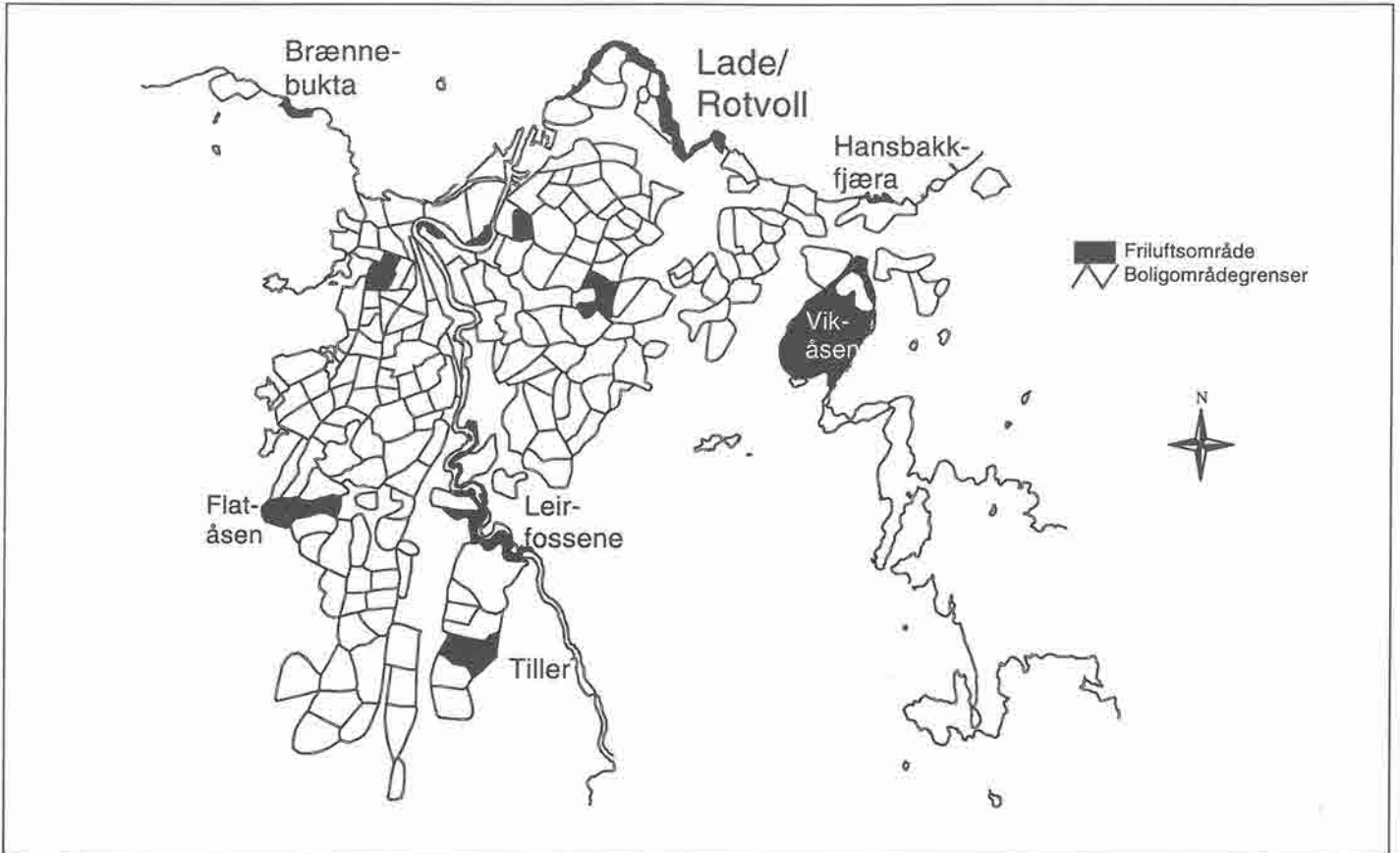
Jonsvannstraktene øst for Strindamarka byr i motsetning til Strindamarka på fiskemuligheter. Siden Jonsvannet er byens hoveddrikkevannskilde ønsker imidlertid myndighetene å begrense fritidsbruken av området. Derfor er det gjennomført relativt få tilretteleggingstiltak.

Ved Lade/Rotvoll har det pågått utbygging/utvidelse av et turveisystem i løpet av undersøkelsesperioden. Området, som er tydeligst avmerket i **figur 5.2**, byr blant annet på mindre skogholt,

en del strender med muligheter for bading, og utsikt over fjorden. På Rotvoll troner Statoils nye praktbygg, men ellers er bebyggelsen lite dominerende, selv om den aldri ligger langt unna.

5.3 Trondheimsfolks friluftsliv - avgrensninger og omfang

Når en *deltar* i friluftaktiviteter, *braker* en spesielle områder. I undersøkelsene våre har vi valgt å skille mellom naturområder innenfor kommunegrensene (nærområder) og andre områder. Blant de første skiller vi mellom strandområder og markområder som alle kan brukes til ulike former for friluftsliv og har noenlunde fri natur. Vi skiller også mellom markområdene i de østlige og de vestlige delene av kommunen. I noen tilfeller har respondentene våre dessuten også blitt spurt om spesifikke geografisk avgrensede områder som Bymarka/Leinstrandmarka og strandområdene på Lade/Rotvoll. Hvilke *aktiviteter* vi opprinnelig skilte mellom i undersøkelsen framgår av **tabell 5.1**. For å forenkle datainnsamlingen tok vi bare med barmarksaktiviteter. I analysene som følger nedenfor har vi aggregert aktivitetstypene ytterligere. Dermed gjør vi framstillingen av resultatene mer oversiktlig, men mister selvsagt også mye informasjon om de betydelige variasjonene i deltakelsesmønstre som finnes enkeltaktivitetene imellom (jf. Gås-dal 1995).



Figur 5.2

Kart over parker og mindre områder for friluftsliv i Trondheim. (Kilde: Digitalisert jordbrukskart over Trondheim og egne digitaliserte bolig- og friluftsområdedata.)

Map of parks and small recreational areas in Trondheim. (Source: Digitalized agricultural map of Trondheim and own digitalized residential and recreational area data.)

Tabell 5.1 Deltakelse i ulike uteaktiviteter innenfor Trondheims grenser og totalt fra 1. mai til 1. uke i desember 1991. Gjennomsnittlig antall dager per respondent. Prosent og antall deltakende respondenter. Etter aktivitet.

Participation in various outdoor activities within Trondheim's borders and overall from 1 May to first week of December 1991. Average number of days per respondent. Percentage and number of participating respondents. By activity.

	Totalt			I Trondheim		
	Gj.snitt turantall	Prosent deltakere	Antall deltakere	Gj.snitt turantall	Prosent deltakere	Antall deltakere
Fiske ferskvann	3,3	32,9	354	0,9	8,2	89
Fiske saltvann	3,7	36,5	391	1,0	7,5	81
Jakt	0,4	5,6	61	0,04	0,002	3
Bærtur	2,5	58,8	632	1,1	32,4	349
Løping	4,7	17,6	190	4,3	16,3	175
Bading / soling	7,1	63,4	656	3,5	41,5	437
Båttur	1,8	22,3	239	0,6	7,6	82
Fottur > 2 timer	6,8	48,7	513	4,7	33,6	359
Annen tur i naturomr.	3,4	24,7	246	1,9	12,0	125
Total bruk av naturomr.	32,3	92,3	871	17,1	73,2	738
Mosjon/idr. i bebygd omr.	9,5	24,7	266			
Spasertur i bebygd om.	57,7	81,7	855			
Hagearbeid	28,5	64,3	668			

Tallene i tabell 5.1 forteller oss hvordan den *relative* fordelingen av aktivitetene ser ut, og hvordan *friluftaktivitetene* fordeler seg mellom områder i Trondheim og andre områder. Deltakelsen i fotturer, som en har gode muligheter for å drive med lokalt, er høy og skjer hovedsakelig lokalt, mens deltakelsen i jakt, som det finnes få muligheter for lokalt, er lav og skjer stort sett utenfor kommunen. Tabellen sier ikke eksakt hvor høyt den absolutte deltakelsen ligger. På grunn av tidligere omtalt utvalgsskjevhet, samt en tendens blant respondentene til å overdrive aktivitetsnivået (Cooper & Shaw 1985, Juster & Stafford 1991), må vi regne med at de reelle tallene for gjennomsnittsinbyggeren ligger lavere enn vist. Tallene er imidlertid ikke alarmerende høye i forhold til det en har funnet i andre undersøkelser av samme type.

Fordelingen av turaktiviteten på ulike områder i kommunen framgår i grove trekk av **tabell 5.2**. Det er marka vest for Nidelva som har de største besøkstallene, men også marka øst for Nidelva og strandområdene har relativt høye besøkstall. Det synes ikke å ha skjedd noen vesentlig forskyvning av bruken mellom de tre områdegruppene fra 1991 til 1993. Blant de som deltok i begge undersøkelsene var fordelingen svært stabil. Når en tar hensyn til at registreringsperioden i 1993 var litt kortere enn i 1991 viser de knapt tegn på endring i turantall overhodet. Flere detaljer finnes i Gåsdaal (1995).

5.4 Avstand og deltakelse

5.4.1 Valget av avstands- og preferansemål etc.

I 1991 sa ca. 32 prosent av deltakerne at de pleide å bruke beina «ofte» for å komme seg ut i naturområdene, mens vel 10 prosent brukte dem «av og til». I 1993 sa 36 prosent at de hadde gått, mens 54,6 prosent hadde brukt eget motorkjøretøy på den siste turen sin. Gange er altså en vanlig reisemåte, og *gangavstand* et interessant avstandsmål.

Siden ca. 90 prosent av turgjengerne i 1993 sa at de hadde dradd direkte hjemmefra på den siste turen, er det rimelig å måle avstandene med utgangspunkt i bolig. Resultatene tyder dessuten på

at folk oftest foretrekker det nærmeste området. I 1992 sa 34,2 prosent av de som brukte marka at de alltid dro til nærmeste innfallsport, 27 prosent at de vanligvis gjorde det, og 25 prosent at de gjorde det av og til. Blant de som vanligvis brukte beina til marka sa 48,5 prosent at de alltid dro til nærmeste innfallsport, mens 30,5 prosent sa at de som oftest gikk dit. Derfor er det neppe helt urimelig å bruke variabelen *korteste gangavstand* til *det nærmeste større markområdet* som forklaringsvariabel. Dessuten ser vi i denne rapporten også på effekten av avstand til nærmeste friområde av betydning i strandsonen langs fjorden. I upublisererte analyser har vi også sett på effekt av avstand til mindre markområder uten at dette ga klarere resultater.

I 1993-undersøkelsen sa ca. 27 prosent at egne muligheter for å drive friluftsliv hadde hatt betydning for valg av bosted. Det er altså grunn til å tro at interessen for friluftsliv i noen grad påvirker avstanden fra bolig til friluftsområdene, og siden avstand og preferanser faktisk er negativt korrelert (Gåsdaal 1995), blir det særlig viktig å kontrollere for preferansene når en skal undersøke avstandenes effekter på deltakelsen. Siden vi forutså dette stilte vi i 1992 en del spørsmål om folks interesse for ulike friluftaktiviteter samt ett spørsmål om generell interesse for friluftsliv. I 1993 ble respondentene bedt om å svare på noen få spørsmål om generell holdning til friluftsliv. Det er imidlertid lite hverken i våre eller andre norske data som tyder på at folk vanligvis har generell interesse for alle former av det vi har valgt å kalle friluftsliv. Dette viser seg blant annet ved at svarene på spørsmål om generell interesse for friluftsliv (stilt både i 1992 og 1993) først og fremst er korrelert med interessen for ulike typer fotturer samt studier av plante- og dyreliv, og svakt korrelert med interessen for andre aktiviteter. Nedenfor har vi brukt en faktorscore for friluftsliv-fotturinteresse basert på svarene fra spørsmålene i 1992 om generell interesse (**tabell 5.3**), og fottur-/naturstudieinteresse (**tabell 5.4**) som kontrollvariabel i analysen av deltakelsesdata fra 1991, og en summert skala for generell friluftslivsinteresse i 1993 ved analyse av deltakelsesdata fra 1993. Faktorscoren er standardisert, mens den summerte skalaen har et gjennomsnitt på ca. 9. I analyser av deltakelsesaggregater der andre aktiviteter inngår har vi dessuten innledningsvis også kontrollert for svarene på enkeltspørsmål om interesse for hver av disse andre aktivitetene. De

Tabell 5.2 Turer til naturområdene i Trondheim mellom 1. mai og første uke i desember 1991, og mellom 1. mai og første november 1993. Gjennomsnitt og standardavvik for alle respondenter. Områdenes andel av totalt turantall. *Trips to Trondheim's nature areas from 1 May to first week of December 1991, and from 1 May to 1 November 1993. Per respondent averages and standard deviations. Areas' percentages of total trip number.*

	Bruk i følge 1991-survey				Bruk i følge 1993-survey			
	Turer i gj. snitt	Std. avvik	N	Områdets andel av totalbruk	Turer i gj. snitt	Std. avv.	N	Områdets andel av totalbruk
Østl. markomr.	4,6	12,0	1.074	26,0	4,0	9,1	611	22,4
Vestl. markomr.	9,2	19,0	1.072	52,0	9,7	17,8	611	55,4
Strandområdene	3,7	9,2	1.065	20,9	3,9	17,5	611	22,3
Totalt	17,7	24,2	1.052	100,0	17,5	25,9	611	100,0

sistnevnte intersemålene viser oftest liten sammenheng med samlet deltakelse, og er derfor som regel droppet fra modellene vi presenterer nedenfor.

Til tross for at kulturell kapital målt ved interessen for deltakelse på høykultur-arrangementer er positivt korrelert med interessen for fotturaktiviteter, tyder analyser presentert i Gåsdaal (1995) på at disse interessene trekker i hver sin retning når folk skal finne et sted å bo. Blant annet derfor kontrollerer vi for kulturell kapital. Her blir den indikert med en faktorscore som angir interesse for kunstutstillinger, teater og klassiske konserter. Vi kontrollerer også for utdanningslengde. I 1991 ble den målt med to-årsintervaller fra laveste kategori som var «under 9 år», til høyeste som var «over 19 år». I 1993 ble den målt med ett-årsintervaller.

Deltakelse i friluftaktiviteter i barndommen er målt med en faktorscore basert på spørsmål om deltakelse i fotturaktiviteter og fiske under oppveksten, til sammen 5 spørsmål. Kontrollvariabelen «dår-

lig helse» er indikert med en fempunktsskala (verdiene 1 til 5) for svarene på spørsmål om dårlig helse eller handicap hindret en i å oppsøke markaområdene i Trondheim. Hva de øvrige forklaringsvariablene representerer framgår av tabelltekstene. Variable med to verdier (sann/ikke sann) er kodet 2 og 1 eller 1 og 0. En mer detaljert beskrivelse finnes i Gåsdaal (1995).

5.4.2 Avstandens effekter på bruken av de enkelte naturområdene

I 1991 spurte vi folk direkte om hvor mye henholdsvis avstanden til marka og dårlige atkomstveier hindret dem i å oppsøke markområdene i Trondheim. Til sammen 3,7 prosent av de som svarte sa at avstanden var en forholdsvis stor eller svært stor hindring, mens hele 83,4 prosent sa at den var en svært liten hindring. Tilsvarende tall for dårlige atkomstveier var 2,5 prosent og 88,2 prosent. Av de oppgitte mulige hindringene syntes dårlig helse/handikap å skape

Tabell 5.3 Svar på spørsmålet: «Hvor interessert vil du si at du selv er i friluftsliv og turer i naturen sammenlignet med folk flest?» Prosent. N=1.077. Trondheimsundersøkelsen. 1992.

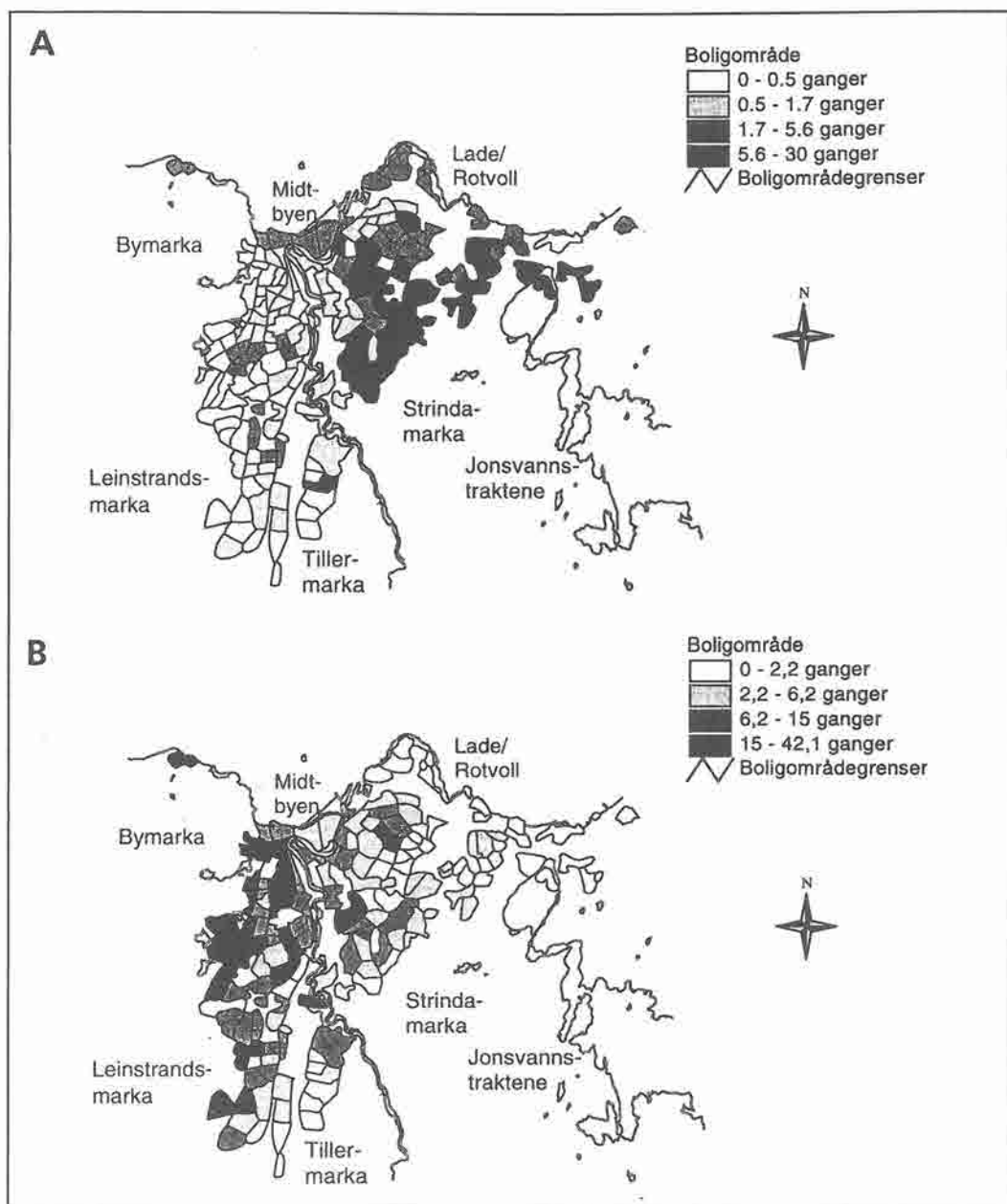
Answers to the question: «How interested would you say that you are in outdoor recreation and trips to nature areas compared to other people in general?» Percentages. N=1,077. The Trondheim survey 1992.

Svært lite interessert	Trolig noe mindre interessert enn folk flest	Trolig omtrent interessert som folk flest	Trolig noe mer interessert enn folk flest	Svært interessert
1,8	10,4	37,3	38,8	11,8

Tabell 5.4 Svar på ulike spørsmål som ble innledet med: «Hvis forholdene lå til rette, hvor interessert ville du da vanligvis være i:» Prosent. N=1.078. Trondheimsundersøkelsen 1992.

Answers to various questions opened with the phrase: «If conditions were favorable, how interested would you normally be in:...» Percentages. N=1,078. The Trondheim survey 1992.

