



Det här verket har digitaliserats vid Göteborgs universitetsbibliotek och är fritt att använda. Alla tryckta texter är OCR-tolkade till maskinläsbar text. Det betyder att du kan söka och kopiera texten från dokumentet. Vissa äldre dokument med dåligt tryck kan vara svåra att OCR-tolka korrekt vilket medför att den OCR-tolkade texten kan innehålla fel och därför bör man visuellt jämföra med verkets bilder för att avgöra vad som är riktigt.

This work has been digitized at Gothenburg University Library and is free to use. All printed texts have been OCR-processed and converted to machine readable text. This means that you can search and copy text from the document. Some early printed books are hard to OCR-process correctly and the text may contain errors, so one should always visually compare it with the images to determine what is correct.



**Rapport**

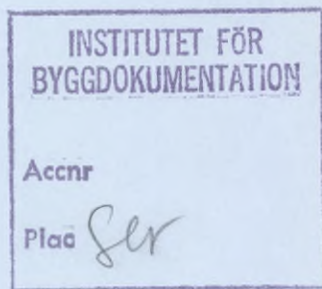
**R30:1987**

# **Logitmodellen**

**Användbarhet och  
generaliserbarhet**

**Staffan Algers  
Jan Colliander  
Staffan Widlert**

R  
Mr



**Byggforskningsrådet**

R30:1987

LOGITMODELLEN

Användbarhet och generaliserbarhet

Staffan Algers  
Jan Colliander  
Staffan Widlert

Denna rapport hänför sig till forskningsanslag 820098-2  
från Statens råd för byggnadsforskning till AIB, Allmänna  
Ingenjörbyrå AB, Solna.

## REFERAT

Logitmodellen är en statistisk beräkningmodell för hur individer eller andra beslutsenheter beter sig när de ska välja mellan skilda alternativ. I Sverige har logitmodeller användts inom trafikplaneringen sedan början av 1970-talet.

Denna rapport är dels en lägesrapport över var vi befinner oss i dag när det gäller forskning kring logitmodeller för persontransporter. Samtliga hittills utförda försök med logitmodeller i Sverige har utvärderats. De senaste teoretiska och estimeringstekniska landvinningarna har använts.

Dels är rapporten en genomgång av modellernas generaliserbarhet och användbarhet. Denna rapport ger en utförlig dokumentation av det forskningsarbete som utförts. Redovisningen av projektet görs dels datamaterialorienterad, dels problemorienterad. Först redovisas estimeringsresultaten för de tre datamaterial där nya modellanalyser utförts. Därefter redovisas de huvudmoment som ej är direkt knutna till ett visst datamaterial.

I en fristående resultatorienterad rapport "Logitmodellen i Sverige" sammanfattas slutsatserna av forskningen och diskuteras resultatens betydelse för modellanvändning och modellutveckling i landet.

I Bygghörsningsrådets rapportserie redovisar forskaren sitt anslagsprojekt. Publiceringen innebär inte att rådet tagit ställning till åsikter, slutsatser och resultat.

R30:1987

ISBN 91-540-4702-1

Statens råd för byggnadsforskning, Stockholm

Svenskt Tryck Stockholm 1987



## INNEHÅLL

1.	INLEDNING	6
2.	LOGITMODELLEN	8
2.1	Beteendeteori	8
2.2	Simultan logitmodell	10
2.3	Sekvensiell logitmodell	12
2.4	Strukturerad logitmodell	13
2.5	Kriterier för val av modell	17
	Modellens specifikation	17
	Jämförelse mellan parametrar	18
	Stabilitet	19
	Tester av statistisk signifikans	19
3.	VÄSTERÅSMATERIALET	22
3.1	Inledning	22
3.2	Sammanfattning av tidigare analysresultat	22
3.3	Viktad estimering	24
3.4	Alternativa modellspecifikationer för dem som disponerar bil	26
3.5	Alternativa modellspecifikationer för det sammanlagda materialet	27
3.6	Alternativmängdens betydelse	30
	Påkodade färdsätt	31
	Påkodade destinationer	33
	Påkodade färdsätt och destinationer	33
	Slumpvis begränsning av alternativ- mängden	34
	Slutsatser	36
3.7	Modeller för enbart dagligvaruinköp	37
3.8	Attraktivitetsvariabler	38
	Teoretiska krav	38
	Modellresultat	40
	Slutsatser	46
3.9	Strukturerade modeller	47
3.10	Validering av modellerna	49
3.11	Tidsvärden	52
3.12	Slutord	53
4.	GÖTEBORGSMAERIALET	56
4.1	Inledning	56
4.2	Sammanfattning av tidigare analys- resultat	57
4.3	Alternativa modellspecifikationer	60
4.4	Värdering av vänte- och bytestid	63
	Icke-linjära funktionssamband	63
	Väntetid vid hållplats och dold väntetid	67
4.5	Värdering av sittplats	69
4.6	Värdering av åktid på bana, vanlig buss och direktbuss	72
4.7	Värdering av cykelbanor	73
4.8	Strukturerade modeller	74
4.9	Påkodade alternativ	78

4.10	Fotgängarnas och cyklisternas hastigheter	80
4.10.1	Gånghastigheter	80
4.10.2	Cykelhastigheter	82
5.	JÖNKÖPINGSMATERIALET	85
5.1	Inledning	85
5.2	Komplettering av datamaterialet	85
	Färdsättsalternativ	86
	Målpunktsalternativ	87
	Trafikstandardvariabler	87
	Attraktivitetsuppgifter	88
5.3	Inköpsresemodellerna	88
	Definition av inköpsresorna	88
	Slutmodellen	89
	Alternativa modellspecifikationer	93
	Värdering av vänte- och bytestid	95
	Påkodning av gång- och cykelalternativ	97
	Separata modeller för dagligvaru- och sällanvaruinköp	99
	Strukturerade modeller	102
	Samtidig estimering	104
5.4	Arbetsresemodellerna	108
	Definition av arbetsresorna	108
	Slutmodellen	109
	Gång- och cykeltid	112
	Reseavdrag	112
	Strukturerade modeller	115
	Alternativa modellspecifikationer	117
	Modell för val mellan bil och buss	118
5.5	Modeller för service- och rekreationsresor	120
	Definition av service- och rekreationsresor	120
	Slutmodeller	121
	Värdering av vänte- och bytestid	125
	Påkodning av gång- och cykelalternativ	127
	Strukturerade modeller	129
5.6	Jämförelse mellan modeller för olika resärenden	132
	Tidsvärden	132
	Vikter på komponenter	133
	Gång- och cykelåktid	133
	Vänte- och bytestid	135
	Socioekonomiska variabler	136
5.7	Övriga slutsatser	137
6.	STOCKHOLMSMODELLERNA	140
6.1	Färdmedelsvalsmodellerna	140
6.2	Modellen för val mellan kollektiva färd sätt	145
7.	ÖVRIGA MODELLER	146
7.1	AIB-modellerna	146
7.2	Malmömodellerna	147
7.3	Öresundsmodellerna	147
7.4	NPK-modellerna	148
7.5	SBK-modellerna	148
7.6	TULT-modellerna	149

8.	AGGREGERINGSFEL	151
8.1	Aggregeringsfel i logitmodeller	151
8.2	Metoder för att begränsa eller und- vika aggregeringsfel	155
	Uppräkning av urval	156
	Segmentering	156
8.3	Aggregeringsfel vid praktisk till- lämpning	158
	Modeller och datamaterial	158
	Studerade förändringar	158
	Felbegrepp	159
	Aggregeringsfel vid medelvärdes- beräkning och segmentering	159
	Aggregeringsfel vid modellanvänd- ning i standardprogram	165
8.4	Slutsatser	169
9.	VÄRDERING AV TRAFIKSTANDARDKOMPONENTER I OLIKA STUDIER	171
9.1	Inledning	171
9.2	Restidskomponenter	171
	Arbetsresor	171
	Inköpsresor	173
	Övriga resor	174
9.3	Värdering av sittplats	177
9.4	Cykelbanor	178
9.5	Tidsvärden	178
9.6	Slutsatser och rekommendationer	179
10.	LOGITMODELLENS GEOGRAFISKA OCH TIDSMÄSSIGA STABILITET	184
10.1	Begreppet överförbarhet	184
10.2	Uppläggning av överförbarhetsstudien	187
10.3	Inköpsresor	189
10.4	Arbetsresor	194
10.5	Blandade resärenden	204
10.6	Slutsatser	209
	REFERENSER	214

## 1. INLEDNING

Den första logitmodellen i Sverige utvecklades i Stockholm i början av 1970-talet. Modellerna har sedan dess kommit att användas flitigt i den praktiska planeringen i Stockholm. Under 1970- och 1980-talen har ytterligare ett antal modeller kommit att utvecklas på olika platser i landet. Dessa modeller har endast fått en begränsad användning utanför de projekt där de utvecklats. En viktig orsak till detta har varit att det inte varit känt vilka planeringssituationer som de tillgängliga modellerna varit giltiga för.

Projektet som dokumenteras i denna rapport behandlar logitmodellens användbarhet och generaliserbarhet. Projektets syfte är tvåfaldigt.

För det första skall projektet utgöra en lägesrapport över var vi befinner oss i dag när det gäller forskning kring logitmodeller för persontransporter. Detta syfte uppfylls genom att samtliga hittills utförda svenska projekt inom området har utvärderats. De senaste teoretiska och estimeringstekniska landvinningarna har använts för att ytterligare förbättra analysresultaten i ett par tidigare studier. På så sätt har erfarenheter av vikt för den framtida modellutvecklingen i landet vunnits. Ett viktigt syfte med projektet är att sprida denna kunskap inom landet.

För det andra skall projektet ge svar på frågan om de modeller som utvecklats för vissa platser kan vara tillämpbara även på andra platser i landet. Om detta är möjligt kan naturligtvis modellernas användbarhet öka påtagligt.

För att uppfylla sina syften täcker projektet in följande huvudområden:

- Logitmodellens geografiska och tidsmässiga stabilitet
- Aggregeringsfelets betydelse vid prognoser
- Alternativmängdens betydelse
- Formulering av attraktivitetsvariabler
- Strukturerade logitmodeller
- Modeller för nya färdsätt
- Modeller för nya resärenden.

Inom projektet har nya modellestimeringar utförts på datamaterial från

Jönköping  
Västerås  
Göteborg

Dessutom används och utvärderas befintliga modeller från bl a Stockholm, Uppsala, Göteborg och Nantes (i Frankrike).

Projektet redovisas i två separata rapporter. Föreliggande rapport ger en utförlig dokumentation av det forskningsarbete som utförts. Redovisningen av projektet görs dels datamaterialorienterad, dels problemorienterad. Rapporten redovisar således först estimeringsresultaten för de tre datamaterial där nya modellanalyser utförts. Därefter redovisas de huvudmoment som ej är direkt knutna till ett visst datamaterial.

I en fristående resultatorienterad rapport ("Logitmodellen i Sverige") sammanfattas slutsatserna av forskningen och diskuteras resultatens betydelse för modell användning och modellutveckling i landet.

Projektet har genomförts av en projektgrupp bestående av Jan Colliander från Allmänna Ingenjörbyrå AB samt Staffan Algers och Staffan Widlert från TEA AB. Jan Colliander har varit ansvarig för den omfattande kompletteringen av indata för Jönköpingsmaterialet samt för den praktiska administrationen av projektet. Staffan Algers och Staffan Widlert har svarat för analyser och rapporter.

## 2. LOGITMODELLEN

### 2.1 Beteendeteori

Logitmodellen är en statistisk teknik som kan användas för att beskriva hur beslutsenheter väljer mellan olika alternativ.