	Svært lite interessert	Lite interessert	Noe interessert	Svært interessert
Jogging i nabolaget	40,3	18,7	21,4	19,5
Å gå tur i skog, fjell og mark i et fritt valgt område utenfor Trondheim kommune	5,3	11,4	43,3	40,0
Å gå tur til fots i utfartsområdene i Trondheim	4,2	9,5	43,1	43,3
Å gå på flerdagersturer til fots i fjellet	22,4	21,5	30,9	25,2
Å fiske med stang i ferskvann	25,5	18,0	31,1	25,5
Å fiske med garn i saltvann	43,8	29,4	19,0	7,8
Å dra på båtutur uten å fiske	19,2	14,7	45,3	20,9
Å studere dyre- eller plantelivet i naturen	13,4	21,9	45,7	19,1
Å gå på jakt	71,4	9,5	9,9	9,2
Å spasere / oppholde seg utendørs i nabolaget	4,6	9,3	48,0	38,0
Å sole seg på stranda eller andre steder utendørs	8,4	13,8	40,6	37,2
Å gå på kunstutstilling	27,1	26,5	32,3	14,1
Å gå på teaterforestilling	14,8	19,1	44,9	21,1
Å gå på konsert med klassisk musikk	31,9	24,4	29,3	14,4



Figur 5.3

Gjennomsnittlig antall besøk per person i a) markområdene øst for Nidelva, og b) markområdene vest for Nidelva i perioden 1. mai til første uke i desember 1991 etter personenes boligområde. (Kilde: Digitalt kommunelandbrukskart og egne boligområde- og surveydata.)

Average per person number of visits to a) forest areas east of Nidelva, b) forest areas west of Nidelva, and during the period from 1 May to first week of December 1991 by respondents' residential area. (Source: Digitalized agricultural municipality map and own residential area and survey data)

flest problemer. I alt 8,7 prosent opplevde dette som en forholdsvis eller svært stor hindring. For øvrig sa 18,5 prosent at «andre hindringer» var forholdsvis eller svært store, og av disse sa 32,9 prosent at mangel på tid hindret mest. Analyse presentert i Gåsdaal (1995) viser at andelen som opplever avstanden som et betydelig problem stiger med avstanden til naturområdene. Videre oppgir litt flere kvinner enn menn problemer med avstanden. Dessuten oppfattes den oftere som en hindring av folk uten bil enn av folk med bil. Andelen som oppgir avstandsproblemer er liten, men siden den samvarierer i ventet retning med avstand og bilhold, må vi tro at problemet er reelt og kan komme til syne i avstandens statistiske samvariasjon med faktisk deltakelse.

Vi vet at besøket i et gitt naturområde vanligvis er negativt korrelert med avstand fra bolig. Som kartene antyder har vi klare sammenhenger av dette slaget også i Trondheim (figur 5.3). Dette skyldes imidlertid ikke nødvendigvis at det er avstanden i seg selv som påvirker den lokale trafikken til et område. Hovedgrunnen til

at besøkhyppheten faller med avstanden kan være at de som bor et stykke unna har muligheten til å velge andre naturområder som ligger omtrent like nær eller nærmere. Mest sannsynlig er det at bruken av det enkelte naturområdet både påvirkes av selve avstanden (eller «reisekostnadene») til boligområdene, og av muligheten til å besøke alternative naturområder innen omtrent tilsvarende eller kortere avstand fra boligen. Vi regner også med at de negative effektene som alternative områder har på besøket i det enkelte naturområdet vil være klart sterkest dersom det er de alternative områdene som ligger nærmest boligområdene.

Når disse sammenhengene modelleres, kan en velge å se bruken av det ene naturområdet som påvirket av bruken av det andre og vise versa (jf. et forsøk på dette i Gåsdaal 1995). En kan også forestille seg at folk bestemmer totalvolumet på den lokale turaktiviteten ut fra blant annet en vurdering av det samlede naturområdetilbudets absolutte kvaliteter, og deretter fordeler turene på enkeltområder ut fra en vurdering av de ulike områdenes relative kvaliteter og av-

Tabell 5.5 Null-inflatert (og vanlig) negativ binomial regresjonsanalyse av besøksantallet i ulike naturområder i Trondheim mellom 1. mai og første uke i desember 1991 på avstander og kontrollvariable. N=516. Indikatorer for statistisk signifikans: ' = $p < 0,05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

Zero inflated (and ordinary) negative binomial regression analysis of number of visits to various nature areas in Trondheim between 1 May and first week of december 1991 on distances to areas and control variables. N=516. Indicators of statistical significance: ' = $p < 0,05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$

	Vestlige mark- områder med Bymarka		Østlige mark- områder med Strindamarka ¹⁾		Strandområdene	
	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.
Delmodell for forventet turantall blant deltakere:						
Konstant	31,30''''	0,617	1,227	0,138	25,780''''	0,225
Avstand i km til området					0,915'''	0,023
Avstand i km til området dersom det er nærmest	0,77''''	0,066	0,880	0,164		
Avstand i km. til området dersom det ikke er nærmest	0,843'''	0,051				
Avstand i km til det andre området dersom dette er nærmest	0,815	0,118				
Området er nærmest	0,572	0,626	11,325''''	0,537		
Interesse for friluftsliv	1,429''''	0,091	1,823''''	0,075	1,034	0,112
Relativ interesse for området	1,228	0,124	1,476''	0,136	2,224''''	0,184
Delmodell for sannsynlighet for å være ikke-deltaker:						
Konstant	0,705	0,328			0,546	0,356
Avstand i km til området					1,080'	0,034
Avstand i km til området dersom det er nærmest	1,499	0,221				
Området er nærmest	0,057''	0,982				
Interesse for friluftsliv	0,182''''	0,420			0,729'	0,126
Relativ interesse for området	0,331'''	0,306			0,851	0,256

standene til dem (jf. Yen & Adamowicz 1994). Begge deler krever imidlertid et forholdsvis komplisert modellverktøy med spesielt tilpassede dataprogrammer dersom analysen skal skje på adekvat vis.

Derfor har vi i stedet estimert separate enkelttigningsmodeller for hvert område. **Tabell 5.5** viser hvilke variable som ble nyttet i de modellversjonene vi endte opp med da vi analyserte data fra 1991. Analyse av data fra 1993 (ikke presentert her) gir resultater som likner på de viste, selv om parameterverdiene kan avvike noe.

La oss først gi noen hint om hvordan denne og de følgende resultattabellene (**tabell 5.5 til tabell 5.8**) skal leses: Dersom den null-inflaterte negative binomialregresjonsmodellen er et korrekt uttrykk for de underliggende atferdsprosessene, indikerer koeffisient-antilogaritmene som oppgis i de nederste delene av tabellene endringene som kan ventes i oddsen for å være en som aldri bruker områdene (eller tar slike turer) når verdien på forklaringsvariablene endres. Anti-logaritmene til koeffisientene kan tolkes som de faktorene

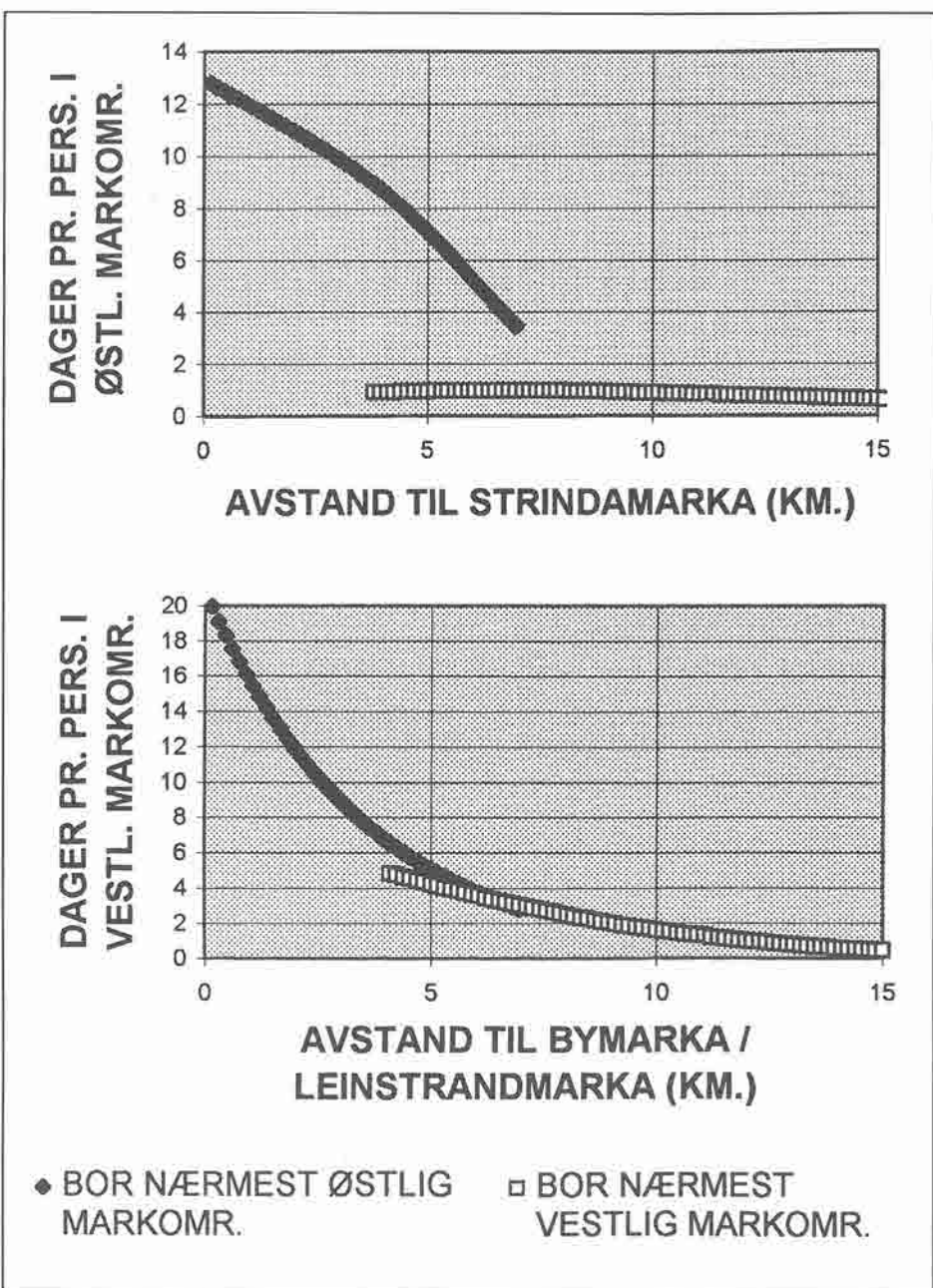
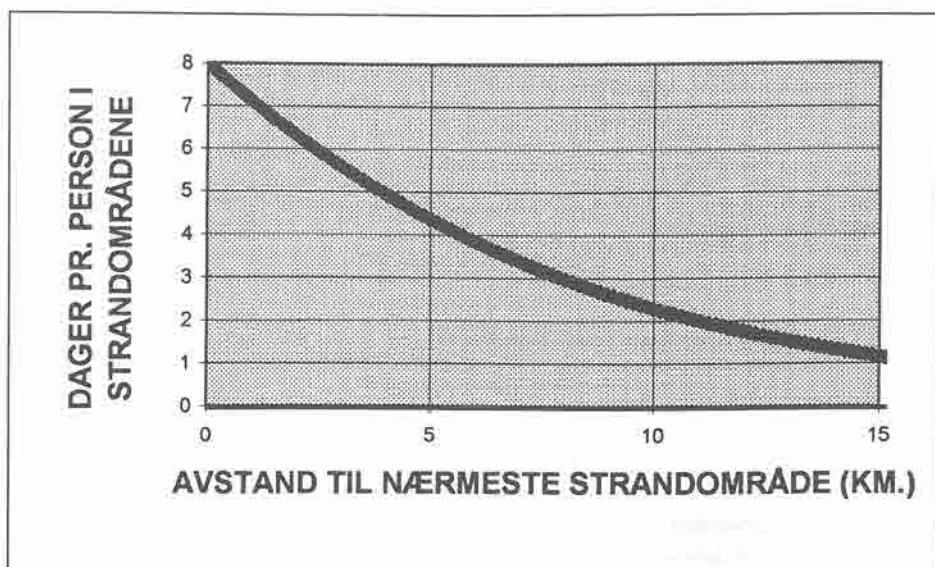
oddsen for å være en som aldri tar turer eller bruker områdene *multipliseres* med når de respektive forklaringsvariablene vokser med en enhet, eller som den *divideres* med når variablene synker med en enhet. Koeffisient-antilogaritmene i *den øverste delen av tabellen* viser på sin side hvilken faktor *forventet turantall* blant de som tar turer stiger med når de respektive forklaringsvariablene stiger med én enhet. Vil en vite hvor stor samlet effekt endringer i en forklaringsvariabel som opptrer både i øvre og nedre del av tabellen kan ventes å ha på turantallet, må en først beregne estimert effekt på sannsynligheten (ikke på oddsen) for å *delta*, og deretter multiplisere denne sannsynligheten med estimert effekt på *deltakernes turantall* (jf. vedlegg 1).

De statistiske testene tyder som ventet på at det finnes både «intervenering opportunity»-effekter og avstandseffekter. Forventet antall besøk fra et gitt boligområde til et gitt naturområde avhenger av om det finnes andre naturområder som ligger nærmere boligområdet eller ikke. Besøksfrekvensen i de vestlige markområdene

Figur 5.4

Forventet antall turdager pr. person til strandområdene i Trondheim fra mai til første uke i desember etter avstand i kilometer fra bolig til nærmeste strandområde.

Expected number of trips days per person to seashore areas in Trondheim between May and the first week of December by distance (kilometers) from residence to the most proximate seashore area.



Figur 5.5

Forventet antall turdager pr. person i perioden fra 1. mai til første uke i desember til: a) Markområdene øst for Nidelva, og b) Markområdene vest for Nidelva. Etter bosted i forhold til markområdene og avstand (km) fra bolig til Bymarka/Leinstrandmarka.

Expected number of trip days per person between 1 May and the first week of December to: a) The forest areas east of Nidelva, and b) The forest areas west of Nidelva. By relative position of residence and distance (km) from residence to Bymarka/Leinstrandmarka.

med Bymarka synes likevel i en viss grad å avhenge av *avstanden* til boligområdene både når boligområdene ligger nærmere de østlige enn de vestlige markområdene og når forholdet er omvendt. For bruken av de østlige markområdenes del synes avstanden fra boligområdene derimot bare å ha nevneverdig betydning når disse markområdene selv ligger nærmest boligområdene.

Denne effektkonstellasjonen opptrer selv om vi har prøvd å kontrollere for preferanse for det enkelte området. Preferansene har vi målt ved å be respondentene si hvilket eller hvilke to naturområder i Trondheim de foretrekker. Deretter har vi tatt differansen mellom preferansescorene for Strindamarka og Bymarka/Leinstrandmarka og brukt disse differansene som kontrollvariable. Disse variablene kan ha tre verdier, og stiger fra -1 for den lavest mulige relative områdepreferansen til 1 for den høyest mulige.

Analysene tyder forøvrig på at såvel disse områdepreferansene som generell preferanse for friluftsliv bidrar til å bestemme hvor mange turer som tas til de respektive områdene.

Resultatene i tabell 5.5 tyder også på at besøkene i strandområdene avhenger av avstanden til boligområdene. Derimot har vi ikke funnet «intervening opportunity»-effekter strand- og markområdene imellom. Dette kan skyldes at det dreier seg om to forskjellige område typer som har ulike aktivitetsmuligheter og som derfor ikke «konkurrerer» like sterkt med hverandre om besøkene som markområdene gjør innbyrdes. Relativ preferanse for strandområdene måles ved å trekke summen av de to markområdenes preferansescore fra strandområdescoren. Denne kontrollvariabelen kan ha verdier fra -2 til 1.

Avstandens betydning for besøket i strandområdene er forsøkt visualisert i **figur 5.4**, mens de tilsvarende effektene samt de gjensidige «intervening opportunity»-effektene på besøket i markområdene er forsøkt visualisert i **figur 5.5**. Kurven i figur 5.4 er basert på resultatene i tabell 5.5, mens kurvene i del a av figur 5.5 er basert på separate analyser av hvordan avstand og kontrollvariable påvirker bruken av de østlige markområdene blant henholdsvis den befolkningsgruppen som har disse områdene som nærmeste alternativ, og blant den gruppen som har *de vestlige* områdene som nærmeste alternativ. Tilsvarende separate estimeringer for besøket i de vestlige markområdene ligger til grunn for del b i figur 5.5.

Som sagt foran må det tas et forbehold om at deltakelsesnivået disse kurvene viser kan ligge noe høyere enn gjennomsnittet for befolkningen på grunn av utvalgsskjevheter etc. Når en gransker kurvene må en dessuten være oppmerksom på at de viser hvilke gjennomsnittseffekter avstandene kan ventes å ha dersom analysemodellen er korrekt og de øvrige forklaringsvariablene ligger på gjennomsnittsverdiene sine. Hvis de andre variablene har andre verdier enn sitt eget gjennomsnitt, vil effektkurvene kunne se noe annerledes ut, men hovedtrekkene vil likevel i de fleste «normale» tilfeller være de samme. Et av disse trekkene er at de østlige områdene med Strindamarka har bra besøk av de som bor i nærheten, og langt færre besøk av de som bor nærmest Bymarka/Leinstrandmarka. For det siste området del avtar besøket mer gradvis ettersom en kommer nærmere Strindamarka, og skillet i bruksomfang mellom de som bor nærmest henholdsvis Bymarka og Strindamarka er mindre klart.

5.4.3 Avstandenes betydning for bruken av område typer og deltakelsen i aktivitetsgrupper

Analysen av besøket i delområder bekrefter at områdenes relative beliggenhet i visse tilfeller kan ha svært stor betydning for besøket, men den antyder også at avstanden fra *naturområdet til boligområdene* kan ha betydning, og at dette særlig gjelder dersom naturområdet er det området av sitt slag som ligger nærmest boligområdene. Det synes altså å være en tendens til at bruken av en område type er klart sterkest påvirket av avstanden til det nærmeste området av den aktuelle typen og mindre påvirket av avstanden til fjernere områder av samme type. I eventuelle framtidige, mer sofistikerte anvendelser, kan det være aktuelt å legge avstanden, egenskapene, og den relative beliggenheten til alle de viktigste lokale områdene av en gitt type inn som forklaringsvariable når den samlede bruken av typen skal studeres. I denne omgangen tillater vi oss imidlertid å tro at resultatene i forrige avsnitt legitimerer en forenkling, slik at vi kan se den samlede bruken av en gitt område type som funksjon av diverse kontrollvariable samt avstanden fra boligområdene til det *nærmeste* område av dette slaget.

I denne sammenhengen er kjennetegnet på område typene at de egner seg for bestemte grupper av aktiviteter. Derfor velger vi også å modellere *den samlede lokale deltakelsen i de aktivitetene som vanligvis utøves i en gitt område type* som en funksjon av diverse kontrollvariable og avstanden til nærmeste område av denne typen.

Gransking av deltakelsen i hver enkelt av de aktivitetene som er med i tabell 5.1 tyder på at vi i noen grad kan skille mellom to grupper av aktiviteter som er knyttet til hver sin område type. De første, som vi kaller *sjøaktiviteter*, er saltvannsfiske, bading/soling og båturer, og utøves i stor grad på eller i tilknytning til strandområdene, mens de siste, som vi kaller *markaktiviteter*, er fotturer, jakt, ferskvannsfiske, samt bær- og soppturer, som stort sett utøves i markområdene i «innlandet». Vi fortsetter altså å skille mellom markområder og strandområder slik det ble gjort i forrige avsnitt.

Vi finner statistisk sikre tendenser til at deltakelsen i *sjøaktiviteter* synker når avstanden til nærmeste strandområde stiger. En ser at den estimerte parameteren er større enn 1 i delmodellen for hypotetisk ikke-deltakelse (**tabell 5.6**). En ser også at deltakelsen i *markaktiviteter* synker når avstanden til nærmeste markområde stiger i og med at parameteren er mindre enn 1 i delmodellen for forventet antall turer.

Som en kunne vente tyder imidlertid de estimerte koeffisientene på at avstanden har mindre effekt på deltakelsen i disse aktivitetstypene enn avstand og beliggenhet har på bruken av enkeltområdene. En får også illustrert at interessen folk uttrykker for friluftsliv først og fremst dreier seg om skog- og markorienterte aktiviteter. Interesse for friluftsliv viser ingen samvariasjon med samlet *deltakelse i sjøorienterte aktiviteter* og er derfor ikke brukt som forklaringsvariabel i den modellen for *sjøbaserte aktiviteter* som presenteres her.