Modellerna är oftast disaggregerade. Med "disaggregerad" modell avses att modellen baseras på data för enskilda beslutsenheters beteende och ej på genomsnittliga aggregerade data för grupper av beslutsenheter.

Beslutsenheten utgörs vanligen av enskilda trafikanter, men kan också utgöras av hushåll (om hushållet väljer gemensamt) eller resällskap. I den fortsatta framställningen antas för enkelhetens skull att beslutsenheten utgörs av individer. Resultaten är dock helt generella, oavsett hur beslutsenheten definieras.

Logitmodellen bygger på att individen handlar rationellt, att han kan rangordna tänkbara alternativ i angelägenhetsordning och att han alltid väljer det alternativ, som han finner mest önskvärt med hänsyn till sina individuella preferenser. Valet sker inom de ramar som ges av individens tillgängliga tid och inkomst. Individen försöker således maximera sin nytta inom sina tillgängliga resursramar.

Förutsättningen innebär dock inte att individen alltid väljer det objektivt sett "bästa" alternativet. Exempelvis kan bristande information leda till att individen uppfattar "fel" alternativ som bäst och alltså därför väljer detta.

I ekonomisk teori tänks konsumenten vanligen efterfråga en viss mängd av en viss vara eller nyttighet. Individens efterfrågefunktion är kontinuerlig; exempelvis leder en marginell prisförändring till en marginell efterfrågeförändring. Mot varje pris svarar således en viss bestämd efterfrågan. Denna teori kan inte direkt tillämpas för att studera efterfrågan inom trafikområdet. Individens efterfrågan inom detta område kännetecknas nämligen i allmänhet av att den är diskret till sin natur, inte kontinuerlig. Om vi exempelvis betraktar valet av färd sätt så leder en prisförändring på ett färd sätt antingen till att individen byter färd sätt eller också till att han fortsätter att använda samma färd sätt som tidigare. En marginell prisförändring för ett färd sätt leder således på individnivå inte till en marginell efterfrågeförändring. I stället för att beskriva hur en viss efterfrågan kontinuerligt förändras, kommer vi därför att behandla ett val mellan ett ändligt antal ömsesidigt uteslutande handlingsalternativ.



Flera olika valsituationer är aktuella inom trafikområdet. I detta kapitel begränsar vi oss dock för enkelhetens skull till att diskutera färdmedelsvalsmodeller och destinationsvalsmodeller. De förda resomängden och de visade modellerna är enkla att generalisera till övriga valbeslut.

Låt oss anta att en viss individ  $n$  har  $J$  olika alternativ att välja mellan. Vi betecknar alternativen  $j = 1, 2, 3, \dots, J$ . Varje alternativ kan vara t ex en resa till ett visst färdmål, en resa med ett visst färd sätt till ett visst färdmål osv. Olika individer kan ha olika alternativ (och olika antal alternativ) att välja mellan.

Vi har redan förutsatt att individen väljer det alternativ som han upplever som bäst. Detta kan också uttryckas som att individen väljer det alternativ som maximerar hans nytta (minimerar hans uppföring).

Individens nytta av ett visst alternativ beror naturligtvis på alternativets egenskaper, dvs nyttan är en funktion av egenskaperna. Med formelspråk kan vi skriva:

$U(X_{in})$  = individ  $n$ :s nytta av alternativ  $i$

$X_{in}$  = egenskaper hos alternativet  $i$  för individ  $n$ ,  
t ex tider och kostnader

Alla egenskaper hos ett alternativ kan inte observeras och mätas. Vi skriver därför om nyttan som:

$U(X_{in}) = V(X_i) + \epsilon_{in}$

där  $V(X_i)$  speglar individens mätbara nytta av alternativ  $i$ .  $V(X_i)$  är oberoende av individ, dvs en viss restid eller reskostnad ger lika stort bidrag till  $V(X_i)$  oberoende av vilken individ det gäller (förutsättningen kan dock om så är lämpligt antas gälla endast för en viss grupp av individer).

$\epsilon_{in}$  speglar alla de egenskaper hos alternativet och alla de egenskaper hos individen som ej kunnat observeras och mätas.  $\epsilon_{in}$  orsakas således av:

- o utelämnade variabler (egenskaper)
- o mätfel (t ex inexakta restider)
- o individens personliga smak och erfarenhet (olika individers olika värdering av  $X_i$ -variablerna)

Eftersom individen alltid antas välja det alternativ som han uppfattar vara bäst, kan sannolikheten för att en viss individ  $n$  väljer alternativ  $i$  skrivas:

$$P_{in} = P[U(X_{in}) > U(X_{jn})] \quad \text{för alla } j \text{ skilda från } i$$

dvs sannolikheten för att ett visst alternativ väljs är lika med sannolikheten för att det alternativets nytta är större än nyttan för övriga alternativ som individen har. Uttrycket kan även skrivas:

$$P_{in} = P[V(X_{in}) + \epsilon_{in} > V(X_{jn}) + \epsilon_{jn}] \quad \text{för alla } j \\ \text{skilda från } i$$

Olika antaganden om fördelningen för slumptermerna leder fram till olika modeller. Den matematiska härledningen är komplicerad (se Domencich och McFadden, 1975) och utelämnas därför här.

Om  $\epsilon$ -termerna antas vara oberoende och identiskt lika Weibull-fördelade erhålls logitmodellen. Weibull-fördelningen har formen

$$f(x) = e^{-e^{-x}}$$

Att anta att  $\epsilon$ -termernas fördelning är oberoende, innebär detsamma som att anta att det inte finns beroenden mellan slumptermerna för olika alternativ. Sådana beroenden kan t ex uppstå om mätfel för variabler särskilt gäller vissa alternativ eller vid ofullständig modellspecifikation.