For øvrig finner vi blant annet at kvinner deltar mindre i *sjøaktiviteter* enn menn (de fisker mye mindre og drar sjeldnere på båtutur), mens folk med barn deltar mer i *sjøorienterte aktiviteter* enn de uten barn.

Tabell 5.6 Null-inflatert negativ binomial regresjonsanalyse av deltakelsesdager i henholdsvis sjø/strand-orienterte og mark-orienterte aktiviteter i Trondheim mellom 1. mai og første uke i desember 1991 på avstander til områdene samt kontrollvariable. N=489. Indikatorer for statistisk signifikans: ' = $p < 0,05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

Zero inflated negative binomial regression analysis of days participated in sea/beach oriented and forest/backcountry oriented activities in Trondheim between 1 May and first week of December 1991 on distances to areas and control variables. N=489. Indicators of statistical significance: ' = $p < 0,05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

	Sjøtilknyttede aktiviteter		Marktilknyttede aktiviteter	
	Anti-log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti-log. koeff.	Std. feil koeff.
Delmodell. Forventet turantall blant deltakere:				
Konstant	31,71''''	0,323	58,81''''	0,337
Avstand til nærmeste strandområde	0,954'	0,022		
Avstand til nærmeste markområde			0,919	0,059
Er kvinne	0,910'	0,173		
Har barn under 15 år	1,731''	0,211		
Er gift	0,672	0,225		
Er over 66 år gammel			1,162	0,222
Utdannelseslengde	0,919	0,047		
Disponerer bil			2,108''	0,217
Disponerer båt	1,485''	0,143	1,730''''	0,562
Deltak. i friluftsl. under oppveksten	1,344''''	0,086		
Interesse for kunst/kultur	0,929	0,079	1,082	0,069
Interesse for friluftsliv	1,061	0,093	1,375''	0,093
Delmodell. Sannsynlighet for å være ikke-deltaker:				
Konstant	0,704'	0,345	0,118''''	0,494
Avstand til nærmeste strandområde			1,069	0,038
Avstand til nærmeste markområde			1,291'	0,093
Helse/handikap hindrer turaktivitet	1,207	0,130	4,297''''	1,520''
Er over 66 år gammel	3,180''	0,378		
Interesse for friluftsliv			0,512''''	0,156

Det er ingen overraskelse at folk med båt deltar mer i sjøbaserte aktiviteter enn andre, men av en eller annen grunn deltar de også mer enn andre i markbaserte aktiviteter, noe som for øvrig også gjelder folk med bil. Endelig ser vi også at høy alder synes å legge en, muligens delvis kulturelt betinget, demper på deltakelsen i sjøaktivitetene (som bading og soling), mens de i snitt kanskje mer fysisk krevende markaktivitetene synes å bli mer hindret av helseproblemer (som gjerne følger med alderen) enn av alderen i og for seg.

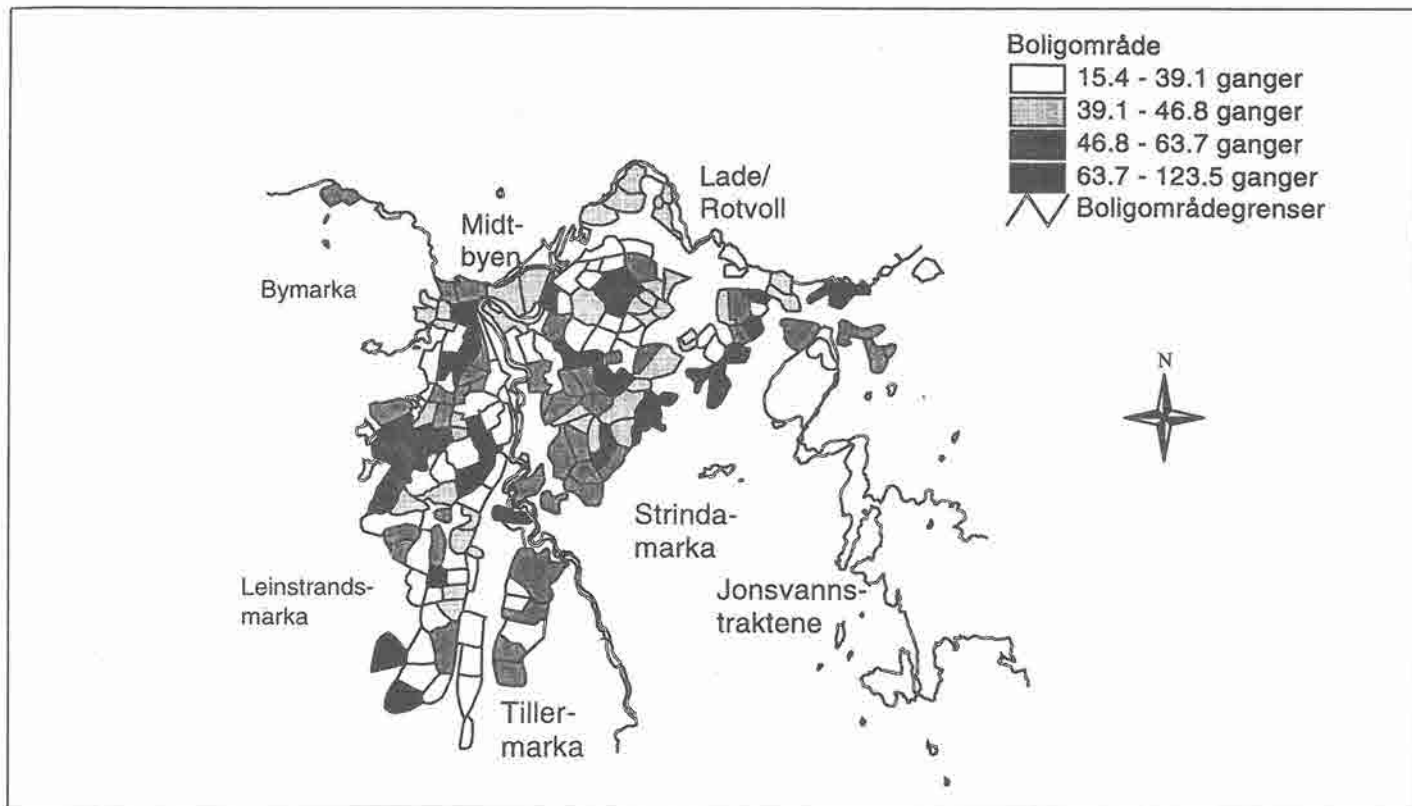
5.4.4 Avstandenes betydning for samlet lokal bruk av naturområder og samlet lokal deltakelse i friluftsliv

Vi har altså funnet sammenheng mellom avstanden til spesielle områdetyper og deltakelsen i de tilhørende aktivitetstypene. Betyr dette at samlet deltakelse i lokalt friluftsliv avhenger av avstanden til såvel nærmeste markområde som nærmeste strandområde? Det framgår ikke klart av deltakelseskartet (figur 5.6), men hvis vi skal

dømme etter estimatene i første kolonne i tabell 5.7, er svaret likevel ja.

Samlet deltakelse innenfor kommunegrensene i alle de aktivitetene vi regner som friluftsliv (summen av såvel mark- som sjøorienterte aktiviteter samt jogging/trening og andre turer i naturen) synes å synke med avstanden både til marka og til strandområdene. Forventede gjennomsnittseffekter av de respektive avstandene er forholdsvis høye. Grunnen er delvis at vi har tatt med jogging/trening i naturområdene som del av friluftslivet. De som jogger gjør det i stor grad nær boligen uansett om det finnes natur i nærheten eller ikke, men hvis det finnes egnede naturområder i nærheten bruker de gjerne disse, noe som fører til særlig klar sammenheng mellom jogging i natur og avstand til natur. Fjerner en jogging/mosjon fra deltakelsesvariabelen blir sammenhengen med avstand svakere. (Analyseresultatene som bekrefter dette er ikke vist her.)

Vi har undersøkt hvorvidt den negative effekten av avstand også



Figur 5.6

Gjennomsnittlig antall deltakelsesdager i friluftsliv pr. person innenfor Trondheim kommune i perioden fra 1. mai til første uke i desember 1991 etter boligområde. (Kilde: Digitalt kommunelandbrukskart og digitaliserte data fra egen undersøkelse.)

Average per person number of days participated in outdoor recreation within the municipality of Trondheim during the period from 1 May to first week of December 1991 by respondents' residential area. (Source: Digitalized agricultural municipality map and digitalized data from own survey)

kommer til syne dersom vi i stedet for summert deltakelse i friluftaktiviteter ser på summert besøkstall i naturområdene i Trondheim, det vil si i mark- og strandområdene sett under ett. Når vi bruker data fra 1991 blir avstandeffekten nok en gang bekreftet (tredje og fjerde tallkolonne fra venstre i tabell 5.7). For besøkstallenes del hentet vi imidlertid også inn data i 1993, og i dette tallmaterialet finner vi *ingen* statistisk signifikante sammenhenger mellom avstand og deltakelse. (Se første til fjerde tallkolonne fra venstre i **tabell 5.8**). Grunnen kunne tenkes å være at de som holdt ut gjennom hele rekken av undersøkelser er mer interessert i friluftsliv og dermed mindre ømfintlig for avstand enn de som falt fra under veis. Det siste er riktig, men vi finner ingen klare tegn på at avstandens effekt avhenger av interessen for friluftsliv (analyseresultatene er ikke vist her), og de samme personene som ikke synes påvirket av avstand i 1993 ble tilsynelatende påvirket i 1991 dersom de også deltok i 1991-undersøkelsen. Foreløpig må vi bare ta dette som en advarsel om usikre resultater.

5.4.5 Sammenhengene mellom lokal deltakelse i friluftsliv og diverse kontrollvariable

Av estimatene i tabell 5.7 kan det synes som om kvinner, gifte/samboende og folk med hytte (som pleier å ligge utenfor bygrensene) deltar mindre i friluftsliv i Trondheim enn andre, mens blant annet interesse for kultur og det å ha barn synes å stimulere

deltakelsen. Ingen av disse effektene er imidlertid sterke nok til å komme fram når vi i stedet ser på oppgitte besøkstall i naturområdene i Trondheim. Vi vet ikke hvorfor, og de ideene vi har om grunnen kan bare bli fri spekulasjon.

Denne usikkerheten betyr at vi ikke kan stole helt på de eksakte effektestimaterne. Likevel er det interessant å studere noen av dem nærmere. Uten usedvanlig talent for hoderegning er det imidlertid vanskelig å få inntrykk av hvor store effektene egentlig er bare ved å lese tabellene. Dette skyldes at regresjonsmodellen har en komplisert ikke-lineær form, noe som blant annet innebærer at de estimerte gjennomsnittseffektene av endringer i forklaringsvariablene avhenger av hvilke verdier disse variablene har i utgangspunktet. Skal de estimerte effektene presenteres på en intuitivt forståelig måte, må vi velge et bestemt nivå på samtlige variable og forutsette at de øvrige forklaringsvariablene ligger fast på dette nivået når vi beregner hvilke følger en endring i hver enkelt av dem vil ha for deltakelsen og besøket. Siden vårt formål er generell illustrasjon, synes det rimelig å forutsette at variablene i utgangspunktet ligger på sitt eget gjennomsnittsnivå eller på det laveste nivået dersom de bare har to verdier. Dette er gjort ved beregningen av størrelsene som vises i **figur 5.7**. Vi har brukt estimater fra analyser lik de som presenteres i tabell 5.7 for å finne ut hvilke effekter én enhets endring i de ulike forklaringsfaktorene kunne ventes å ha på samlet deltakelse i friluftsliv i Trondheim i løpet av en sesong med samme lengde og værforhold etc. som den sesongen datamaterialet er hentet fra

Tabell 5.7 Null-inflatert (og vanlig) negativ binomial regresjonsanalyse av: Antall besøk i mark- og strand-områdene i Trondheim, antall dager i friluftslivsaktiviteter innenfor Trondheims grenser og totalt, og i uteaktiviteter generelt (friluftsliv, mosjon og spaserturer) mellom 1. mai og første uke i desember 1991, på avstander til naturområdene og kontrollvariable. Indikatorer for statistisk signifikans: ' = $p < 0,05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

Zero inflated (and ordinary) negative binomial regression analysis of number of: Visits to seashore areas and forest areas in Trondheim, number of days participated in outdoor activities within Trondheim and altogether, and overall number of days participated in outdoor activities in general (jogging, walking and nature-based outdoor recreation) between 1 May and first week of December 1991, on distances to nature areas and control variables. Indicators of statistical significance: ' = $p < 0,05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

	Samlet deltak. i Friluftslivsaktivit. Tr.h. (N=356)		Besøk i mark- og strandområdene i Tr.h. (N=476)		Samlet. deltak. i uteaktiviteter i Tr.h. ¹⁾ (N=367)		Total delt. i friluftslivsaktivit. (N=428)	
	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti- log. koeff.	Std. feil koeff.
Delmodell. Forventet								
turantall blant deltakere:								
Konstant	58,34''''	0,48	47,39''''	0,27	30,54''''	0,51	215,4''''	0,38
Avstand til nærmeste markomr.	1,03	0,05	0,89''	0,03	1,06	0,04	0,94	0,03
Avstand til nærmeste strandomr.	1,01	0,02	0,93''''	0,01	1,00	0,01	0,97'	0,01
Er kvinne	0,71''	0,13					0,74''	0,09
Helse hindrer turaktivitet	0,86	0,10					0,96	0,05
Har barn under 15 år	1,28	0,15					1,14	0,11
Er gift	0,51''	0,23			1,22	0,15	1,03	0,14
Er under 25 år gammel	1,34	0,26					1,86''	0,19
Er mellom 36 og 50 år							1,09	0,09
Er mellom 51 og 65 år							0,91	0,14
Er over 66 år gammel	0,78	0,28					0,89	0,10
Utdannelseslengde	0,89''	0,03					1,00	0,02
Disponerer bil					0,82	0,23	1,34	0,15
Disponerer båt	1,49'	0,18	1,11	0,12	1,24	0,14	1,69''''	0,12
Disponerer hytte	0,85'	0,16			0,83	0,13	1,06	0,12
Inntekt	1,09''	0,03			0,96	0,02		
Interesse for kunst/kultur	1,15'	0,07	1,06	0,05			1,07	0,05
Deltak friluftsl. i oppveksten			1,15'	0,07			1,19''	0,05
Interesse for friluftsliv	1,37''''	0,08	1,35''''	0,07	1,10	0,05	1,27''''	0,05
Interesse for å jogge i nabolaget					1,10'	0,04		
Interesse for å spasere i nabola.					1,18''	0,06		
Delmodell. Sannsynlighet								
for ikke-deltakelse:								
Konstant	0,01''''	0,69	0,02''''	0,71			0,00''''	1,38
Avstand til nærmeste markomr.	1,44''''	1,11	0,79	0,18			1,34	0,23
Avstand til nærmeste strandomr.	1,15''	0,05					1,02	0,09
Helse hindrer turaktivitet	1,48''	0,14	2,10''''	0,19			2,12''''	0,19
Er over 66 år gammel	2,57'	0,48	5,16'	0,70			1,84	0,98
Interesse for friluftsliv	0,62''	0,17	0,26''	0,35			0,31''''	0,27

(barmarksesongen 1991). Vi har ikke tatt utgangspunkt i de marginale effektene slik disse gis ved de partielle deriverte av uttrykkene for deltakingsfrekvensene. Dette skyldes at en slik framgangsmåte kunne gi et noe misvisende bilde av effektene til såpass store endringer som det er snakk om når vi øker forklaringsfaktorenes verdier med en hel enhet. I stedet har vi gjort separate punkt-estimer for høy og lav verdi på den enkelte variabelen mens kovariatene holdes på sitt laveste nivå. Deretter har vi trukket

estimatet for det lave nivået fra estimatet for det høye nivået. Det antas at differansen sier hva én enhets forskjell i forklaringsfaktoren betyr for gjennomsnittsdeltakelsen i lokalt friluftsliv. For eksempel hva det å ha båt kontra det å ikke ha båt betyr for deltakelsen målt i gjennomsnittlig antall dager pr. person i løpet av sesongen mellom mai og desember.

En har forestilt seg at kvinner reagerer annerledes enn menn på

Tabell 5.8 Null-inflatert negativ binomial regresjon av diverse mål for bruk av naturområder innenfor Trondheims grenser og totalt i to perioder i 1993 på avstander til naturområdene og kontrollvariable. N=480. Indikatorer for statistisk signifikans: ' = $p < 0.05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

Zero inflated negative binomial regression of various measures of nature area usage within Trondheim and altogether during two periods in 1993 on distances to nature areas and control variables. N=480. Indicators of statistical significance: ' = $p < 0.05$; '' = $p < 0,01$; ''' = $p < 0,001$; '''' = $p < 0,00001$.

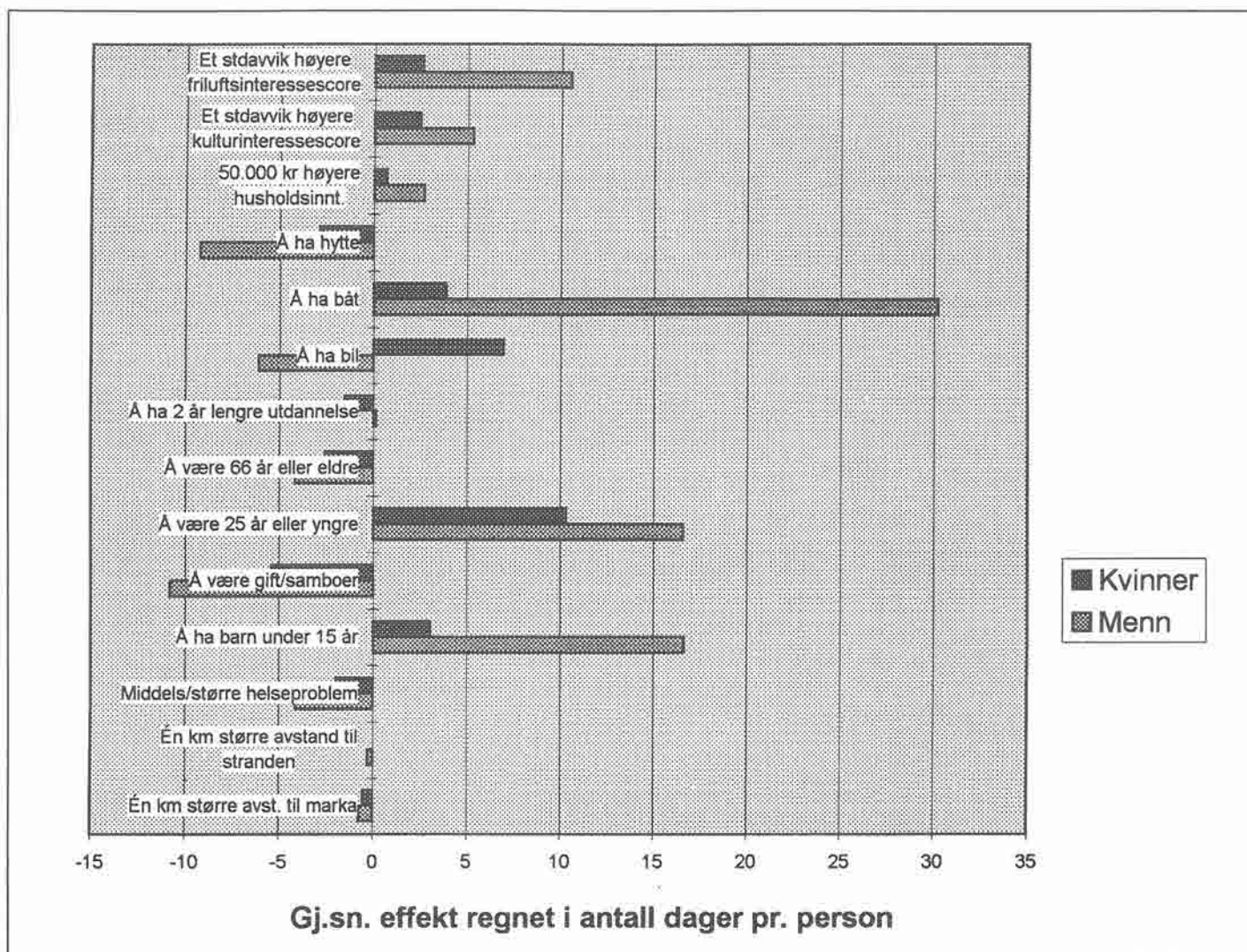
	Besøk i mark- og strandområdene i Tr.h. fra 1. mai til ca. 1. nov.		Besøk i mark- og strandområdene i Tr.h. fra 2. til 24. okt.		Bruk av alle uteområder i Trondheim fra 2. til 24 okt.		Besøk i natur-omr. overhodet fra 2. til 24. oktober		
	Anti-log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti-log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti-log. koeff.	Std. feil koeff.	Anti-log. koeff.	Std. feil koeff.	
Delmodell. Forventet turantall blant deltakere:									
Konstant	5,824''''	0,524	1,598	0,731	5,927''	0,547	4,114'	0,626	
Avstand til nærmeste markomr.	0,968	0,026	0,997	0,040	1,008	0,034	0,988	0,038	
Avstand til nærm. strandomr.	0,998	0,013	1,018	0,018	1,020	0,014	1,016	0,016	
Er under 25 år gammel	0,596''	0,187	0,693	0,260	1,021	0,130	0,744	0,235	
Er over 66 år gammel	1,589''	0,154	1,678'	0,249	1,374	0,188	1,263	0,202	
Er kvinne	1,298''	0,094	1,103	0,124	1,004	0,086	1,115	0,101	
Disp. bil (3-delt skala: 3-1)	0,944	0,088	1,259'	0,106	0,993	0,083	1,457''''	0,097	
Har hund	2,106''''	0,121	1,958''''	0,170	1,743''''	0,125	1,743''	0,169	
Har barn under 15 år	1,157	0,095	1,040	0,117	0,913	0,090	0,789'	0,098	
Deltak friluftsl. i oppveksten	1,044	0,048	1,050	0,058	0,938	0,046	1,064	0,056	
Interesse f. friluftsl. (93-skala)	1,337''''	0,042	1,254''''	0,067	1,093'	0,039	1,218''''	0,059	
Interesse for å jogge i nabolaget					0,982	0,037			
Interesse for å spasere i nabola.					1,136'	0,060			
Delmodell. Sannsynlighet For ikke-deltakelse:									
Konstant	11,770	1,772	1,083	2,649	0,477	1,766	4,095	1,797	
Avstand til nærmeste markomr.	1,154	0,260	1,434	0,292	1,160	0,126	1,339	0,208	
Avstand til nærmeste strandomr.	1,108	0,098	1,197	0,118	1,076	0,051	1,259'	0,097	
Har hund					0,403	0,683			
Er over 66 år gammel	5,978'	0,860	5,362	1,111	1,213	0,672	2,514	0,992	
Interesse f. friluftsl. (93-skala)	0,478''	0,226	0,608	0,322	0,662''	0,135	0,517''	0,242	