Antagandet om identisk fördelning innebär (åtminstone i princip) att s k smakvariation ej tillåts explicit. I realiteten kan dock smakvariation ofta hanteras i logitmodellen genom att estimeras separata modeller för olika grupper.

### Logitmodellen

Följande tre typer av logitmodeller behandlas:

- o simultan logitmodell
- o sekvensiell logitmodell
- o strukturerad logitmodell

Den sekvensiella logitmodellen används sällan i praktiken men beskrivs, eftersom den underlättar förståelsen av den strukturerade logitmodellen.

### 2.2 Simultan logitmodell

Med antagandet om oberoende och lika Weibull-fördelning för slumptermerna  $\epsilon$  erhålls den simultana logitmodellen:

$$P_i = \frac{e^{V(X_i)}}{\sum_j e^{V(X_j)}}$$

där  $P_i$  = sannolikheten att en viss individ väljer alternativet  $i$

$e$  = basen för den naturliga logaritmen

$$\sum_j e^{V(X_j)} = \sum_{j=1}^J e^{V(X_j)} = e^{V(X_1)} + e^{V(X_2)} + \dots + e^{V(X_J)}$$

$J$  = antalet alternativ

$V(X_i)$  = individens mätbara nytta av alternativ  $i$

$X_i$  = egenskaper hos alternativet, t ex tider och kostnader

Logitmodellen innebär således att sannolikheten för att välja ett visst alternativ beror av nyttan för detta alternativ i förhållande till nyttorna för samtliga alternativ som individen överväger.

Ett specialfall av den simultana logitmodellen inträffar när vi endast önskar studera valet mellan två alternativ:

$$P_1 = \frac{e^{V(X_1)}}{e^{V(X_1)} + e^{V(X_2)}}$$

Formeln kan då även skrivas:

$$P_1 = \frac{e^{V(X_1) - V(X_2)}}{e^{V(X_1) - V(X_2)} + 1} = \frac{e^{V(X)}}{1 + e^{V(X)}}$$

eller

$$P_1 = \frac{1}{1 + e^{V(X_2) - V(X_1)}} = \frac{1}{1 + e^{-V(X)}}$$

där  $V(X) = V(X_1) - V(X_2)$

Modellen för val mellan två alternativ brukar kallas för den binära logitmodellen.

Alternativen i logitmodellen behöver inte vara begränsade till en dimension, som t ex färd-sätt. Vill man studera både val av målområde och val av färd-sätt, kan man låta alternativen utgöras av val av

visst färdssätt (m) till visst målområde (d). I den simultana logitmodellen beräknas alltså sannolikheten för val av färdssätt och destination i ett enda steg. Modellen kan skrivas på följande sätt:

$$P_{md} = \frac{e^{V(X_{md})}}{\sum_{md} e^{V(X_{md})}}$$

### 2.3 Sekvensiell logitmodell

Det kan visas att den simultana modellen kan skrivas om (rent matematiskt) som två separata modeller där den första uttrycker sannolikheten att välja ett visst färdssätt givet en viss destination,  $P_{m/d}$ , och den andra uttrycker sannolikheten att välja en viss destination,  $P_d$ . Detta innebär endast att man utnyttjar likheten  $P_{md} = P_{m/d} * P_d$ .

$$P_{m/d} = \frac{e^{V(X_{m/d})}}{\sum_m e^{V(X_{m/d})}}$$

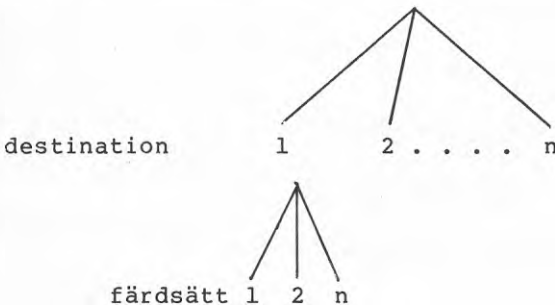
$$P_d = \frac{e^{V(X_d)} + \log_m^{\sum} \exp(V(X_{m/d}))}{\sum_d e^{V(X_d)} + \log_m^{\sum} \exp(V(X_{m/d}))}$$

där  $P_{m/d}$  = sannolikheten att välja färdssättet m givet destinationen d

$$\exp(V(X)) = e^{V(X)}$$

$$\log_m^{\sum} \exp(V(X_{m/d})) = \text{logaritmen för nämnaren i färdmedelsvalsmodellen} = \text{logsumvariabeln}$$

För att beräkna  $P_d$  måste först  $V(X_{m/d})$  beräknas, vilket alltså innebär en viss beräkningssekvens. Grafiskt kan sekvensen illustreras på följande sätt:



Färdmedelsvalets inverkan på destinationsvalet överförs mellan modellerna av logsumvariabeln.

Den omvända sekvensen, dvs

$$P_{md} = P_{d/m} * P_m,$$

är teoretiskt likvärdig, men innebär naturligtvis att beräkningsgången blir annorlunda.

Denna modell kallas för sekvensiell logitmodell. Modellen innebär dock inte att valsituationen behöver uppfattas som sekvensiell, dvs att de olika valen skulle ske i en viss ordning. Som redan inledningsvis konstaterats är den sekvensiella modellen endast en rent matematisk omformulering av den simultana modellen. Modellen estimeras dock i två steg. Vinsten är att exempelvis befintliga färdmedelsvalsmodeller kan användas utan omestimering och att kostnader därigenom kan sparas i vissa fall. Modellen används dock sällan eller aldrig i praktiken.

#### 2.4 Strukturerad logitmodell

Både den simultana och den sekvensiella modellen har egenskapen att valet mellan två alternativ förutsätts vara oberoende av övriga alternativ (Independence of Irrelevant Alternatives, ofta förkortat IIA).