avstand eller andre forhold som kan tenkes å påvirke deltakelsen. Derfor har vi gjort separate beregninger av effektene på deltakelsen i friluftaktiviteter i Trondheim for hvert kjønn. I vårt datamateriale synes særlig det å ha båt å ha ulik betydning for kvinner og menn. For øvrig synes det som om menn har en tendens til å reagere sterkere enn kvinner på flere forhold. I hvilken grad dette er reelt eller for eksempel skyldes at mennene smører ekstra på for å leve opp til posisjonene sine som båtseiere og fedre vites ikke. Siden menn deltar mer i båtliv enn kvinner, er det naturlig at disposisjon av båt betyr mest for dem. At det å ha barn synes å ha størst positiv betydning for menns deltakelse, kan muligens skyldes at menn i større grad enn kvinner oppfatter friluftaktiviteter som en egnet samværsform med barna, men dette er ren spekulasjon fra vår side. De statistiske analysene gir for øvrig ikke grunn for å slutte at avstanden til marka har mer negativ effekt for kvinner enn for menn. Vær oppmerksom på at flere av effektene i figur 5.7 ikke er statistisk signifikante (jf. testresultatene i tabell 5.7).

5.4.6 Avstandenes betydning for total deltakelse i friluftsliv og samlet lokal uteaktivitet overhodet

Foran har vi i det minste fått en delvis bekreftelse på at avstandsforholdene kan påvirke deltakelsen i det bynære friluftslivet. Dette betyr imidlertid ikke at de også påvirker *den samlede bynære uteaktiviteten*, eller *den samlede deltakelsen i bynært og annet friluftsliv*. Det en måtte savne av lokalt friluftsliv kan tas igjen med friluftsliv utenfor kommunen såvel som med lokale uteaktiviteter i bebygd område.

Vi har prøvd å se nærmere på dette, og å visualisere noen av resultatene. **Figur 5.8** er basert på regresjonsanalysene i syvende og åttende kolonne i tabell 5.7 foran. I figuren viser vi for det første hvordan gjennomsnittspersonens deltakelse samvarierer med avstanden til nærmeste *markområde*. Det at de er gjennomsnittspersoner betyr blant annet at de har en gjennomsnittlig avstand til nærmeste strand på ca. 5,5 kilometer. For det andre viser vi



Gj.sn. effekt regnet i antall dager pr. person

Figur 5.7

Forventet antall dager deltatt i friluftsliv pr. person i Trondheim fra mai til første uke i desember etter avstand fra bolig til nærmeste strand-område og avstand fra bolig til nærmeste markområde.

Expected number of days per person participated in outdoor recreation in Trondheim between May and the first week of December by distance from residence to the most proximate seashore area and by distance from residence to the most proximate forest area.

deltakelsens samvariasjon med avstanden til nærmeste strand-område. Også denne er beregnet for gjennomsnittspersoner. Disse har en avstand til nærmeste markområde på ca. 2,2 kilometer. Effekten av avstanden til marka og strandområdene er beregnet fram til henholdsvis 7 og knappe 14 kilometer, som er de maksimale gangavstandene til de to områdetypene i Trondheim.

Figur 5.8 viser tilsynelatende at avstandene til såvel marka som stranden har negativ effekt på gjennomsnittspersonens forventede totale deltakelse i friluftsliv. De statistiske analysene bekrefter imidlertid ikke dette inntrykket. Effekten av avstanden til stranden på samlet deltakelse i friluftsliv i 1991 er riktignok signifikant på 5-prosentnivå, men de andre tegnene på samvariasjon mellom samlet friluftsliv eller bruk av naturområder og avstand er ikke statistisk signifikante hverken i 1991- eller i 1993-dataene våre (tabellene 5.7 og 5.8).

Dessuten finner vi slett ingen tendenser til sammenheng mellom avstandene til naturområdene og den samlede deltakelsen i

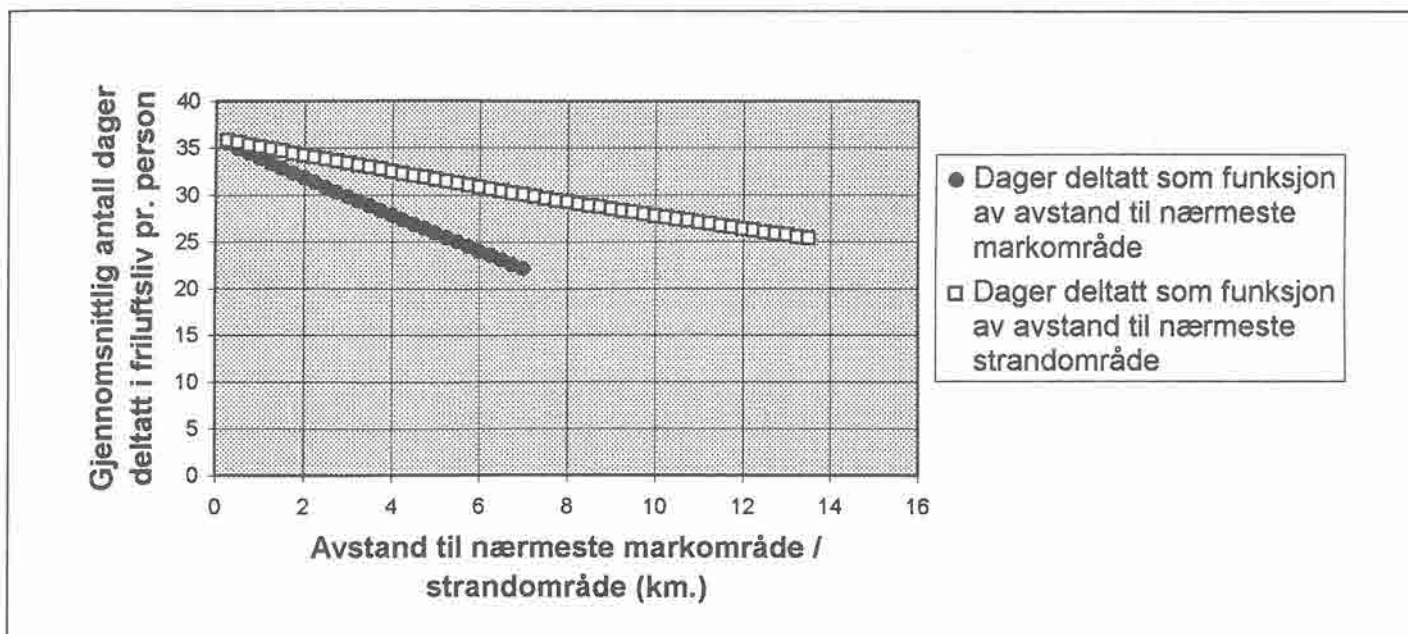
uteaktivitetene friluftsliv pluss spaserturer og jogging/mosjon i bebyggelsen i Trondheim (tabell 5.7).

Dermed kan vi bare gi en nokså betinget bekreftelse på at lokale avstander til naturområdene har betydning for folks deltakelse i friluftsliv, og vi finner overhodet ingen tegn på at de påvirker summen av lokalt friluftsliv og andre beslektede lokale uteaktiviteter i negativ retning.

5.5 Atkomstegenskaper, reisemåte og bruk av friluftsområdene

5.5.1 Avstand og valg av reisemåte

Det sier seg selv at avstanden betyr mye for valget av reisemåte. Reisemåten avhenger av hvilket reisemål en faktisk velger, men det er avstanden til de nærmeste, og dermed mest brukte naturområdene,



Figur 5.8

Estimerte effekter pr. enhet økning i diverse variable på gjennomsnittlig antall dager deltatt i friluftaktiviteter pr. person innenfor Trondheims kommunegrenser i perioden fra 1. mai til første uke i desember etter kjønn.

Estimated effects per unit increase in various variables on average per person number of days participated in outdoor recreation within Trondheim municipality borders during the period from 1. May to the first week of December by sex.

Tabell 5.9 Reisemåte etter avstand til området som ble besøkt. Turer til Strindamarka og Bymarka/Leinstrandmarka/Bynesheiene. Prosent. Data fra 1993-undersøkelsen.

Travel mode by distance to area visited. Trips to Strindamarka and Bymarka/Leinstrandmarka/Bynesheiene. Percent. Data from 1993 survey.

	Til fots	Med bil	Sykkel	Buss/trikk	Sum	N
Under 1 km	74,0	21,0	1,2	3,7	100	168
1 - 1,99 km	47,2	44,9	6,3	1,6	100	127
2 - 2,99 km	30,5	56,1	10,9	2,4	100	82
3 - 3,99 km	5,9	75,5	12,7	5,9	100	102
4 km og mer	7,7	74,6	8,6	9,2	100	130
Totalt	36,9	50,9	7,1	5,1	100	609

som har størst strategisk betydning i planleggingsøyemed. La oss derfor se på sammenhengen mellom disse avstandene og valget av reisemåte.

I 1993 spurte vi om reisemåten på de siste turene respondentene våre tok til naturområder i Trondheim i perioden mellom 2. og 24. oktober. Toveissammenhengen mellom avstanden til området turen faktisk gikk til og reisemåten som ble valgt er vist i **tabell 5.9**.

I Gåsdaal (1995) nyttet vi også logistisk regresjon og kontrollerte for diverse egenskaper ved personene samt for hvem de eventuelt hadde følge med på turen. Oddsene for å gå til naturområdet synker i følge disse beregningene med ca. 45 prosent dersom avstanden til det nærmeste naturområdet stiger fra 1 til 2 kilometer, og den synker med knappe 30 prosent dersom avstanden økes fra 2 til 3

kilometer. Likeledes stiger oddsene for å kjøre bil med ca 50 prosent dersom avstanden øker fra 1 til 2 kilometer, og med ca 27 prosent dersom avstanden stiger fra 2 til tre kilometer. I tillegg synes reisefølge av venner eller familie å redusere sannsynligheten for å gå, og å øke sannsynligheten for bruk av bil. Vi ser rimeligvis også tendenser til at de som mangler egen bil også har lavere odds for å kjøre enn andre, men denne effekten er underlig nok ikke signifikant når vi kontrollerer for friluftsprefranser.

5.5.2 Forskjellige atkomstegenskapers betydning for hypotetiske valg av reisemåte og reisemål

Når det lages turveier og grønne korridorer ut mot marka er det vel så mye for å bedre *kvaliteten* på gangveiene som for å korte ned på

avstandene. I det følgende skal vi se nærmere på hvilke effekter ulike kvalitative aspekter ved atkomstveiene kan tenkes å ha på bruken.

Noen av de grundigste undersøkelsene av hva slags egenskaper folk ønsker seg av turveier i sin alminnelighet er gjort i det flate, tettbebygde Chicago-området (Allton & Leiber (1983, Westphal & Leiber 1986, Gobster 1990, Louviere et al. 1991, Wiberg-Carlson & Schroeder (1992). Vi har hentet en god del inspirasjon til vår egen undersøkelse fra disse, men de har alle sine spesielle emner og målsettinger som gjør at resultatene ikke kan legges direkte til grunn for vårt arbeid.

Vår egen undersøkelse viste som sagt at andelen av respondentene som opplevde dårlige atkomstveier som en hindring for bruk av marka var enda mindre enn andelen som så avstandene som en hindring. Men selv om folk ikke føler seg hindret fra å bruke marka, kan de selvsagt være utilfreds med gangveiforholdene. I 1992 stilte vi følgende spørsmål: «Er du tilfreds med tilbudet av turveier eller stier der en kan gå eller sykle fra området du bor i og ut til utfartsområdene i Trondheim?» Vel 15 prosent svarte de at de var «litt» eller «nokså» utilfreds. Selv om dette ikke er noen stor andel, er den stor nok til at det kan gi målbare utslag på folks bruk av naturområdene, eller i det minste på valget av reisemåte.

Hvilke kvaliteter er det så trondheimsfolk savner eller legger vekt på når de skal vurdere atkomstveiene? I denne undersøkelsen ser vi bort fra detaljutforming, service, vedlikehold og opprydding etc. Dette er kanskje viktig nok, men neppe det viktigste når en skal ta beslutninger om bygging og valg av trasé for atkomstveiene. I stedet har vi undersøkt hvilke mer grunnleggende og generelt interessante egenskaper ved atkomstveisystemets traséer trondheimsfolk legger vekt på.

I 1992 spurte vi de som var utilfreds med veistandarden om hvilke forbedringer de ønsket. Vel 40 prosent ønsket ny turvei eller større andel tilrettelagt turvei fram til marka, mens ca. en tredjedel ønsker bedre skjerming mot biltrafikk. For øvrig spredte svarene seg tynt over forskjellige slags tiltaksformer. De som sa at de brukte marka, ble dessuten spurt om hvor mye forskjellige slags egenskaper eller kvaliteter ved veiene ville bety dersom valget stod mellom å gå til fots til marka eller å bli hjemme. Vel 40 prosent ville legge stor vekt på skjerming mot biltrafikken, ca. 40 prosent på kort avstand, ca. 35 prosent på mulighetene for å velge en annen trasé fram enn tilbake, ca. 30 prosent på at det er få eller ingen krysninger med bilvei, og knappe 30 prosent på naturomgivelsene. Også antall andre folk langs veien ble vektlagt, men både i positiv og negativ retning. Andre forhold la en mindre vekt på.

Vi trenger imidlertid kunnskaper om hvordan gitte kvantitative eller kvalitative endringer av de forskjellige veiattributtene påvirker folks valg av reisemål og reisemåte. Vi trenger med andre ord å finne ut hvordan folks intensjoner om valg av turmål og reisemåte virkelig kan ventes å endre seg dersom det skjer bestemte endringer i enkeltegenskaper eller kombinasjoner av egenskaper ved turveiene og biltransportalternativet. Som et første steg i en slik analyse har vi i denne omgangen valgt å gjennomføre en valgbasert conjoint- eller samvalgsanalyse (jf også **vedlegg 2**).

I 1993-undersøkelsen vår stilte vi spørsmål om hvilket av følgende alternativer en ville velge: 1) Å følge en nærmere beskrevet turvei til fots eller på sykkel hjemmefra og ut til marka og gå på tur der. 2) Å kjøre bil ut til marka og gå på tur der. 3) Å ta en spasertur langs gater og veier der det måtte passe i Trondheim. Hver respondent fikk beskrevet ni situasjoner eller sett av valgmuligheter og skulle foreta ett valg for hver av disse. De tre valgalternativene ble beskrevet som sammensatt av egenskapskombinasjoner som varierte fra valgsett til valgsett. Dette antas å gjøre det mulig å undersøke hvordan valget mellom alternativene påvirkes av endringene i hver enkelt egenskap. Egenskapene var kombinert i henhold til teorien for fraksjonell faktoriell design på basis av prinsipper brukt av blant annet Louviere & Hensher (1983). Flere detaljer finnes i Gåsdal (1995). Vi opererte med 6 variable gangvei- eller bilturegenskaper, mens alternativ 3 ikke hadde variable egenskaper. Det var med andre ord likt i alle ni valgsett. De variable egenskapene, som kunne ha to nivåer hver, var valgt med bakgrunn i resultatene fra undersøkelsen i 1992. Bilturalternativet hadde én uavhengig varierende egenskap (eller attributt), nemlig parkeringsavgift ved atkomsten til marka. Parkeringen kunne være gratis eller koste 25 kroner. Lengden på bilturen varierte også, men var bestandig én kilometer lenger enn gangveien og dermed ingen uavhengig attributt. De fem turveiegenskapenes verdier var beskrevet slik:

1. Veien kunne være 1 eller 2 kilometer lang.
2. Halvparten av veien kunne gå langs en sterkt trafikkert bilvei, eller det kunne være lite biltrafikk langs veien.
3. Det kunne være skog og gresskledde områder langs halvparten av veien, eller det kunne være boliger og andre bygninger langs hele veien.
4. Det kunne være mulig å ta en annen, liknende vei tilbake, eller en måtte ta den samme veien tilbake som du tok fram.
5. En kunne møte mer enn 10 personer pr. minutt, eller en kunne møte mindre enn én person pr. minutt.

Modellen er estimert med tostegs nested logit analyse ved hjelp av programpakken Limdep 6.0 (Greene 1991). Svarene fra den første av de ni valgoppgavene er ikke benyttet i analysene, og det er bare nyttet svar fra de som faktisk disponerer bil. Vi har estimert modeller med og uten interaksjon mellom veilengde og andre attributter. Det viste seg imidlertid at ingen av interaksjonseffektene var signifikante. Derfor presenterer vi bare resultatene fra estimeringen av den rene hovedeffektmodellen (**tabell 5.10**). Parametrene for å gå kontra å kjøre, samt for de seks attributtene, er estimert i første steg og tilsvarer vektoren $\beta'/(1-\alpha)$ i uttrykket for den betingede sannsynligheten for å velge å gå gitt at reisemålet er marka. Det generelle uttrykket for de betingede sannsynlighetene for valg av reisemåte er vist i vedlegg 2. Parametrene for å ta en tur nær bebyggelsen framfor å dra til marka, og for I («the «inclusive value»»), er estimert i andre steg og tilsvarer henholdsvis α og $1-\alpha$ i uttrykket for sannsynligheten for å ta en tur nær bebyggelsen. Det generelle uttrykket for sannsynligheten for reisemålsvalg vises i vedlegg 2. Sannsynlighetene for bestemte reisemål-/reisemåtevalg gitt bestemte attributtkombinasjoner finnes ved å sette de estimerte parametrene og de aktuelle attributt-verdiene inn i sine respektive sannsynlighetsuttrykk og multiplisere disse med hverandre.

Til hjelp ved lesningen av **tabell 5.10** vil vi presisere følgende: Den

Tabell 5.10 «Nested» logit analyse med kombinasjoner av turmål og reise­måte som valg­alternativer. Antall brukte observasjoner av reise­mål er 2502, og antall brukte observasjoner av reise­måtevalg er 1879. Log-likelihood = -2552,46, Log-likelihood med parametre satt lik 0 = -3036,67. Likelihood ratio kji-kvadrat (frihetsgrader) = 968,42 (9).

Nested logit analysis with combinations of trip destination and travel mode as choices. Number of destination choice observations are 2502 and number of travel mode choice observations are 1879. Log-likelihood = -2552,46, Log-likelihood with parameters fixed at zero = -3036,67. Likelihood ratio chi-square (degrees of freedom) = 968,42 (9).

	Parameter- estimat	Parameterens antilogaritme	t-verdi	Signifi- kansnivå
Reisemåte (gå=1, bil=0)	0,3168	1,3727	2,48	0,01
Parkeringsavgift	-1,2093	0,2984	-11,82	0,00000
Veilengde	-0,4261	0,6530	-4,23	0,00002
Trafikk langs veien	-1,0502	0,3498	-10,37	0,00000
Omgivelser langs veien	0,1345	1,1439	1,33	0,18
Mulighet for rundtur	0,2280	1,2560	2,25	0,02
Folkeliv langs veien	-0,3365	1,4000	-3,34	0,0008
Reisemål (bebyggelsen=1, marka=09)	-1,1287	0,3234	-23,01	0,00000
«Inklusiv verdi» (I)	0,2098	1,2334	2,27	0,02

estimerte parameteren til variabelen «reisemåte» angir den samlede effekten av de uspesifiserte egenskapene til reise­måtealternativene (samt av at bilturen er oppgitt som en kilometer lenger enn fotturen) på sannsynligheten for å gå framfor å kjøre dersom en allerede har bestemt seg for å dra til marka. Parameteren til variabelen reisemål angir effekten av reisemålet (marka eller byen) sine uspesifiserte egenskaper på den absolute sannsynligheten for at byen skal bli valgt. Den «inklusive verdiens» parameter angir effekten av bedringer i det samlede reise­måtetilbudet på sannsynligheten for å dra til marka, og parkerings­avgiftens parameter angir avgiftens effekt på den betingede sannsynligheten for å ta bil, mens turveieegenskapenes parametre angir disse egenskapenes effekter på den betingede sannsynligheten for å gå framfor å kjøre.

Som en kunne vente ut fra svarene på andre preferansespørsmål, viser analysen at de fleste foretrekker en tur i marka framfor en tur nærmere bebyggelsen uansett hvordan turveieegenskapene varierer innenfor de rammene som er satt i denne undersøkelsen. For de egenskapskombinasjonene respondentene ble presentert for i denne undersøkelsen varierer andelen som kan ventes å dra til marka fra drøye 70 til knappe 80 prosent. En ser også at den inklusive verdien har en signifikant positiv parameter med p-verdi på under 0,05. Veieegenskapene synes altså å ha effekt på valg av reise­mål selv om effekten ikke er spesielt stor. Hva valget av transport­måte angår, ser vi en signifikant tendens til å foretrekke gange framfor bil. (Reisemåteparameteren som forutsettes å fange opp effektene av umålte transportmåteegenskaper er signifikant positiv.) Det endelige valget mellom bil og gange kan imidlertid synes svært avhengig av turveieegenskapene og parkeringsavgiften. For de egenskapskombinasjonene respondentene fikk presentert varierer andelen som ventes å gå fra 18 til 86 prosent av de som vil til marka. De to forholdene som slår sterkest ut på valget av reise­måte er parkeringsavgiften og trafikkforholdene langs veien. I følge denne analysen har parkeringsforholdene klart negativ effekt på sannsynligheten for å velge biltransport, og dermed positiv

effekt på sannsynligheten for å velge gange, mens sannsynligheten for å gå blir klart lavere hvis halvparten av veien går langs en tett trafikkert bilvei enn hvis den ikke gjør det. Ser vi på de forventede valgutfallene for de egenskapskombinasjonene respondentene ble presentert for, finner vi at den gjennomsnittlige sannsynligheten for å gå til marka ligger på ca 0,50 for de tilfellene der det forutsettes å være lite trafikk langs veien, og på drøye 0,30 for de tilfellene der halve gangveien forutsettes å gå langs en tett trafikkert bilvei.

I tillegg finner vi også at veilengden rimeligvis har negativ effekt på sannsynligheten for å gå. Men den gjennomsnittlige effekten av avstand synes noe mindre enn den vi fant med hensyn til folks *faktiske* valg av gange framfor andre reise­måter. Den hypotetiske betingede sannsynligheten for å gå synker gjennomsnittlig med 8 prosentpoeng dersom avstanden stiger fra én til to kilometer. Tar vi i stedet utgangspunkt i estimatene fra analysen av faktiske reise­måtevalg, samtidig som vi antar at det er 50 prosent sannsynlighet for å gå dersom avstanden er 1 kilometer, finner vi at estimert sannsynlighet for å gå synker med knappe 15 prosentpoeng dersom avstanden økes til 2 kilometer. Estimaten fra conjointanalysen bør altså vurderes med en smule forsiktighet i første omgang. Usikkerhet ved metoden og modelltilpasningen maner også til varsomme tolkninger. Likevel må det være lov å påpeke det påfallende i at omgivelsene, vegetasjon versus bebyggelse, ikke har noen signifikant effekt på reise­måtevalget. Dette *kan* være tegn på at det betyr lite for bruken om turveikorridorene til marka er grønne eller ikke.

5.5.3 Forskjellige atkomstegenskapers betydning for faktiske valg av reise­måte

Kan noen av resultatene som ble presentert i forrige avsnitt bekreftes av opplysningene vi har om respondentenes faktiske atferd? Tidligere forskning indikerer at trafikk tettheten med medfølgende forurensning og støy har betydning for bruk av

Tabell 5.11 Logit-regresjon av gange kontra andre reisemåter ved turer til det nærmeste større naturområdet i Trondheim mellom 2. og 24. oktober 1993, på diverse egenskaper ved atkomstveien til området samt kontrollvariable. $N=427$.

Logit regression of walking versus other travel modes on the last trips taken to the most proximate nature area in Trondheim during the period from 2 October to 24 October 1993, on various access route attributes and control variables. $N=427$.

	Modell 1		Modell 2	
	exp(β)	t-verdi	exp(β)	t-verdi
Logaritmen av avstanden til nærmeste naturområde	0,2710	-5,42	0,2920	-5,37
Andel av atkomstveien som har stor biltrafikk	0,7751	-0,46	0,5218	-1,22
Andel av veien som går gjennom rene vegetasjonsområder	1,1011	0,17	1,2711	0,46
Andel gangvei	1,4500	0,77	1,2296	0,45
Krysninger med oppmerket felt over sterkt trafikkert vei	0,7871	-1,67	0,7486	-2,06
Krysninger med oppmerket felt over middels trafikkert vei	0,6289	-1,31	0,7063	-1,22
Krysninger uten oppmerket felt over sterkt trafikkert vei	0,8505	-0,72	0,9572	-0,23
Krysninger uten oppmerket felt over middels trafikkert vei	1,8998	1,36	1,4724	0,87
Alder	1,0005	0,06	0,9913	-0,99
Er kvinne	0,9876	-0,05	1,0403	0,17
Dårlig tilgang på biltransport	1,0431	0,14	1,1120	0,38
Var aleine	1,1859	0,54	1,3146	0,97
Hadde hund med seg	0,4434	-2,49	0,5127	-2,15
Utdannelsesnivå	0,9509	-1,27		
Preferanse for kulturkonsum	1,1916	1,28		
Preferanse for friluftsliv -(1993-skala)	1,1187	0,73		
Likelihood-ratio kji-kvadrat(frihetsgrader)	135(16)		130(13)	

nabolaget til spaserturer og opphold (Hjorthol et al. 1990). Spørsmålet blir da om vi, når tegnene på trafikkforholdenes betydning er så pass tydelige, kan regne med at trafikkforholdene langs den korteste ruten til naturområdene vil influere på det faktiske valget av reisemåte. Den faktiske effekten avhenger imidlertid av hvor mye lenger en eventuelt må gå hvis en vil unngå en trafikkbelastet rute til fordel for en rute med gunstigere trafikkforhold. Som sagt har vi i denne omgangen ikke hatt muligheter til å kontrollere for tilfanget av alternative veimuligheter. Derfor kan vi heller ikke regne med at analysene vil fange opp hele den effekten trafikkforholdene har på reisemåten i de tilfellene der det mangler tilstrekkelig korte alternative reiseruter med tilfredsstillende trafikkforhold. Disse problemene forsterkes dessuten av mangelen på presisjon i målingene vi har gjort av trafikk tetthet. Men dersom tilstrekkelig mange må gå tilstrekkelig lange omveier for å unngå trafikkstrømmene, kan det likevel tenkes at vi vil finne negativ effekt av trafikkbelastningsmålene våre på sannsynligheten for å gå.

Gitt formålet med undersøkelsene våre ville det også være svært interessant dersom vi kunne finne ut om tilbudet av spesielt tilrettelagte gangveier påvirker det faktiske valget av reisemåte. Men igjen skaper manglende kontroll for tilfanget av alternative ruter vansker, selv om problemet neppe er like stort som ved måling av trafikk tetthets effekter siden gangveinettet er glissent og omfanget av omgående bevegelser for å komme inn på nettet trolig begrenset.

Vi har gjort forsøk på å granske sammenhengen mellom diverse mål for trafikk tetthet og gangveandel langs de korteste gangveiene på den ene siden og reisemåtevalene på den andre

siden. Det er imidlertid umulig å si hvorvidt mangelen på forståelige sammenhenger i data skyldes de metodiske problemene eller fraværet av vesentlige faktiske sammenhenger.

Da er det større grunn til å tro at vi skal kunne påvise eventuelle faktiske effekter av kryssende biltrafikkåre. En rekke undersøkelser har vist at kryssende veier kan ha en betydelig barriereeffekt (jf. for eksempel Rasmussen 1990). Den tversgående trafikks negative effekt er trolig mer utbredt enn den langs gåendes siden det ikke er like lett å gå utenom de tversgående veiene som å gå utenom de langsgående veiene. Den subjektive vurderingen vi har gjort av trafikk tettheten skaper imidlertid ekstra usikkerhet. Dersom emnet senere skal studeres nærmere, trengs det mer eksakte målinger av trafikken.

Vi har tatt utgangspunkt i data fra 1991-undersøkelsen om hvor ofte en brukte de ulike reisemåtene på turer til marka i 1991-sesongen, og opplysninger fra 1993-undersøkelsen om hvilken reisemåte en nyttet på de siste turene i tre-ukers perioden forut for utsendelsen av spørreskjemaet. Analyse av de sistnevnte dataene er presentert i tabell 5.11. Det nyttes logit-regresjon med modell lik logit-modellen som inngår i den null-inflaterte negative binomialregresjonsmodellen (jf. vedlegg 1). Opplysninger om andre sider ved atkomsten har vi bare for de som bor innen fire kilometer fra nærmeste markområde. Observasjonene er derfor andre enn de vi nyttet ved tidligere analyser av avstandseffekten. Vi ser nok en gang at avstanden har negativ effekt på andelen som velger å gå, og at de som tar med seg hund går mindre enn andre. Dessuten får vi både her, og i 1991-dataene (Gåsdaal 1995) bekreftet at antallet krysninger i merket felt over sterkt trafikkerte veier synes å kunne

ha en viss negativ effekt. (At antallet kryssningssteder uten oppmerkede felt ikke synes å ha noen tilsvarende effekt kan ha sammenheng med at det gjennomsnittlige antallet slike er atskillig lavere enn antallet steder med oppmerkede felter.)

I tillegg til å granske trafikkforholdenes faktiske effekter på reisevalget, skulle vi gjerne også ha kunnet presentere analyser av både disse og andre atkomstegenskapers effekter på den

faktiske besøkshyppigheten i naturområdene. Såvel conjointanalysen som analysen av avstandenes faktiske betydning for reisevalget og besøkshyppighet viser imidlertid at atkomstegenskapene betyr relativt mindre for besøkshyppigheten enn for reisevalget. Gitt de metodiske problemene som oppstår når en ser på andre atkomstegenskaper enn avstand, finner vi derfor at slike analyser basert på vårt materiale er alt for usikre til at det har noen hensikt å gjengi dem her.

6 Oversikt og drøfting

6.1 Problemstillinger og data

Siden myndighetene har prioritert tilretteleggingen av atkomsten til fots til de tettstedsnære naturområdene trengs det kunnskap om hva atkomstforholdene faktisk betyr for bruken av områdene, for deltakelsen i friluftsliv eller uteaktiviteter generelt, og for valg av reismåte fram til områdene. Det direkte målet vårt har derfor vært å granske de lokale atkomstforholdenes betydning for disse forholdene, men vi har også undersøkt hvilke andre forhold som påvirker folks aktivitets- og reismønster i forbindelse med friluftsliv.

I håp om å kunne studere atkomstforholdenes effekter noenlunde uavhengig av områdekvalitetens effekter har vi valgt å ta for oss en enkelt by, Trondheim. Den innbyrdes beliggenheten og den ulike kvaliteten til de forskjellige naturområdene i Trondheim har imidlertid samtidig også i noen grad gjort det mulig å vurdere enkelte sider ved områdekvalitetens betydning for bruken. Vi har tatt et, i hvert fall forsøksvis, tilfeldig utvalg av befolkningen i samtlige boligområder i byen, intervjuet dem på telefon i 1991 samt 1992, og sendt dem spørreskjemaer i 1993 for å få vite hva de deltar i, hvilke områder de bruker, og hvilke reismåter de velger, samt en rekke andre opplysninger om bakgrunn, interesse for friluftsliv av forskjellige slag, og så videre. Antallet respondenter i de tre undersøkelsene var henholdsvis 1.074, 1.065 og 608. Ca. 50 prosent av intervjupersonene i den andre undersøkelsen var også intervjuet i den første, og alle deltakere i den siste var intervjuet i den andre.

Det er en viss skjevhet i aldersfordelingen i utvalgene. Dette kan tenkes å indikere former for selvseleksjon som bidrar til at estimatene av alderens effekter på deltakelse, og kanskje også andre estimater, ikke er helt forventningsrette.

Utvalgene kunne med fordel ha vært større. Alternativt kunne antallet opplysninger som ble samlet inn i hver enkelt av de to første undersøkelsesrundene ha vært mer omfattende, men dette ville ha vært vanskelig med den innsamlingsmetoden vi var henvist til å benytte (telefonintervju). Problemene oppstår særlig i de mange analysene der vi har måttet kombinere opplysninger fra to undersøkelsesomganger, og derfor bare har kunnet nytte opplysninger fra personer som deltok i mer enn én av undersøkelsene. Med større utvalg kunne vi blant annet ha trukket sikrere konklusjoner med hensyn til styrken på den eventuelle sammenhengen mellom lokal avstand til naturområder og samlet deltakelse i alle de tradisjonelle formene for friluftsliv.

6.2 Teoretiske tilnærminger

I Norge oppfattes friluftsliv ofte både som et naturlig mentalt og helsemessig behov alle vil ha like godt av å få tilfredsstilt, og som et nasjonalt fortrinn vi må forsvare. I dette perspektivet vil et høyt deltakelsesnivå lett bli sett som naturlig og nødvendig, og lavere deltakelse som et resultat av hindringer. Hindringene kan være lang avstand, eller mangel på tid og ressurser etc. Men siden slike forklaringer ikke strekker til, er det vanlig å skyldte på mentale «barrierer» i form av kulturelt og moralsk forfall, manglende innsikt, viljessvakhet, og psykiske problemer.

Store deler av den internasjonale forskningen på feltet bygger på liknende perspektiver. Selv har vi imidlertid valgt å se bruk eller deltakelse som bestemt av forholdet mellom *tilbud* og *etterspørsel*, der lav etterspørsel ikke nødvendigvis skal forstås som hindret etterspørsel, men må antas å kunne være like «genuin» som høy etterspørsel. Denne generelle tilnærmingen kan ikke testes empirisk. Vi har valgt å bruke den fordi at den synes mer plausibel, fleksibel og fruktbar enn alternativene.

For å følge opp denne angrepsmåten har vi i kapittel 3 valgt å presentere diverse teorier om hva som faktisk former etterspørselen. Vi har gått ut fra at etterspørselen, når tilbudet er gitt, bestemmes av folks preferanser og deres tilfang av de ressursene som trengs for å drive friluftsliv av ulike slag. Vi har lagt vekt på diskusjonen av hva som bestemmer preferansene siden vi antar at disse i snitt er de viktigste forklaringsfaktorene under normale norske forhold, men vi går også inn på sentrale ressurser som tid, penger, utstyr, rettigheter, helse og ferdigheter.

Vi antar at motivene og preferansene for friluftsliv oppstår i møtet mellom arvede og ervervede egenskaper, kulturelle tradisjoner, minnet om egne erfaringer, og tankene en gjør seg om deltakelsens mulige videre konsekvenser. Vi forutsetter blant annet at folk foretrekker de aktivitetene som ut fra egne erfaringer og overførte forestillinger etc. antas å gi best utbytte, uansett om denne vurderingen er knyttet til følelser og stemninger under deltakelsen, til andre sider ved aktiviteten selv, eller til konsekvenser og ettervirkninger av ulike slag. Dette betyr at interessen for å delta i de ulike formene for friluftsliv bare er delvis biologisk/genetisk bestemt, og at den påvirkes av erfaringshorisonten en får gjennom sin sosiale tilhørighet og posisjon. En lang rekke aspekter ved folks sosiale relasjoner har på ett eller annet vis blitt tillagt konsekvenser for etterspørselen etter friluftsliv. Dette gjelder blant annet kjønnsidentitet og tilhørighet til aldersgruppe, familie- og annen primærgruppetilknytning, samt status- eller klassemessig posisjon.

Det er imidlertid først og fremst *atkomstforholdenes* effekter som står i fokus for undersøkelsen. Vi diskuterer hvilken betydning avstandene fra boligområder til naturområder har for deltakelsen i friluftsliv. Vi kommer blant annet også inn på «intervening opportunities»-teorien og drøfter betydningen av å ta hensyn til de ulike naturområdenes innbyrdes beliggenhet når en analyserer bruken av de enkelte naturområdene. Samtidig diskuterer vi også mulige feilkilder ved analyse av atkomstforholdenes betydning, og tar særlig for oss de metodiske problemene som kan oppstå når en ønsker å studere effektene av andre sider ved atkomstforholdene enn avstand.

Vi påpeker også at en i eventuelle framtidige undersøkelser bør ta hensyn til flere sider ved avstandsforholdene enn avstandene til de *nærmeste* naturområdene når en skal analysere den samlede deltakelsen i friluftslivet. Dette kan for så vidt i noen grad gjøres allerede innenfor det statistiske modellapparatet som er nyttet i denne undersøkelsen og som presenteres i kapittel 4, men det er også mulig å finne enda mer tilfredsstillende løsningen ved å koble dette modellapparatet (presentert i **vedlegg 1**) sammen med multinome logit-modeller av den typen som presenteres i vedlegg 2. En slik angrepsmåte burde gjøre det mulig med simultan estimering av modeller for totalt antall turer og for fordelingen av turene på ulike naturområder.

6.3 Presentasjon og drøfting av resultatene

I Trondheim er det to store, klart atskilte markområder, Bymarka/Leinstrandmarka og Strindamarka. Disse tar til sammen imot et stort flertall av de turene som går til naturområder innenfor kommunen. For de aller fleste innbyggerne er det ett av disse to som er det nærmeste større området. Vi har derfor målt avstanden fra undersøkelsesdeltakernes boliger til den nærmeste velegnede innfallsporten til hvert av de to områdene. I tillegg har vi målt avstanden til det nærmeste strandområdet med fri natur som er såpass stort eller tilrettelagt at det kan regnes som et selvstendig rekreasjonsområde.

Vi bruker som sagt den korteste gangavstanden hjemmefra som det sentrale atkomstmålet vårt. At gangavstand er et interessant mål, bekreftes av at så mange som rundt 35 prosent av besøkene i de lokale naturområdene i Trondheim skjer etter at folk har gått hjemmefra til fots, og da gjerne såpass langt som to-tre kilometer. Data tyder også på at kanskje så mye som 80 prosent av de gående går til den nærmeste innfallsporten til marka.