Oberoendet av övriga alternativ framgår av den vanliga multinomiala modellen

$$P_i = \frac{e^{V(X_i)}}{\sum_j e^{V(X_j)}}$$

för valet mellan ett antal olika alternativ. Om vi bildar kvoten mellan sannolikheterna för att välja alternativ 1 och 2,  $P_1$  respektive  $P_2$ , erhålls:

$$\frac{P_1}{P_2} = \frac{e^{V(X_1)}}{e^{V(X_2)}} = e^{V(X_1) - V(X_2)}$$

dvs den relativa sannolikheten för att välja de två alternativen är helt oberoende av övriga alternativ.

Egenskapen innebär bl a att förändringar i ett visst alternativ alltid leder till att alla övriga alternativ påverkas lika mycket procentuellt. Om exempelvis ett nytt alternativ introduceras som får en marknadsandel på 10 %, så kommer alla andra alternativ att minska sin andel med 10 % vardera.

IIA-egenskapen är förknippad med såväl för- som nackdelar. En fördel är att modeller kan estimeras genom att studera betingade val i en liten delmängd av hela alternativmängden. Ett exempel på detta är modeller för valet mellan bil och kollektiva färdssätt, där övriga färdssätt (t ex gång och cykel) ej behandlas.

En annan fördel är att effekten av nya alternativ enkelt kan analyseras genom att det nya alternativet adderas till nämnaren i modellen.

Nackdelen utgörs främst av att prognoserna blir felaktiga om det nya alternativet konkurrerar hårdare med "likartade" alternativ jämfört med mindre likartade.

Som exempel brukar anföras en situation med ett bil- och bussalternativ, som i ett utgångsläge väljs av 50 % var. Introduceras en ny busslinje med samma egenskaper som den gamla, dvs samma gång- och åktider (enda skillnaden är färgen på bussen, röd respektive blå), men med olika hållplatser, kommer enligt logitmodellen resultatet bli att en tredjedel väljer respektive alternativ. Eftersom det nya bussalternativet egentligen är identiskt med det gamla förväntar man sig i verkligheten inte någon överströmning från bil till buss. Detta problem kan lösas med en strukturerad modell. Exemplet visar alltså på en benägenhet att överskatta alternativ som uppfattas som lika.

Från en mer generaliserad modelltyp (den generaliserade extremvärdesmodellen) går det att härleda den s k strukturerade logitmodellen, som inte nödvändigtvis karaktäriseras av IIA-egenskapen. Även denna modell kan formuleras sekvensiellt (utan att för den skull trafikanterna behöver göra valen i en viss sekvens).

Om vi återigen betraktar en modell för destinations- och färdmedelsval får den följande form:

$$p_{m/d} = \frac{e^{V(X_{m/d})}}{\sum_m e^{V(X_{m/d})}}$$

$$p_d = \frac{e^{V(X_d)} + W \log \sum_m \exp(V(X_{m/d}))}{\sum_d e^{V(X_d)} + W \log \sum_m \exp(V(X_{m/d}))}$$

Den rent matematiska skillnaden jämfört med den sekvensiella modellen utgörs av parametern W i den andra formeln.

Parametern W estimeras på samma sätt som övriga parametrar i modellen. Storleken på W avgörs av varian-



serna hos slumptermerna på de olika nivåerna, dvs varianserna hos  $\epsilon_d$  och  $\epsilon_m$  för destinations- respektive färdmedelsvalsmodellerna i vårt exempel:

$$W = \sqrt{\frac{\text{var}(\epsilon_m)}{\text{var}(\epsilon_d)}}$$

Om  $W$  är lika med ett, är modellen identisk med den sekvensiella logitmodellen och därigenom rent matematiskt även identisk med den simultana modellen. Om program för samtidig estimering av strukturerade modeller ej finns tillgängligt bör modellen, för att utnyttja datamaterialet på bästa sätt, då estimeras i form av en simultan modell. Om en  $W$ -parameter nära ett erhålls när en strukturerad logitmodell estimeras sekvensiellt, bör den alltså estimeras om som en simultan modell.

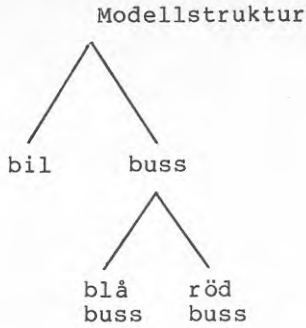
När  $W$  ligger mellan noll och ett, används den strukturerade logitmodellen. Modellen kännetecknas då inte längre av IIA-egenskapen mellan olika nivåer i modellhierarkin. Inom varje nivå gäller dock IIA-egenskapen.

Parametern får ej vara större än ett. Om  $W$  är större än ett, blir nämligen korselasticiteten för val av ett visst alternativ med avseende på nyttoökningar i övriga alternativ inte negativ. Detta innebär att förbättringar som endast gäller ett visst alternativ kan leda till att även andra alternativ enligt modellen får en ökad valsannolikhet (i stället för en minskad, vilket sker i verkligheten).

I stället för att uppdelningen i två modeller ses enbart som en beräkningssekvens (som i den sekvensiella logitmodellen) får nu uppdelningen karaktär av en struktur, där de olika nivåerna i beräkningshierarkin utgörs av alternativtyper som är sinsemellan likartade.

Precis som i den sekvensiella modellen förs inverkan av valen och valsituationerna på undre nivåer vidare genom logsumvariabeln. I och med kopplingen via logsumvariabeln tas alltså hänsyn till att de olika valen påverkar varandra och den valda strukturen innebär inte något antagande om att valen skulle ske i någon speciell ordning.

Låt oss återvända till exemplet med de röda och blå bussarna. I detta fall skulle en strukturerad modell lämpligen formuleras så att valet mellan röd och blå buss behandlades på en lägre nivå i modellen. På den högre nivån behandlas då valet mellan bil och buss (med färgen obestämd):



Om de röda och blå bussarna verkligen upplevs som helt lika av trafikanterna, kommer detta att medföra att  $W$  blir noll (eller nära noll) vid modellestimeringen. På den högre nivån försvinner därmed logsumtermen (åtminstone nästan) och fördelningen mellan bil och buss blir fortfarande 50-50 efter att den nya bussen introducerats (precis som vi väntade oss).