Analysene tyder på at såvel avstand som relativ beliggenhet har klar betydning for besøksfrekvensen i de to store markområdene. De to områdene synes å tilfredsstille samme slags behov. De er «substitutter» for hverandre, og «konkurrerer» om besøkene i den forstand at folk tenderer til å velge det lettest tilgjengelige alternativet. Det vil si det som ligger nærmest. Strindamarka som er minst med hensyn til såvel renomme som arealstørrelse og antall naturtyper, har høyt besøk av de som bor i nærheten, men lavt besøk av de som har Bymarka/Leinstrandmarka som nærmeste alternativ. Det sistnevnte området trekker til seg folk fra et større oppland, men besøkstallene synker meget klart med avstanden, og også her ser vi en viss tendens til at besøksfrekvensen er lavere blant de som har det andre alternativet, Strindamarka, som nærmeste alternativ. Også besøkene i strandområdene synker med avstanden, men strandområdene fyller andre behov enn markområdene og «konkurrerer» trolig ikke med disse om publikum i samme grad som markområdene «konkurrerer» innbyrdes. Vi har da heller ikke sett tegn til at bruken av strandområdene påvirkes direkte av relativ beliggenhet i forhold til markområdene. Folk vurderer imidlertid områdenes relative kvaliteter når stedsvalget avgjøres, og de (få) som liker strandområdene bedre enn markområdene har derfor en særlig høy besøksfrekvens langs strendene.

Men preferansene for områdene later i sin tur til å ha sammenheng med hvor en bor. Jo nærmere området en bor, jo bedre hevder en å like det. (Dette framgår av data, men er ikke vist i presentasjonen av analyseresultatene foran.) I Trondheim gjelder dette vel og merke mer for Strindamarka enn for Bymarka, og det er trolig et generelt trekk at lokalpatriotismen har størst relativ betydning for bruken av de områdene som ikke scorer aller høyest i generelt omdømme.

Sammenhengen mellom avstand og relativ beliggenhet på den ene siden og områdepreferanse på den andre, kan både skyldes at folk bosetter seg nær områder de liker godt, og at de begynner å like områder som ligger i nærheten av bostedet. Dersom vi antar at den siste effekten er sterkest betyr det at avstanden og den relative

beliggenhetens samlede effekter, inklusive de som går via preferansene, er enda større enn de direkte effektene som framgår av analysene foan.

At estimatene av avstanden og den relative beliggenhetens effekter på bruken av de østlige markområdene delvis avviker fra de tilsvarende estimatene for de vestlige områdene kan for øvrig tenkes å indikere svakheter med modellen eller de variablene som er nyttet. Indirekte har vi allerede antydning av en mulig svakhet, nemlig at Bymarkas fortrinn og berømmelse i forhold til Strindamarka ikke er fanget tilstrekkelig godt opp av områdepreferansevariabelen. Vi ville kanskje fått mer ensartede resultater dersom områdepreferansevariablene hadde vært mer nøyaktig målt, eller dersom vi for eksempel hadde tatt med en variabel som indikerte folks relative kjennskap til de to områdene. Selv om mange av hovedtrekkene i det estimerte effektmønsteret trolig er likt det en ville finne i de fleste andre norske byer, bør en derfor ikke regne med at parameterestimatene våre kan overføres direkte til andre byer.

Grunnen til at strandområder og markområder kan grupperes hver for seg er at de i noen grad brukes til forskjellige aktiviteter. I vårt tilfelle synes rimelig nok særlig båtliv, saltvannsfiske, og soling/bading å være orientert mot strendene og sjøsiden. Deltakelsen i disse er negativt korrelert med avstanden til nærmeste strand, mens lengre fotturer, bær- og soppturer samt ferskvannsfiske gjerne foregår i marka, og er negativt korrelert med avstanden til nærmeste markområde. Dette betyr at planer og tiltak som regulerer boligområdenes avstander til mark og strand får betydning for hvordan beboerne *fordeler* det lokale friluftslivet sitt mellom sjøorienterte aktiviteter og markorienterte aktiviteter. Sannsynligvis betyr dette også at den *samlede deltakelsen i lokalt friluftsliv* påvirkes av såvel avstanden til nærmeste markområde som av avstanden til nærmeste strand.

Dette får vi bekreftet gjennom analyse av 1991-dataene våre. I følge denne analysen viser begge avstandstypene signifikant negativ sammenheng med såvel samlet deltakelse i friluftsliv aktiviteter innenfor kommunegrensene som samlet antall oppgitte besøk i lokale mark- og strandområder. Tegn i materialet vårt tyder for øvrig på at også avstanden til andre områder enn de nærmeste påvirker samlet deltakelse hvis disse alternative områdene har spesielle kvaliteter eller vurderes som generelt bedre enn de nærmeste. I fremtidige analyser er det aktuelt å nytte statistiske modeller som tar høyde for denne muligheten.

Når det gjelder analysene som allerede er utført, må vi imidlertid konstatere at det ikke er mulig å finne tegn til effekter av avstandene på samlet bruk av naturområdene i dataene fra 1993. Heller ikke når vi ser på den samlede deltakelsen i friluftsliv i og utenfor Trondheim i 1991, eller samlet rekreasjonsbruk av lokal og ikke-lokal natur i 1993, finner vi entydige tegn på at de lokale avstandene spiller noen rolle for deltakelsesnivået. Summen av lokalt og ikke-lokalt friluftsliv i 1991 viser riktignok signifikant negativ samvariasjon med avstanden til nærmeste strandområde, men ellers finner vi ingen statistisk sikre sammenhenger mellom avstandene og samlet friluftsliv eller naturbruk. Dette betyr ikke at det ikke finnes sammenhenger. Vi kan ikke utelukke at sammenhengene ville ha vist seg å være statistisk signifikante dersom vi

hadde hatt opplysninger fra et større utvalg av respondenter. Det effektive utvalget vårt i disse analysene er relativt lite. Men mangelen på statistisk signifikans i de foreliggende analysene tyder i det minste på at avstandens effekter er av begrenset omfang i forhold til andre ting som kan påvirke deltakelsen.

Heller ikke finner vi sammenhenger mellom avstandene og summen av lokale uteaktiviteter, det vil si summen av antall ganger en har deltatt i lokalt friluftsliv og spasert eller drevet mosjon langs gater og veier i bebyggelsen. I dette tilfellet ser vi dessuten at de estimerte parametrene har verdier nokså nær 1, noe som indikerer at vi neppe ville komme til andre konklusjoner selv om vi økte utvalgsstørrelsen vesentlig. Dersom dette er en korrekt slutning vil tiltak for å sikre korte avstander til naturområdene ha liten eller ingen effekt på deltakelsesfrekvensen i uteaktiviteter generelt. De kan nok bidra til å sikre at en vis andel av uteaktivitetene skjer i naturen, men hvis målet er å bidra til høyest mulig samlet uteaktivitet kan det vel tenkes at en bør satse på andre tiltaksformer.

Det som i henhold til våre undersøkelser kanskje påvirker samlet naturbruk og samlet uteaktivitet klartest, er folks preferanser for friluftsliv eller andre uteaktiviteter. Dessuten ser vi også rimeligvis en del tegn på at personlige ressurser som helse og tilgang til båt kan påvirke den samlede deltakelsen. Også indikatorer for ulike sosiale og biologiske betingelser som kjønn, alder, familieforhold og kulturinteresse viser tegn til samvariasjon med visse typer aggregert deltakelse og naturbruk. Vi kan knapt sies å ha gjort særlig overraskende funn, men vil framheve den effekten *hundehold* synes å ha på deltakelsen. Folk med hund opplever tydeligvis betydelig sterkere behov for å dra på tur enn andre.

Vi har foreløpig ikke funnet sikre tegn på at kvinnene eller for eksempel de eldregruppene som er med i undersøkelsen vår, blir mer hindret av avstandene i å delta enn andre blir.

Skal en få bedre innsikt i hvordan ressurstilgangen og andre kontrollvariable påvirker deltakelse og områdebruk, må en se nærmere på deltakelsen i hver enkelt aktivitetsform enn vi har hatt anledning til innenfor denne rapportens rammer. Det er nemlig betydelige forskjeller fra aktivitet til aktivitet med hensyn til retning og størrelse på en del av kontrollvariablenes effekter.

Vi har også sett nærmere på hvilken betydning avstanden til naturområdene har for valget av *reisemåte til og fra naturområdene*. Ikke uventet stiger sannsynligheten for å ta bilen i stedet for å bruke beina ganske bratt med avstanden. Dessuten synes det å spille en viss rolle om en reiser sammen med noen, og hvem dette eventuelt er. Folk som drar aleine på tur er mer tilbøyelig til å bruke beina enn de som har selskap av andre. Konsekvensen er at bilturer av dette slaget sannsynligvis produserer mindre forurensning pr. personkilometer enn for eksempel arbeidsreiser med bil gjør.

Denne undersøkelsen bekrefter at en må ha relativt korte avstander til naturområdene dersom folk frivillig skal bruke beina for å gå dit. I områder som ligger mer enn 2 kilometer fra naturområdene må en regne med at et klart flertall velger andre reisemåter, og da fortrinnsvis bil. Skal en bevare eller oppnå korte avstander til naturen i forbindelse med bygging av nye boliger etc. risikerer en imidlertid å måtte legge den nye bebyggelsen i for eksempel sattelitt- eller

fingermønstre som brer seg utover i landskapet fra de etablerte boligområdene. Dette vil trolig i de fleste tilfellene øke bilbruken til arbeidsreiser og andre formål med mer enn en sparer på kjøring til naturområdene. Legges fingrene og satelittene innover i marka risikerer en dessuten at folk får desto lengre vei til strandområdene, slik at vinningen går opp i spinningen også for den friluftslivsrelaterte trafikkens del. Disse konsekvensen kan unngås ved å gjøre boligområdene mer kompakte, men det spørres om dette i lengden lar seg kombinere med gjengse krav til boligstandard. Folk ønsker fortsatt arealkrevende boformer. Er hovedmålet å redusere bilbruken spørres det om en ikke heller bør legge direkte restriksjoner på denne, for eksempel gjennom parkerings- og bomavgifter, eller gjennom enda sterkere tiltak som kjøre- og parkeringsforbud ved naturområdene.

Hvis kjøre- og parkeringsrestriksjonene er effektive vil de imidlertid også redusere den samlede deltakelsen i friluftsliv. Er målet først og fremst er å bevare deltakelsen i *lokalt, naturbasert* friluftsliv på minst samme nivå som i dag selv om byene skulle fortsette å vokse, kommer en derfor neppe utenom bruk av arealbrukspolitiske virkemidler. Noe av det mest effektive en kan gjøre er trolig å fortsette med sikring og tilrettelegging av strandområder, men valget av fornuftige utbyggingsmønstre i den generelle byplanleggingen kan også spille en rolle. I så fall bør en prøve å unngå løsninger der kort avstand til marka kjøpes med lang avstand til stranden eller omvendt. Som vist foran er strandområdene attraktive for store publikumsgrupper også langs den kalde og forblåste Trondheimsfjorden. Selv om våre data bare gjelder barmarkssesongen, og ikke vintersesongen da strandområdene er relativt sett mindre etterpurte enn i sommerhalvåret, utgjør trafikken til disse områdene en betydelig del av samlet rekreasjonsreisetrafikk. Dette bør en være oppmerksom på ved valget av arealbruksstrategi. Med forbehold om hvilke begrensninger som ligger i lokal topografi og andre lokale forhold, kan for eksempel utbygging i konsentriske sirkler rundt bykjernen tankes å skape en bedre samlet effekt for såvel friluftslivet som for omfanget av den motoriserte trafikken, enn en for eksempel vil få med utbygging i fingermønster innover i landet og bort fra sentrum og sjø. Utbygging i slike sirkler kan gi lavere gjennomsnittlige reiseavstander både for friluftsfolk og andre trafikanter. Forutsetningen for at dette skal ha noen mening er da selvsagt at en samtidig sikrer flest mulige sentrumsnære strandområder for friluftslivet. På den andre siden kan utbygging i sammenhengende konsentriske sirkler innebære at deler av de mest sentrumsnære, og dermed kanskje også mest kjente og populære skogsområdene, må bygges ut. Dette vil neppe gi særlig politisk gevinst for beslutningstakerne. Det ville for eksempel neppe vekke stor begeistring blant beboerne på Frogner, Majorstua og Sogn, eller blant Oslos øvrige befolkning for den saks skyld, hvis en bestemte seg for å bygge ned områdene rundt Sognsvann. Ikke så å forstå at vi mener at folk tar feil i dette og lignende spørsmål, og det kan jo også tenkes at de høster andre fordeler av å bo nær marka enn de som kommer til uttrykk i relativ besøkshyppighet, men vi vil i hvert fall ikke se helt bort fra at enkelte miljø- og friluftslivspolitiske mål kunne vært bedre tjent med en slik løsning enn med noen av de løsningene en faktisk har valgt. Hvorvidt dette stemmer eller ikke, kan imidlertid bare avgjøres gjennom detaljerte undersøkelser av de lokale forholdene.

Vi har også forsøkt å finne ut hvilke *andre sider ved atkomstfor-*

holdene enn avstandene som eventuelt har betydning for folks turaktivitetsmønster og valg av reisemåte. Metodiske komplikasjoner gjør det vanskelig å bruke atferdsdata som grunnlag for forsvarlige undersøkelser av betydningen til andre atkomstegenskaper enn avstanden. Vi har imidlertid ment at det i hvert fall burde være mulig å finne tegn på om antall kryssninger med trafikkert vei langs den korteste ruten til naturområdet har noen effekt på valget av reisemåte. Dette ble da også (svakt) bekreftet av de statistiske analysene. En praktisk konsekvens kan selvsagt være at en lager lett tilgjengelige trafikkunderganger eller -overganger langs de korteste rutene fram til naturområdene. For eventuell framtidig forskning om avstandenes betydning for deltakelsen blir konsekvensen at ett eller flere godt registrerte mål for trafikkbarrierer legges inn som kontrollvariable i analysemodellen. Siden en på ingen måte kan utelukke at de relevante målene for trafikkbarrierer er korrelert med avstandene til naturområdene, kan slik kontroll bidra til at en unngår skjeve estimater av avstanden betydning.

Selv om dataene våre viser at *de gående* i betydelig grad bruker de tilrettelagte *gangveiene* langs den korteste ruten til marka, fant vi ingen tegn på at stor andel av slik avskjermet gangvei, som er noe annet enn fortauer eller sykkelstier parallelt med trafikkert vei, øker sannsynligheten for å gå. Vi fant heller ingen sammenheng mellom andelen av vegetasjon og naturomgivelser langs veien og sannsynligheten for å gå. Dette kan imidlertid skyldes de nevnte metodiske problemene, og resultatene bør derfor ikke tillegges særlig stor vekt.

På grunn av de metodiske vanskene ved bruk av atferdsdata har vi også gjennomført en såkalt samvalgsanalyse (conjointanalyse) der folk fikk beskrevet en del hypotetiske turveier til marka. Deretter ble de spurt om de ville foretrekke å følge disse veiene til fots eller med sykkel til marka, bruke bil til marka, eller, som et tredje alternativ, ta en spasertur nær bebyggelsen.

Analysen av disse hypotetiske valgdataene viser, i likhet med andre resultater fra undersøkelsene våre, at et klart flertall foretrekker turer i marka framfor spaserturer nær bebyggelsen i Trondheim. Dessuten tyder analysen på at flertallet av de som foretrekker en tur i marka i utgangspunktet heller vil bruke beina enn å kjøre. Men samtidig indikerer den også at stor biltrafikk langsetter turveien kan gi en betraktelig reduksjon i sannsynligheten for at folk skal velge å bruke beina. I praksis har en imidlertid som regel flere ruter med ulik trafikkbelastning å velge mellom. Selv om den aller korteste veien har stor trafikkbelastning vil det ofte finnes et mindre trafikkbelastet alternativ som bare er ubetydelig lenger enn den trafikkbelastede ruten. I så fall unngår en at hele gevinsten ved å komme seg unna trafikken tapes ved at veien blir tilsvarende mye lengre. Det er derfor usikkert hva aversjonen mot biltrafikk betyr i praksis. Vi regner med at den kan bety mye i tilfeller der folk helt mangler akseptable, tilstrekkelig korte alternativer til de trafikkbelastede rutene, men vi vet ikke hvor ofte dette forekommer.

Analysen tyder også på at valget av reisemåte til marka kan bli sterkt påvirket av en eventuell parkeringsavgift. Vi vet imidlertid ikke sikkert om dette resultatet først og fremst skal tolkes som en protest mot den faktiske organiseringen av vinterparkeringen i marka rundt Trondheim, og i hvilken grad det kan ses som uttrykk for hva folk faktisk vil gjøre dersom det innføres nye parkerings-

avgifter i barmarksesongen. En viss reduksjon i bilbruken regner vi likevel med at det blir dersom slike avgifter brukes systematisk.

Et annet påfallende resultat er at andelen av vegetasjon (skog og gras) langs de hypotetiske turveiene ikke ga signifikant utslag på folks hypotetiske valg av reisemåte. Dersom dette avspeiler folks reelle preferanser betyr det trolig at det spiller liten rolle for bruken om gangveikorridorene er «grønne» eller ikke.

7 Sammendrag

Norske myndigheter ønsker å stimulere såvel reiser til fots og med sykkel som deltakelse i friluftsliv. For å fremme disse formålene vil de tilby enkel atkomst for syklister og fotgjengere til lokale naturområder. En vet imidlertid lite om de faktiske effektene av slike tiltak på deltakelsen i friluftsliv og på deltakernes reisemåtevalg. I denne studien har hovedmålet vært å belyse disse emnene bedre. Vi undersøker særlig effektene av absolutte og relative avstander på turfrekvens og på sannsynligheten for å dra til fots til naturområdene. I tillegg prøver vi å undersøke hvilke effekter slikt som vegetasjon langs veien (grønne omgivelser med naturlig preg), forstyrrelser fra motorisert trafikk, og krysninger med trafikkert vei etc. kan ha på sannsynligheten for å gå eller sykle til naturområdene framfor å kjøre dit eller å ta en spaseretur i nabolaget.

Trondheim kommune ble valgt som studieområde. Data fikk vi fra to telefonintervjuundersøkelser og en postal spørreundersøkelse. Undersøkelsene ble foretatt i henholdsvis 1991, 1992 og 1993 blant tilfeldig utvalgte voksne personer bosatt i Trondheim. Informasjon fra surveyundersøkelsene om folks individuelle karakteristika, deltakelsesfrekvenser og reisemåtevalg etc. ble koblet med innsamlede opplysninger om de faktiske egenskapene til atkomstveiene for gående fra respondentenes boligområder til de viktigste naturområdene.

Vi diskuterer teorier om etterspørselen etter friluftsliv, og teorier om effektene av atkomstveiegenskapene og naturområdenes relative beliggenhet på turfrekvensene. Vi diskuterer også hvilke statistiske modeller som egner seg for våre formål. De statistiske modellene vi anvender omfatter null-inflatert negativ binomial regresjon ved analysen av turfrekvenser, logit regresjon ved analysen av faktiske reisemåtevalg, og «nested» logit analyse som del av en valgbasert conjointanalyse der vi ser på hypotetiske reisemåte-/reisemålvalg.

Resultatene indikerer at antallet turer gjennomsnittsinbyggeren tar til et bestemt naturområde påvirkes av hvilket område og hvilke aktiviteter en foretrekker såvel som av avstand hjemmefra og «mellomliggende muligheter», det vil si av om det finnes alternative områder nærmere hjemmet. Betydningen av de to siste faktorene kan synes å avhenge av opplevd områdekvalitet. Selv mindre interessante områder kan få besøk av en stor del av lokalbefolkningen, men antallet av de som har andre mer foretrukne områder innen kortere avstand fra hjemmet er, kanskje ikke overraskende, lavt. Til forskjell fra dette får det mest foretrukne området også besøk fra mange som har andre alternativer innen kortere avstand fra hjemmet, men besøksfrekvensen synker betydelig med økende avstand.