Vid en strukturering enligt ovan kommer  $W$  att spegla graden av likhet mellan alternativen.  $W = 1$  ger den övre gränsen för den möjliga effekten av ett nytt alternativ (om det upplevs som ett helt fristående alternativ) och  $W = 0$  den undre gränsen (om alternativet upplevs som identiskt med ett tidigare alternativ). Det kan noteras att den simultana (och sekvensiella) modellen implicit innebär att  $W = 1$ , dvs dessa modeller tenderar att överskatta effekten av likartade alternativ.

Jämfört med den vanliga logitmodellen innebär den strukturerade modellen inga större beräkningsmässiga problem.

Tills helt nyligen har man varit hänvisad till att estimerera modellen stegvis. Vid estimeringen börjar man då med den lägsta nivån, precis som vid en vanlig logitkörning. Därefter bildas logsumtermen som en ny variabel, och estimering av nästa nivå genomförs, med logsumtermen som en av variablerna.

Nackdelen med den stegvisa estimeringen är dels att variationen i datamaterialet utnyttjas dåligt, dels att den statistiska osäkerheten i parameterestimaten successivt fortplantas uppåt i modellhierarkin.

Under 1985 har det första programmet för samtidig estimering av samtliga parametrar i strukturerade modellsystem blivit tillgängligt (Daly, 1986).

## 2.5 Kriterier för val av modell

Syftet med att utveckla modeller är dels att göra det möjligt att förutsäga effekterna av medvetet vidtagna åtgärder, dels att göra det möjligt att förutsäga effekten av förändringar som vi ej kan påverka direkt (t ex energipriser och inkomster). Det viktigaste kravet på en modell är därför att den skall ha förmåga att prognosera hur trafikanternas beteende påverkas av förändringar i dessa båda avseenden.

Dessvärre är det i allmänhet inte möjligt att testa modellernas prognosförmåga under modellutvecklingen. Vi tvingas därför tillgripa andra mer indirekta mått på modellernas kvalitet. Vi skall nedan beskriva två huvudgrupper av kriterier som används vid valet mellan olika modeller:

- o modellens specifikation samt förhållandet mellan olika parametrar
- o tester av statistisk signifikans

Det förtjänar att understrykas att det inte går att ge några absoluta regler eller enkla kriterier. I realiteten är alla datamaterial behäftade med några svagheter. Viktiga variabler kanske saknas, andra variabler är kanske behäftade med stora mätfel, intervjupersonerna kanske medvetet eller omedvetet givit felaktiga svar, direkta kodnings- eller stansfel kan finnas osv.

Modellutvecklingen får därför ofta formen av en utdragen process, där "trial-and-error" och modellbyggarens omdöme spelar en viktig roll. Detta innebär i sin tur en fara eftersom modellbyggaren kan ha en tendens att leta tills dess han funnit vad han väntar sig att finna (vilket ej nödvändigtvis behöver vara de sanna sambanden).

När många variabler finns tillgängliga och testas kan det också dyka upp rent statistiska korrelationer som ej har någon beteendemässig bakgrund.

Slutsatsen är att de resultat som erhålls alltid behöver bekräftas av flera oberoende studier.

### Modellens specifikation

Det första kravet på varje modell är att den verkligen representerar de orsakssamband som styr trafikantens beteende i en valsituation.

Detta innebär att alla de variabler som vi à priori vet påverkar valet måste ingå i modellen. Omvänt måste alla de variabler som ingår i modellen ha en logisk beteendemässig förklaring och inte enbart vara uttryck för en rent statistisk korrelation.

Flera av de viktigaste förklaringsvariablerna samvarierar med varandra. Även av rent statistiska skäl måste därför alla relevanta variabler ingå för att inte enskilda variablers parametervärden skall komma att innefatta inverkan av ej medtagna variabler. Det går därför inte att utan vidare utelämna variabler som vi à priori vet påverkar valet, bara för att de eventuellt inte är direkta handlingsparametrar.

De parametrar som estimeras måste ha rätt tecken. Om exempelvis restiden för ett visst alternativ ökas, väntar vi oss naturligtvis att sannolikheten för att det alternativet väljs skall minska.

#### Jämförelse mellan parametrar

Parametrarnas absolutvärden är inget entydigt mått på modellernas kvalitet. Däremot är de olika parametrarnas relativa storlek viktig.

A priori väntar vi oss t ex att komponenter som gångtid och väntetid skall värderas mer negativt än åk-tid. Vi väntar oss därför att gångtid och väntetid skall ha parametrar med större absolutvärden än åk-tid. Erhållna resultat bör alltid jämföras med resultaten från tidigare genomförda studier och eventuella skillnader analyseras.

Ett specialfall av jämförelse mellan parametrar utgörs av beräkning av tidsvärden. Låt oss anta att vi har estimerat följande nyttofunktion för färd sätt m:

$$V_m = B_1 \cdot \text{ÅT} + B_2 \cdot \text{VT} + B_3 \cdot \text{GT} + B_4 \cdot \text{RK} + \dots$$

där ÅT = åktid (minuter)

VT = väntetid (minuter)

GT = gångtid (minuter)

RK = reskostnad (kronor)

$B_1 - B_4$  = parametrar som estimerats

60 minuters åktid ger ett bidrag till  $V_m$  som är lika med  $B_1 \cdot 60$ . Om vi ger den reskostnad som ger ett lika stort bidrag till nyttofunktionen som 60 minuters restid beteckningen K erhålls:

$$B_4 \cdot K = B_1 \cdot 60$$

$$K = B_1 \cdot 60 / B_4$$

K är således den kostnad som trafikanterna värderar lika negativt som en timmes restid. K utgör därmed ett mått på trafikanternas värdering av restiden och brukar kallas för tidsvärdet (i detta fall tidsvärdet för åktid).

Motsvarande tidsvärden för vänte- och gångtid blir i exemplet:

$$\text{väntetid} = B_2 * 60 / B_4$$

$$\text{gångtid} = B_3 * 60 / B_4$$

Tidsvärdena används exempelvis i samhällsekonomiska analyser för att beräkna värdet av restidsförändringar.

### Stabilitet

Ytterligare ett test på modellspecifikationen utgörs av estimeringsresultatens stabilitet, när mindre förändringar av specifikationen prövas. Om estimeringsresultaten är instabila krävs naturligtvis särskild omsorg vid modellspecifikationen för att erhålla korrekta resultat.

### Tester av statistisk signifikans

Signifikansen hos såväl enskilda parametrar som hela modellen kan testas.

För att testa enskilda koefficienter används det s k t-värdet. Detta värde är absolutbeloppet av koefficientvärdet dividerat med standardavvikelsen i koefficientberäkningen. Värdet utgör ett test på om koefficienten är signifikant skild från noll. Ju högre t-värde, desto större sannolikhet för att koefficienten verkligen är skild från noll. Signifikansgränserna för testet är (vid aktuella observationsantal):

	t-värde
99,9 %	3,29
99 %	2,58
95 %	1,96
90 %	1,65
80 %	1,28

Att en variabels koefficient ej blir signifikant kan ha olika orsaker. Ett skäl kan vara att variabeln helt enkelt inte inverkar på den vallsituation vi studerar. Men det kan också vara så att olika brister i



undersökningsmaterialet ligger bakom (exempelvis variabelvärden med dålig spridning). Variabler som varierar med varandra ger också upphov till problem. Ett högt t-värde bevisar inte heller att vi har funnit det "sanna" värdet på koefficienten utan bara att sannolikheten för att detta ligger nära det erhållna värdet är hög.

Modellen som sådan är praktiskt taget alltid signifikant, eftersom de variabler som valts alltid bör ha något förklaringsvärde för den valsituation som studeras (även om modellen skulle vara "dålig").

När modellerna estimeras med den s k "maximum-likelihood"-metoden, kan anpassningen till datamaterialet mätas genom värdet på den s k likelihood-funktionen.

Likelihoodfunktionen är lika med produkten av de modellberäknade sannolikheterna för att respektive individ skall välja det alternativ han faktiskt valt, givet en viss uppsättning parametrar. Värdet på likelihoodfunktionen ligger mellan 0 och 1. Vid en perfekt modell är detta värde naturligtvis lika med 1. Maximumlikelihoodmetoden innebär i princip att parametrarna i modellen väljs så att likelihoodvärdet maximeras.

Av beräkningstekniska skäl används normalt logaritmen för likelihoodvärdet. Vi betecknar detta värde med L.

Ett vanligt anpassningsmått för logitmodellen utgörs av det s k  $p^2$ -värdet:

$$p^2 = 1 - \frac{L(B)}{L(0)}$$

där L(B) är värdet av L med de estimerade koefficienterna och L(0) är värdet på L när parametrarna B är noll. Eftersom sannolikhetsfunktionen är en produkt av sannolikheter, kommer dess värde att ligga mellan 0 och 1. Logaritmen för sannolikhetsfunktionen blir därför alltid negativ. Att maximera sannolikheten innebär att öka L(B) från ett stort negativt tal, L(0), till ett värde så nära 0 som möjligt.  $p^2$  får därför värden mellan 1 och 0, där värden så nära 1 som möjligt eftersträvas.

Ett  $p^2$ -värde på 0,2 - 0,4 representerar i allmänhet en god anpassning till datamaterialet.

Det är även vanligt att direkt använda värdet L(B) som mått på anpassningen till datamaterialet. Oftast uttrycks det som  $-2 * L(B)$ , eftersom detta uttryck används i vissa statistiska tester. Uttrycket skall vara så litet som möjligt, eftersom värdet på L(B)



är lika med 0 vid perfekt anpassning. Vi kallar uttrycket  $-2 * L(B)$  för "likelihoodvärdet".

Likelihoodvärdet måste tolkas med försiktighet, eftersom anpassningen till datamaterialet ökar ju fler variabler som tas med, oavsett om de har någon betyendemässig relevans eller ej. En "dålig" modell kan därigenom mycket väl uppvisa en bättre statistisk anpassning än en "bra" modell.

För att testa om en modell med uppdelade variabler är bättre än en modell med sammanslagna, används det s k likelihoodratio-testet. Om vi antar att den uppdelade modellen har parametrarna  $B_n$  (n stycken) och den reducerade modellen har parametrarna  $B_k$  (k stycken) kan det visas att

$$-2 * \ln H$$

där

$$H = 1 - \frac{L(B_n)}{L(B_k)}$$

är asymptotiskt CHI-2-fördelat med  $n - k$  frihetsgrader.

### 3. VÄSTERÅSMATERIALET

#### 3.1 Inledning

Datamaterialet visar hur ett urval individer i Västerås och Hallstahammars kommuner väljer färd sätt och färdmål vid bostadsbaserade inköpsresor. Med "bostadsbaserad inköpsresa" avses en resa som både startar och slutar i den egna bostaden och där det huvudsakliga syftet med resan varit att uträtta inköp.

Materialet samlades in genom brevenkäter under oktober 1975. Den del av materialet som kommit till användning vid modellanalyser omfattar ca 710 personer med tillgång till bil och ca 220 personer utan tillgång till bil. Med tillgång till bil avses att personen tillhör ett hushåll som disponerar bil och att personen har körkort för bil.

Datamaterialet och de bearbetningar som tidigare utförts presenteras utförligt i de två byggforskningsrapporterna R8:1977 (personer med tillgång till bil) och R5:1979 (personer utan tillgång till bil samt det sammanslagna datamaterialet).