En kan regne med at effekten av de «mellomliggende mulighetene» ikke bare avhenger av hvordan områdekvalitetene vurderes i sin alminnelighet, men også av i hvilken grad områdealternativene fungerer som erstatninger for hverandre med hensyn til muligheter for å drive spesielle aktivitetstyper eller ikke. I denne rapporten skiller vi mellom lokale strandområder på den ene siden og lokale markområder på den andre siden. Områder fra en av gruppene vil lettere kunne erstatte områder fra samme gruppe enn områder fra den andre gruppen siden de to gruppene gir muligheter for hver sine aktivitetstyper. Noen aktiviteter, som jogging, kan kanskje bli drevet like mye i strandområder som i marka, men mens saltvanns-

fiske, båtliv, bading og soling er mest vanlig langs strendene, er fotturer, ferskvannsfiske, bærplukking og jakt mer vanlig, eller foregår utelukkende i mark- og fjellområder. Siden strandområdene og markområdene er relativt dårlige erstatninger for hverandre, regner vi ikke med at de skal ha særlig sterke «mellomliggende mulighets»-effekter på hverandre.

Denne hypotesen får støtte av dataene våre. Derfor ventet vi at den samlede deltakelsen i lokale friluftslivsaktiviteter avhenger både av avstanden til det nærmeste markområdet og avstanden til det nærmeste strandområdet. Dette bekreftes i det minste av to av analysene våre, og de andre analysene avkrefter det ikke. Derimot fant vi ingen statistisk signifikant sammenheng mellom avstanden til marka og summen av lokal og ikke-lokal deltakelse i friluftsliv, og overhode ingen sammenheng mellom avstandsforholdene og samlet deltakelse i uteaktiviteter generelt (inkludert jogging og spasereturer i bebyggd område).

Dataene våre gir dermed en viss støtte til hypotesen om at bruken av lokale naturområder og deltakelse i lokalt friluftsliv avhenger av avstanden fra boligen til såvel strandområder som markområder. Dersom målet er å maksimere deltakelsen i fritidsbruken av lokale naturområder bør en ta begge disse avstandstypene i betraktning når en planlegger den geografiske fordelingen og utformingen av boligområder og rekreasjonsområder. Det er viktig å bevare brukbare strandområder nær bebyggelsen, og avhengig av lokale forhold, kan det noen ganger være fornuftig å sikre begrenset gjennomsnittsavstand til disse selv om det i noen grad skulle gå ut over gjennomsnittsavstanden til marka.

Dersom målet i stedet er å maksimere den samlede deltakelsen i friluftsliv eller uteaktiviteter uten å bry seg om hvor aktivitetene foregår, gir analysene våre enda mindre klare konklusjoner. Den eneste relevante informasjonen vi finner er en svak sammenheng mellom avstand til nærmeste strandområde og samlet deltakelse i friluftsliv. Vi sier ikke at avstanden til markområdene ikke har noen effekter på samlet deltakelse i friluftsliv overhodet. Vi sier bare at vi ikke har funnet statistisk signifikante effekter av dette slaget i våre data. Grunnen kan selvsagt både være at våre utvalg har vært for små, og at de virkelige effektene, i den grad de eksisterer, er relativt mindre, eller begrenset til færre mennesker, enn andre undersøkte avstandeffekter.

Samtidig som vi studerer avstandenes effekter på deltakelsen, kontrollerer vi for respondentenes sosio-økonomiske karakteristika etc., og preferansene deres for friluftsliv etc. Preferansene (og det å ha hund) viser seg å være blant de variablene som predikerer deltakelsesnivåene best. Men, avhengig av hvilke aktiviteter vi undersøker, viser det seg at slike variable som alder, helse, kjønn, og indikatorer for kulturkapital samvarierer med deltakelsen.

Vi finner selvsagt en sterk effekt av avstand på reisemåtevalget. Antallet krysninger med trafikkerte veier, og hvorvidt en drar alene eller sammen med familie eller venner, synes også å påvirke det faktiske reisemåtevalget. I tillegg indikerer conjointanalyse (analyse av hypotetiske reisemål- og reisemåtevalg) at parkeringsavgifter og atskillelse mellom fotgjengere og motorisert trafikk kan ha klare effekter på reisemåtevalget, og i noen grad også på reisemålvalget. Andelen av «grønne» vegetasjonsrike områder langs veien synes imidlertid ikke å påvirke de hypotetiske valgene vesentlig.

8 Summary

Norwegian authorities aim to stimulate biking, walking and participation in outdoor recreation activities. For this purpose they intend to supply pedestrians and bikers with easy access to local nature areas. Little is known, however, about the actual effects of such policies on participation in outdoor activities and on the participants' travel mode choices. In this study our main objective has been to throw light on these issues. In particular, we study the effects of absolute and relative distances on trip frequency and on the probability of travelling by foot to nature areas. In addition we also attempt to study the effects that roadside vegetation (green, natural looking surroundings) and disturbances from motorized traffic, road crossings etc. may have on the likelihood of walking or biking to nature areas rather than going by car or going for a walk in the neighborhood.

The city of Trondheim was selected as study area. Data were obtained from two telephone interview surveys and one mail questionnaire survey conducted in 1991, 1992 and 1993, respectively. The surveys were conducted among random samples of adult residents. Information about the respondents' individual characteristics, participation frequencies and travel mode choices etc. were matched with information about the actual attributes of the pedestrian links between the most important local nature areas and the respondents' homes.

Theories concerning the demand for outdoor recreation and theories concerning the effects of access route attributes and spatial distribution of nature areas on trip frequencies are discussed. We also discuss the appropriateness of various statistical models for the kinds of analysis we need to perform. The statistical models chosen include negative binomial hurdle regression for the analysis of trip frequencies; logit regression for the analysis of actual travel mode choices; and nested logit analysis which is applied as part of a choice-based conjoint analysis of hypothetical choices among recreation sites and travel modes.

Results indicate that the number of visits an average resident makes to a particular nature area is affected by his/her preferences for areas and activities as well as by distance from home and «intervening opportunities», i.e. the presence of alternative areas within closer reach of home. The importance of each of the two latter explanatory factors seems to depend on the respondents' evaluation of the nature areas. Even less preferred areas may be visited by many local residents, but the number of visits made by those who have other, more preferred areas within closer reach of home is low. In contrast, the more preferred areas also receive many visits from those who have other alternatives within closer reach of home. But the frequency of visits decreases markedly with increasing distance.

The size of the «intervening opportunity» effect may be expected to depend, not only on people's evaluation of each area's quality, but also on the extent to which the areas are close substitutes for each other as arenas for particular activity types. In this report we distinguish between local seashore or beach areas on the one hand, and local forest and mountain areas on the other. The cross-type substitutability for these area types is probably smaller than the within-type substitutability because each area type is characterized

by a separate type of activity opportunities. Some activities, such as jogging, may perhaps be performed just as frequently in the one type as in the other, but whereas saltwater fishing, boating activities, swimming and sunbathing are most common along the seashores; rambling, freshwater fishing, berry picking and hunting are far more frequently performed in, or is not performed anywhere else than in forests and alpine areas. Since seashore areas and forest/alpine areas are relatively poor substitutes for each other, we do not expect them to have strong «intervening opportunity» effects on each other.

This hypothesis is supported by the data. We therefore expect to find that overall participation in *local* outdoor recreation activities depends on the distance to the most proximate forest area as well as on the distance to the most proximate «unspoiled» seashore area. At least two of our analyses confirm this, whereas the others do not disconfirm it. We did not, however, find much evidence for associations between distances to forests and the sum of *local and non-local* participation in outdoor recreation, and no association at all between distances to nature areas and overall participation in outdoor activities in general (including jogging and walking for pleasure in built up areas).

In our data then, there is some evidence to support the hypothesis that use of local nature areas and participation in local outdoor recreation depend on distances from home to both seashore areas and forest areas. If the goal is to maximize participation in recreational uses of local nature areas, one should consider both kinds of distance when planning the geographical distribution and spatial outline of residential and recreational areas. It seems essential that one protect those seashore areas which are situated close to densely populated areas and keep these areas open for public recreational use. In some instances, depending on local conditions, it may also be wise to stick to physical planning principles that restrict growth in average distances to seashores even in cases where this might imply minor increases in average distances to forest areas.

If, instead, the target is to maximize participation in outdoor recreation or outdoor activities in general, i.e. not considering where the activities take place, then our analyses are even less conclusive. All the relevant information we have found is a weak association between distances to seashore areas and overall participation in outdoor recreation in nature areas. We are not saying that distances to forest areas have no effects at all on overall participation in outdoor activities. We just say that we have not been able to trace any statistically significant effects of this kind in our data. The reasons may of course be that our samples are too small, and that the real effects, if existent, are relatively smaller, or restricted to fewer people, than the other distance decay effects that we have detected.

While studying the effects of distances on participation we control for respondent socio-economic characteristics etc. and respondent preferences for outdoor recreation. Preferences (and dog-ownership) are demonstrated to be among the best predictors of participation levels. But, depending on the activity studied, other characteristics such as age, health, sex, and indicators for cultural capital are also shown to be associated with participation.

As expected, we find strong effects of distance on travel mode choice. The number of traffic crossings, and travelling alone or being accompanied by family or friends also seem to have an impact on actual travel mode choices. In addition, conjoint analysis (analysis of hypothetical site/travel mode choices) indicate

significant effects of parking fees and general separation of pedestrian and motorized traffic on travel mode choice, and to a lesser degree also on site choice. The amount of roadside vegetation, however, does not seem to affect the hypothetical choices.

9 Litteratur

- Adams, R. G. 1993. Activity as Structure and Process. Friendship of Older Adults. - I Kelly, J. R. red. Activity and Ageing. SAGE Publications, Newbury Park, Cal. s. 73-85.
- Allton, D. J. & Leiber, S. R. 1983. Attributes of Chicago Trail Areas. - Leisure Sciences 5:197-220.
- Atchley, R. C. 1993. Continuity Theory and the Evolution of Activity in Later Adulthood. - I Kelly, J. R. red. Activity and Ageing. SAGE Publications, Newbury Park, Cal. s. 5-16.
- Balling, J. D. & Falk, J. H. 1982. Development of Visual Preference for Natural Environments. - Environment and Behavior 14:5-28.
- Bandura, A. 1986. Social Foundations of Thought and Action. A Social Cognitive Theory. - Prentice Hall; Englewood Cliffs, New Jersey.
- Barra, T. de la 1989. Integrated Land Use and Transport Modelling. Decision Chains and Hierarchies. - Cambridge University Press, Cambridge.
- Becker, G. S. 1991. A Treatise on the Family. Enlarged Edition. - Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Bella, L. 1989. Women and leisure: Beyond androcentrism. - I Jackson, E. L. & Burton, T. L., red. Understanding Leisure and Recreation. Mapping the Past, Charting the Future. Venture Publishing, State College, PA. s. 152-179.
- Ben-Akiva, M. & Lerman, S. 1985. Discrete Choice Analysis. Theory and Application to Travel Demand. - The MIT Press, Cambridge, Mass.
- Bennett, R. G., Marek, J. & Kjøde, A. 1982. Preferred Attributes of Resources for Outdoor Leisure Activities. - Paper innsendt for publ.
- Bjerke, T. 1993. Jegeren. En samfunnsfaglig kunnskapsoversikt. NINA utredning 044:1-51.
- Bourdieu, P. 1984. Distinction. A Social Critique of the Judgement of Taste. - Harvard University Press, Cambridge, Mass.
- Bourdieu, P. 1990. The Logic of Practice. - Polity press, Cambridge.
- Brun, J. & Fagnani, J. 1994. Lifestyles and Locational Choices - Tradeoffs and Compromises: A Case Study of Middle-class Couples Living in the Ile-de-France Region. - Urban Studies 31:921-934.
- Buchanan, T. 1985. Commitment and Leisure Behavior: A Theoretical Perspective. - Leisure Sciences 7:401-420.
- Cheek, N. H. & Burch, W. R. 1976. The Social Organization of Leisure in Human Society. - Harper & Row, New York.
- Crawford, D. W. & Godbey, G. 1987. Reconceptualizing Barriers to Family Leisure. - Leisure Sciences 9:119-127.
- Crawford, D. W., Jackson, E. L. & Godbey, G. 1991. A Hierarchical Model of Leisure Constraints. - Leisure Sciences 13:309-320.
- Csikszentmihalyi, M. 1988b. The flow experience and its significance for human psychology. - I Csikszentmihalyi, M. & Csikszentmihalyi, I. S. red. Optimal Experience. Psychological Studies of Flow in Consciousness. Cambridge University Press, Cambridge s. 3-14.
- Csikszentmihalyi, M. 1990. Flow. The Psychology of Optimal Experience. - Harper & Row, New York.
- Deem, R. 1986. All work and no play? The Sociology of Women and Leisure. - Open University Press, Milton Keynes.
- Direktoratet for naturforvaltning. 1992. Vår felles naturarv. Langtidsplan 1992 - 94. - Trondheim.
- D'Andrade, R. G. 1992. Schemas and motivation. - I D'Andrade, R. G. & Strauss, C. red. Human motives and cultural models. Cambridge University Press, Cambridge, s. 23-44.
- Eckblad, G. 1980. The curvex: Simple order structure revealed in ratings of complexity, interestingness and pleasantness. - Scandinavian Journal of Psychology 21:1-16.
- Ewert, A. W. 1989. Outdoor Adventure Pursuits. Foundations, Models and Theories. - Publishing Horizons, Columbus, Ohio.
- Fesenmaier, D. R. & Leiber, S. R. 1987. Outdoor Recreation Expenditures and the Effects of Spatial Structure. - Leisure Sciences 9:27-40.
- Fotheringham, A. S. & O'Kelly, M. E. 1989. Spatial Interaction Models: Formulations and Applications. - Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Garreau, J. 1991. Edge City. Life on the New Frontier. - Doubleday, New York.
- Gobster, P. H. 1990. The Illinois Statewide Trail User Study. Final Report. - Illinois Chapter, Rails-to-Trails Conservancy, Springfield, Ill.
- Golledge, R. G. & Timmermans, H. J. P. 1990. Applications of behavioral research on spatial problems I: cognition. - Progress in Human Geography 14:57-99.
- Greene, W. H. 1990. Econometric Analysis. - Macmillan, New York.
- Greene, W. H. 1991. LIMDEP Version 6.0. User's Manual and Reference Guide. - Econometric Software, Bellport, N.Y.
- Greene, W. H. 1995. LIMDEP Version 7.0. User's Manual. - Econometric Software, Bellport, NY.
- Gåsdal, O. 1993. Bruk av tid på friluftsliv i og utenfor nærmiljøet. - NINA Oppdragsmelding 170, s. 1-77.
- Gåsdal, O. 1995. Deltakelse i friluftsliv - sosiale mål og fysiske hindringer. - Dr.Polit. avhandling. Institutt for sosiologi og statsvitenskap, Universitetet i Trondheim.
- Halle, D. 1992. The Audience for Abstract Art: Class, Culture and Power. - I Lamont, M. & Fournier, M. red. Cultivating Differences. Symbolic Boundaries and the Making of Inequality. The University of Chicago Press, Chicago, s. 131-151.
- Herrstedt, L. 1981. Fodgængertrafik i byområder. - Danmarks Tekniske Højskole, Institut for Veje, Trafik og Byplan Rapport 34:1-344, vedlegg.
- Hill, M. R. 1984. Walking, Crossing Streets, and Choosing Pedestrian Routes. A Survey of Recent Insights from the Social/Behavioral Sciences. - University of Nebraska Studies New series 66:1-70.
- Iso-Ahola, S., Jackson, E. & Dunn, E. 1994. Starting, Ceasing and Replacing Leisure Activities Over the Life-Span. - Journal of Leisure Research 26:227-249.
- Jackson, E. L. 1990. Variations in the Desire to Begin a Leisure Activity: Evidence of Antecedent Constraints? - Journal of Leisure Research 22:55-70.
- Jackson, E. L., Crawford, D. W. & Godbey, G. 1993. Negotiation of Leisure Constraints. - Leisure Sciences 15:1-11.
- Juster, F. T. & Stafford, F. P. 1991. The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement. - Journal of Economic Literature 29:471-522.
- Kaplan, R. & Kaplan, S. 1989. The Experience of Nature. A Psychological Perspective. - Cambridge University Press, Cambridge.
- Kay, T. & Jackson, G. 1991. Leisure Despite Constraints. The Impact of Leisure Constraints on Leisure Participation. - Journal of Leisure Research 23:301-313.
- Kellert, S. R. 1993. The Biological Basis for Human Values of Nature. - I Kellert, S. R. & Wilson, E. O. red. The Biophilia Hypothesis. Island Press, Washington, D.C. s. 43-69.

- Kelly, J. R. 1990. *Leisure*. 2nd ed. - Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Kleiber, D. A. & Dirkin, D. R. 1985. Intrapersonal Constraints to Leisure. - I Wade, M. G. red. *Constraints on Leisure*. Charles C. Thomas, Springfield, Illinois.
- Louviere, J. J., 1988. *Analyzing Decision Making. Metric Conjoint Analysis*. - Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences 67, Sage, Newbury Park, Cal.
- Louviere, J. J. & Hensher, D. A. 1983. Design and Analysis of Simulated Choice or Allocation Experiments in Travel Choice Modelling. - *Transportation Research Record* 890:11-17.
- Louviere, J. J., Anderson, D. A. & Louviere, C. H. 1991. Bike trail Choice Among Chicago Area Trail Users: Final Report to the Urban Forestry Project. - USDA Forest Service North Central Forest Experiment Station, Chicago.
- Lowerson, J. 1993. Sport and the English middle classes 1870-1914. - Manchester University Press, Manchester.
- Lyons, E. 1983. Demographic Correlates of Landscape Preference. - *Environment and Behavior* 15:487-511.
- Maddala, G. S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. - Cambridge University Press, Cambridge.
- Mannell, R. C. 1993. High-investment Activity and Life Satisfaction Among Older Adults. Commitment, Serious Leisure and Flow Activities. - I Kelly, J. R. red. *Activity and Ageing*. SAGE Publications, Newbury Park, Cal. s. 125-145.
- Mc Auley, E. 1993. Self-Efficacy, Physical Activity and Ageing. - I Kelly, J. R. red. *Activity and Ageing*. SAGE Publications, Newbury Park, Cal. s. 187-205.
- McCormick, B. 1991. Self-Experience as Leisure Constraint: The Case of Alcoholics Anonymous. - *Journal of Leisure Research* 23:345-362.
- Montgomery, D. C. 1991. *Design and Analysis of Experiments*. Third Edition. - John Wiley & Sons, New York.
- Peterson, G. L., Dwyer, J. F. & Darragh, A. J. 1983. A Behavioral Urban Recreation Site Choice Model. - *Leisure Sciences* 6:61-81.
- Rasmussen, H. 1990. Barrierevirkninger av vegtrafikk. Litteraturogjønnomgang og resultater fra en undersøkelse i Vålerenga/Gamlebyen i Oslo. - TØI notat 0933:1-73.
- Raymore, L., Godbey, G., Crawford, D. & von Eye, A. 1993. Nature and Process of Leisure Constraints: An Empirical Test. - *Leisure Sciences* 15:99-113.
- Rotter, J. B. 1954. *Social learning and clinical psychology*. - Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Self, C. M., Gopal, S., Golledge, R. G. & Fenstermaker, S. 1992. Gender-related differences in spatial abilities. - *Progress in Human Geography* 16:315-342.
- Sharp, C. 1981. *The Economics of time*. - Martin Robertson, Oxford.
- Shaw, S. M. 1994. Gender, Leisure and Constraints: Towards a Framework for the Analysis of Women's Leisure. - *Journal of Leisure Research* 26:8-22.
- Shaw, S. M., Bonen, A. & McAbe, J. F. 1991. Do More Constraints Mean Less Leisure? Examining the Relationship between Constraints and Participation. - *Journal of Leisure Research* 23:286-300.
- Smith, D. H. & Theberge, N. 1987. *Why People Recreate. An Overview of Research*. - Life Enhancement Publications, Champaign, Illinois.
- Smith, S. L. J. 1985. U.S. Vacation Travel Patterns: Correlates of Distance Decay and the Willingness to Travel. - *Leisure Sciences* 7:151-175.
- Smith, S. L. J. 1989. *The Spatial Analysis of Recreation and Leisure*. - I Jackson, E. L. & Burton, T. L., red. *Understanding Leisure and Recreation. Mapping the Past, Charting the Future*. Venture Publishing, State College, PA. s. 303 - 330.
- Stebbins, R. A. 1993. Social World, Life-style, and Serious Leisure: Toward a Mesostructural Analysis. - *World Leisure & Recreation* 35(1):23-26.
- Sundheim, L., Bennett, R. G. & Elvestad, S. 1980. *Nærmiljø - Fritid - rekreasjon*. - SAMPL, Geografisk institutt, Universitetet i Bergen.
- Ulrich, R. S. 1993. Biophilia, Biophobia, and Natural Landscapes. - I Kellert, S. R. & Wilson, E. O. red. *The Biophilia Hypothesis*. Island Press, Washington, D.C. s. 73-137.
- Vittersø, J. 1994. Predisposisjoner for naturopplevelser. - I *Friluftsliv: Effekter og goder*. DN-notat 1994-7:180-191.
- Vorkinn, M. & Gåsdal, O. 1993. Fysisk tilrettelegging - kun for «eldre, syke og handikappede» - NINA Temahefte 3:83-89.
- Wallace, A. D. 1993. *Walking, Literature and English Culture. The Origins and Use of Peripatetic in the Nineteenth Century*. - Clarendon Press, Oxford University Press, Oxford.
- Walmsley, D. J. & Lewis, G. J. 1993. *People & Environment. Behavioral Approaches in Human Geography*. Second Edition. - Longman Scientific & Technical, Harlow, Essex.
- Westphal, J. M. & Leiber, S. R. 1986. Predicting the Effect of Alternative Trail Design on Visitor Satisfaction in Park Settings. - *Landscape Journal* 5:39-44.
- Whyte, W. H. 1988. *City - Rediscovering the Center*. - Doubleday, New York.
- Wiberg-Carlson, D. & Schroeder, H. 1992. Modelling and Mapping Urban Bicyclists' Preferences for Trail Environments. - USDA Forest Service, North Central Forest Experiment Station Research Paper 303:1-11.
- Winkelmann, R. 1994. Count Data Models. Econometric Theory and an Application to Labor Mobility. - Springer-Verlag, Berlin.
- Yen, S. T. & Adamowicz, W. L. 1994. Participation, Trip Frequency and Site Choice: A Multinomial-Poisson Hurdle Model of Recreation Demand. - *Canadian Journal of Agricultural Economics* 42:65-76.
- Ødegårdstuen, T. S. 1994. Aktiviteter i naturen: Hva barn syns passer for jenter og gutter. - I *Friluftsliv: Effekter og goder*. DN-notat 1994-7:319-328.

Vedlegg 1

Statistisk analyse av turfrekvenser

Forutsetter en at utfall eller hendelser av en bestemt type foregår tilfeldig spredt over tiden, men med fast «intensitet» (fast forventet frekvens pr tidsenhet), og at utfallene i det ene tidsintervallet er uavhengig av hva som skjedde i foregående intervaller, vil det sannsynlige antallet utfall pr tidsenhet følge Poisson-fordelingen. Anser en disse forutsetningene som oppfylt og vil finne ut hvordan «intensiteten», (det forventede antallet utfall pr tidsenhet), avhenger av ulike andre variable, kan en nytte såkalt Poisson-regresjon. Skal regresjon på antall utfall gi mening bør en unngå regresjonsmodellformer som gir mulighet for negative predikerte verdier. Dette sikres vanligvis ved at en setter en lineær funksjon av forklaringsvariablene lik *logaritmen* til forventet antall utfall pr. tidsenhet som avhengig variabel. Poisson-regresjonsmodellen har med andre ord semi-logaritmisk form. Sannsynlighetsfunksjon og estimeringsprosedyrer for modellen presenteres for eksempel i Maddala (1983) og Greene (1990). Relevansen for analyse av turfrekvenser indikeres av at den funksjonelle formen ligner, selv om den ikke er helt lik, formene som er utprøvd og anvendt i gravitasjonsmodellene fra reise- og transportforskningen.

Et problem med modellen er imidlertid at turantallets varians forutsettes lik det forventede antallet. Dette kan betraktes som en konsekvens av forutsetningen om en fast (ikke-stokastisk) utfall-sintensitet. Det er mulig å løse på denne forutsetningen og for eksempel anta at turintensiteten har et stokastisk ledd som kan tenkes å oppstå på grunn av tilfeldige forskjeller i ulike personers gjennomsnittlige turaktivitet. Dette er en rimelig antakelse. Dersom det stokastiske leddet er gammafordelt blir turantallets fordeling lik den såkalte negative binomialfordelingen med en varians som er større enn forventet antall. Også dette synes som en rimelig antakelse. Delingsforholdet mellom varians og forventet antall blir proporsjonalt med forventet antall. Proporsjonalitetsfaktoren er en parameter som må estimeres. Er den lik null blir modellen lik Poisson-modellen. I negativ binomial regresjon er det altså en parameter mer enn i Poisson-modellen som skal estimeres. Brukes Poisson-regresjon når variansen faktisk er større enn forventet antall vil de statistiske testene indikere klarere sammenhenger mellom forklaringsfaktorer og turantall enn det er grunnlag for å postulere. Egne tidligere forsøk på å teste om variansen var større enn forventet antall i enkelte av regresjonene som presenteres i Gåsdal (1995), tydet på at vi kunne bruke Poisson-regresjon. Ved nærmere ettersyn later dette til å være galt. Negativ binomial-regresjon er altså generelt å foretrekke framfor Poisson-regresjon i vårt tilfelle.

Også denne modellen forutsetter imidlertid at forventet antall aldri blir lik null. Dette er urimelig siden enkelte hverken driver friluftsliv eller går tur i de undersøkte områdene. I stedet trenger vi en modell som tillater ikke-deltakelse, og som indikerer hvilke variable som påvirker sannsynligheten for aldri å gå på tur eller besøke de aktuelle områdene. Dette har en forsøkt å oppnå ved å nytte en binomial logit- eller probit-modell som skiller deltakere og ikke deltakere og kombinere denne med den negative binomiale modellen eller Poisson-modellen som for-

deler deltakerne på ulike deltakelsesintensiteter. Denne såkalt «null-inflaterte» modellen impliserer at høy sannsynlighet for «null-observasjoner», altså observasjon av personer som ikke går på tur i observasjonsperioden, kan oppstå på to måter. De kan skyldes at personene har høy sannsynlighet for å være ikke-deltakere, noe som i så fall vil framgå av logit-delen (eller probit-delen) av modellen, og de kan skyldes at personene er deltakere med lav deltakelsesintensitet og dermed høy sannsynlighet for ikke å rekke en tur i løpet av observasjonsperioden. Det siste vil i så fall framgå av den negative binomial- (eller Poisson-) delen av modellen. En oversikt over slike modeller gis blant annet i Winkelmann (1994).

For egen del har vi benyttet den kombinerte logit og negativ binomial varianten der det i tillegg til et konstantledd estimeres én regresjonskoeffisient for hver forklaringsvariabel som inngår i logitdelen, og et konstantledd pluss regresjonskoeffisienter samt den omtalte proporsjonalitetsfaktoren for den negative binomial-delen. Parametrene estimeres simultant med numeriske (maximum-likelihood) metoder. Vi har benyttet programpakken LIMDEP versjon 7.0 (Greene 1995). Tester tyder på at denne modellen i de fleste tilfellene er bedre enn en negativ binomial-modell som ikke er «null-inflatert». Vi har ikke funnet noen tilfeller der den synes klart dårligere enn en slik modell. Den blir derfor brukt i nesten alle tilfeller i denne rapporten der dette er aktuelt.

Dersom modellen er et korrekt uttrykk for de underliggende prosessene vil anti-logaritmen til koeffisientene i logit-delen indikere hvordan oddsen for å være en ikke-deltaker (i motsetning til en deltaker) endres når verdien på forklaringsvariablene endres. Anti-logaritmene til koeffisientene kan tolkes som de faktorene oddsen for å være en ikke-deltaker (eller ikke-bruker) *multipliseres* med når de respektive forklaringsvariablene vokser med én enhet. (Eller som den divideres med når de synker med én enhet.) Dersom koeffisienten for eksempel er 0,5 vil antilogaritmen være ca. 1,65. Dermed blir oddsen for å være ikke-deltaker (eller ikke-bruker) ca. 1,65 ganger høyere når den aktuelle forklaringsvariabelen stiger med én enhet. Hvis en ikke lar seg skremme av formler, forstår en prinsippet lettest ved å se på formen oddsen for ikke-deltakelse gis i logit-modellen (også kalt den logistiske regresjonsmodellen). Oddsen for ikke deltakelse er sannsynligheten for ikke-deltakelse ($p(\text{ikke-deltak})$) delt på sannsynligheten for deltakelse ($1 - p(\text{ikke-deltak})$). Dersom vi har to forklaringsvariable x_1 og x_2 med hver sine estimerte koeffisienter γ_1 og γ_2 samt et estimert konstantledd γ_0 , uttrykkes oddsen i logit-modellen slik:

$$\frac{p(\text{ikke-deltak})}{1 - p(\text{ikke-deltak})} = e^{(\gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2)}$$

Dersom c er den faktoren oddsen multipliseres med når x_2 økes med én enhet, får vi:

$$\begin{aligned} \frac{p(\text{ikke-deltak})}{1 - p(\text{ikke-deltak})} \cdot c &= e^{(\gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 (x_2 + 1))} \\ &= e^{(\gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2)} \cdot e^{\gamma_2} \end{aligned}$$

Dette gir:

$$c = e^{\gamma_2}$$

som er antilogarithmen til γ_2 . Er antilogarithmen større enn 1 har x_2 positiv effekt på oddsen. Er den mindre enn 1 er effekten negativ. I den «null-inflaterte» negative binomial-regresjonsmodellen kan forventet antall ganger ($E(\text{antall ganger})$) en deltaker vil delta i løpet av observasjonsperioden uttrykkes slik:

$$E(\text{antall ganger}) = e^{(\beta_0 + \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \epsilon)}$$

Her er ϵ et gammafordelt feilledd med gjennomsnitt lik 1 og varians lik α , mens z -ene er forklaringsvariable som kan være identiske med x -ene i submodellen ovenfor eller forskjellige fra disse. β -ene er estimerbare koeffisienter. Variansen til feilleddet er lik den tidligere omtalte proporsjonalitetsfaktoren og skal altså estimeres. Dersom z_2 økes med én enhet i denne modellen, vil forventet antall ganger den observerte personen deltar i en aktivitet etc. i løpet av en observasjonsperiode endres med en faktor lik d :

Dermed har vi:

$$\begin{aligned} E(\text{antall ganger}) \cdot d &= e^{(\beta_0 + \beta_1 z_1 + \beta_2 (z_2 + 1) + \epsilon)} \\ &= e^{(\beta_0 + \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \epsilon)} \cdot e^{\beta_2} \end{aligned}$$

Dette gir:

$$d = e^{\beta_2}$$

som er den estimerte koeffisienten β 's antilogaritme. Økes en av forklaringsvariablene, (for eksempel avstanden), med én enhet, (én kilometer), forventer vi at antall ganger en deltaker deltar i den aktuelle aktiviteten vil endres med en multiplikasjonsfaktor lik antilogarithmen til variabelens estimerte parameter. Når en skal finne hvor mye det forventede antallet deltakelser eller turer etc. totalt endrer seg, må en imidlertid også ta hensyn til at den samme variabelen kan påvirke sannsynligheten for å være en deltaker. Skal en finne den ubetingede endringen i forventet antall i slike tilfeller må en derfor først regne ut den faktoren sannsynligheten for å være deltaker (eller besøkende) endrer seg med og deretter multiplisere denne med antilogarithmen til β -koeffisienten. Resultatet er avhengig av utgangsverdien på de forskjellige forklaringsvariablene. Skal en finne faktoren som sannsynligheten for å være deltaker (eller besøkende) endrer seg med, trengs det litt regning. En kan for eksempel først beregne oddsene for deltakelse før og etter endringen (de inverse av oddsene for ikke-deltakelse) med et bestemt sett av forklaringsvariabelverdier innsatt i formelen ovenfor. Ved hjelp av disse oddsene kan en så beregne de tilsvarende sannsynlighetene ($1 - p(\text{ikke-deltak})$). Deretter finnes faktoren sannsynligheten for deltakelse endres med ved å dele sannsynligheten for deltakelse etter endring på sannsynligheten for deltakelse før endring. Dette er arbeidskrevende, og kan kanskje også synes komplisert. For å illustrere hva som ligger i resultatene gjengir vi derfor i kapitel 5 effektene på forventet turtall i Trondheim slik det ser ut når dette beregnes for én enhets endring i de respektive forklaringsvariablene. Alternativt kan en beregne de marginale effektene av endringer i forklaringsvariablene. Disse finnes ved å derivere uttrykket for forventet turantall med hensyn på hver enkelt forklaringsvariabel.

Vedlegg 2

Conjointanalyse av reisemåte- og reisemålsvalg

For å omgå de metodiske vansker som oppstår dersom vi vil bruke opplysninger om faktiske turvalg til å studere ulike veiegenskapers effekter på disse valgene, har vi supplert undersøkelsen med en gransking av folks reaksjoner på systematisk utvalgte *hypotetiske* veialternativer. Data ble samlet inn i spørreundersøkelsen i 1993. Vi har brukt en «dekomponerende» framgangsmåte der vi forsøker å la respondentene vurdere forskjellige tur/vei-alternativer som *helheter*, slik de foreligger med gitte kvanta av ulike attributter (veilengde, trafikkforhold etc.), i stedet for å la dem vurdere hver attributt for seg. Ved å bruke opplysningene om respondentenes vurdering av de ulike sammensatte veialternativene, prøver vi å estimere de enkelte attributtenes betydning for folks sannsynlige vurdering og bruk av turalternativene/veialternativene. I prinsippet skal disse estimatene så i neste omgang brukes for å beregne sannsynligheten for valg av turalternativer og veialternativer med andre hypotetiske attributtkombinasjoner enn de som er brukt i undersøkelsen. Framgangsmåten kalles gjerne «full profile conjoint-analysis», eller helprofil samvalgsanalyse på norsk (Louviere 1988).

Det er gjort nærmere rede for framgangsmåten vi har valgt i Gåsdal (1995). For å si det kort har vi benyttet valg-basert conjoint-analyse der 16 ulike kombinasjoner av 5 gangveiattributter og én bilturattributt (parkeringsavgift) er satt sammen i henhold til et velvalgt fraksjonelt faktorielt eksperimentelt design (jf. Montgomery 1991). Attributtene har alle to nærmere angitte verdier. For veilengde er verdiene henholdsvis 1 og 2 kilometer. Modellen bør fortrinnsvis nyttes til å estimere effekten av endring innenfor intervallet til de to verdiene, men hvis en tar sjansen er det selvsagt også mulig å ekstrapolere til andre verdier med den ekstra risikoen for feilslutninger som dette innebærer. Attributtkombinasjonene ble delt i to blokker slik at respondentene fikk presentert 8 kombinasjoner hver. En slik kombinasjon representerte tre turmuligheter: En fot- eller sykkeltur til marka med 5 oppgitte veiattributt-verdier (atkomstegenskaper), en tur til marka med bil og oppgitt parkeringsavgift (gratis eller 25 kr) samt én kilometer lenger vei enn fotturen, og en basismulighet som var felles for alle 8 kombinasjoner, nemlig en tur langs gater, veier og i parker der det passer best nær bebyggelsen. Respondentene fikk altså 8 valg mellom disse tre delvis variable alternativene (samt et niende «oppvarmingsvalg»).

Det er selvsagt ikke uproblematisk å nytte opplysninger om slike hypotetiske valg til å dra slutninger om hvilke valg folk ville gjøre i praksis. Resultatet av hypotetiske valg er ømfintlig både for hvordan en formulerer beskrivelsen av alternativene og for hvilke alternativer og attributter en inkluderer i settet av alternativer. Undersøkelsen vi har gjennomført bør derfor betraktes som et første forsøk på å utvikle et analyseverktøy som eventuelt kan testes og finjusteres ved senere anledninger.

Vi kan ikke bruke vanlige regresjonsteknikker for å analysere

denne typen data. Ved analyse av diskrete valg der det er valg-alternativenes egenskaper som varierer og påvirker utfallet, benyttes i stedet ofte betinget logit-analyse (Maddala 1983, Greene 1990, Ben-Akiva & Lerman 1985). Enkel betinget logit-analyse er imidlertid problematisk siden den ikke tar hensyn til at alternativene kan ha varierende grad av likhet med hverandre uten at dette gjenspeiles i de registrerte attributtverdiene.

En av mulighetene vi har for å bøte på problemet er å nytte en hierarkisk logit-analyse der en eller flere betinget logit-modeller er bygges inn i tilsvarende modeller på høyere nivå. I vårt tilfelle forestiller vi oss at folk som er i tvil om hvor de vil dra først vurderer kvaliteten på de to reisealternativene til marka, og avgjør hvilket av dem som er best, før de bruker resultatet fra denne vurderingen ved valget mellom å reise til marka eller å ta en tur nærmere bebyggelsen. Dette impliserer at vi først analyserer valget av reisemåte blant de som foretrekker marka, og dernest benytter resultater fra denne første analysen til å beregne de såkalte inklusive verdiene som kan tolkes som et uttrykk for reisemåte-tilbudets samlede verdi. Disse inklusive verdiene vil dernest bli brukt som en attributt for marka-alternativet i en ny betinget logitanalyse av valget mellom de to reisemålsalternativene. Resultatene av den første analysen kan brukes til å beregne sannsynlighetene for å velge en gitt reisemåte hvis en har bestemt seg for å reise til marka, mens resultatene av den andre kan brukes til å beregne sannsynligheten for å dra til marka framfor å ta en tur i eller nær bebyggelsen. Den ubetingede sannsynligheten for å velge en bestemt reisemåte til marka finner en ved å multiplisere de to førstnevnte sannsynlighetene med hverandre. Satt på generell form ser sannsynligheten for å velge et bestemt reisemål i blant i alt M mål slik ut:

$$p(y_i = 1) = \frac{e^{\alpha'z_i + (1-\sigma)I_i}}{\sum_{m=1}^M e^{\alpha'z_m + (1+\sigma)I_m}}$$

$$(m = 1, 2, \dots, i, \dots, M)$$

mens sannsynligheten for å velge en bestemt reisemåte j når turmålet i er gitt, blir:

$$p(y_j = 1 | y_i = 1) = \frac{e^{\frac{1}{(1-\sigma)}\beta'x_{ij}}}{\sum_{r=1}^{R_i} e^{\frac{1}{(1-\sigma)}\beta'x_{ir}}} = \frac{e^{\frac{1}{(1-\sigma)}\beta'x_{ij}}}{e^{I_i}}$$

$$(r = 1, 2, \dots, j, \dots, R_i)$$

der R_i er antall valgare reisemåter til i .

Som disse uttrykkene impliserer er I_i ofte kalt «the inclusive value», definert slik:

$$I_i = \ln \left(\sum_{r=1}^{R_i} e^{\frac{1}{(1-\sigma)} \beta' x_{ir}} \right) \quad (r = 1, 2, \dots, j, \dots, R_i)$$

der z_i representerer de attributtene som karakteriserer reisemålet i , og dermed har lik verdi uansett hvilken reisemåte som velges, mens x_{ij} representerer de attributtene som karakteriserer reisemåten og

som antas å kunne variere med både reisemåte og turmål. I vårt tilfelle har vi riktignok bare én z_i -variabel, nemlig dummyvariabelen som markerer om observasjonen gjelder en spasertur langs gater og veier i bebyggelsen eller ikke. I andre tilfeller vil en også ha variable som representerer spesifikke turmålsattributter.

I_i kan som sagt ses som uttrykk for forventet samlet nytteverdi av de valgbare reisemåtene til turmål i . Den estimerbare parameteren σ forutsettes å ha verdier mellom 0 og 1 dersom modellen skal ha noen mening, og som en ser vil sannsynligheten for å velge i stige med respondentenes vurdering av de aktuelle reisemåtenes nytteverdi. Parameteren σ kan oppfattes som et uttrykk for graden av uobservert likhet mellom alle turer som går til i . Hvis den er lik 0 er vi tilbake ved den vanlige betingede logit-modellen.

ISSN 0805-469X
ISBN 82-426-0718-4

021

NINA
FAGRAPPORT

NINA Hovedkontor
Tungasletta 2
7005 TRONDHEIM
Telefon: 73 58 05 00
Telefax: 73 91 54 33

NINA
Norsk institutt
for naturforskning