Efter att de tidigare analyserna genomfördes har såväl de empiriska erfarenheterna av denna modelltyp som kunskaperna om de teoretiska grundvalarna för logitmodellen ökat. Det är därför nu möjligt att påtagligt förbättra tidigare modellspecifikationer. Datamaterialet kan dessutom användas för att studera vissa praktiskt och ekonomiskt mycket viktiga frågor om bl a alternativmängdens betydelse.

#### 3.2 Sammanfattning av tidigare analysresultat

I tabell 3.1 visas de slutliga modeller som erhöles i de tidigare utförda modellanalyserna.

För varje modell visas det erhållna parametervärdet, samt inom parentes dess t-värde. När en parameter anges vara signifikant avses att värdet är signifikant skilt från noll på 95-procentnivån, dvs vid här aktuella observationsantal att t-värdet är minst 1,96.

De flesta variablerna i modellen är självförklarande. Variabeln butiksyta/gren är en attraktionsvariabel som mäter butiksytan exklusive lager och kontor i målpunkten. Avser inköpsresan enbart dagligvaror används ytan för dagligvaruhandel, avser resan istället sällanvaruköp används ytan för sällanvaruhandel i målpunkten. Om både dagligvaror och andra varor köpts används den totala ytan. Variabeln kan således anta olika värden för samma målpunkt för olika resor.

Tabell 3.1 Tidigare modellresultat

	Bildis- ponerare	Ej bildis- ponerare	Hela materialet
Bilkonstant	-0,5211 (1,97)		+0,5039 (2,77)
Busskonstant	-1,3140 (3,80)	+0,5841 (1,81)	-0,7026 (4,33)
Cykelkonstant	-0,9502 (4,18)	-0,3901 (1,91)	-0,6130 (4,10)
Totaltid (min)	-0,0140 (2,07)	-0,0307 (4,23)	-0,0230 (4,84)
Reskostnad (kr)	-0,0820 (2,09)	-0,1208 (1,77)	-0,0330 (1,20)
Butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,2140 (10,06)	+0,1852 (5,76)	+0,1978 (11,71)
Kön - bil	+1,2840 (5,46)		+1,1190 (5,16)
Inköpsresans totala varaktig- het - bil (min)	+0,1125 (4,03)		
p <sup>2</sup>	0,286	0,107	0,216

Variabeln kön-bil antar värdet 1 för bilalternativet om resan utförts av en man och värdet 0 om resan utförts av en kvinna.

Modellen för bildisponerare innehåller också en variabel för hur inköpsresans totala varaktighet (inklusive restiden) påverkar sannolikheten att välja bil. Denna variabel är svärmotiverad från beteendesynpunkt eftersom restiden därigenom kommer att ingå i flera variabler. Utan denna variabel fick reskostnadsparametern dålig signifikans i de tidigare analyserna. Både totaltids- och reskostnadsparametrarna är bara nätt och jämnt signifikanta på 95-procentnivån.

Ett genomgående resultat vid tidigare genomförda analyser är att det varken visat sig möjligt att estimerade separata parametrar för gångtid, väntetid och åktid, eller separata parametrar för de olika färd-sätten.

Modellen för ej bildisponerare baseras på drygt 200 observationer, vilket är väl lite för att erhålla tillförlitliga modeller. Reskostnadsparametern är ej signifikant och dess absolutvärde är litet jämfört med totaltidsparametern. Anpassningen till datamaterialet är dålig (p<sup>2</sup>-mättet lågt).

I slutmodellen för det totala materialet blev reskostnadsparametern liten och ej signifikant. Parametern för kön blev - i likhet med i modellen för bildisponerare - klart signifikant. Parametern tolkas så att sannolikheten att välja bil är större för män än för kvinnor, även när restider och reskostnader är lika. Parametern kan dels avspegla olika preferenser, dels att män ofta i praktiken har "förstahandsrätt" till bilen, vilket gör att kvinnor ej har fullständig tillgång till hushållets bil.

De tre visade slutmodellerna var resultatet av mycket omfattande modellanalyser. Modellerna utgjorde ett av de två första försöken i Sverige att estimerade disaggregerade modeller för andra resor än arbetsresor och andra val än färdmedelsval. En mängd insikter och erfarenheter vanns också under analysarbetet. Som konstaterats innehöll dock slutmodellerna svagheter. Framförallt gör de svaga kostnadsparametrarna att modellernas praktiska användbarhet begränsas.

### 3.3 Viktad estimering

De urval som används vid estimering av logitmodeller kan göras på olika sätt.

Vid obundna slumpmässiga urval erhålls urval där de valda alternativen representeras proportionellt mot sin faktiska förekomst. Urvalets storlek bestäms då utifrån kravet att erhålla ett tillräckligt antal observationer för alla alternativ och en tillräcklig spridning för de aktuella variablerna. Om det finns alternativ med låg andel, eller om variablernas fördelning är sned, kan därför proportionella urval bli mycket dyrbara.

I Västeråsfallet önskades uppgifter om bostadsbaserade inköpsresor. I genomsnitt gjorde varje vuxen person i det aktuella området en sådan resa var tredje dag. Om varje person i urvalet fått beskriva sitt resande under en viss given dag (vilket givit ett proportionellt urval) skulle 2/3 av enkätsvaren således inte innehållit någon bostadsbaserad inköpsresa. Urvalet skulle då behövt vara tre gånger större och kostnaderna för datainsamlingen skulle därmed i stort sett tredubblats.

Urvalet i Västeråsmodellerna gjordes därför istället så att varje individ fick beskriva sin senaste bostadsbaserade inköpsresa. När varje individ beskriver en resa, oavsett hur ofta individen ifråga gör resor, överrepresenteras de resor som utförs sällan. Resor som utförs sällan är ofta långa och dyrbara.

När de tidigare Västeråsmodellerna estimerades fanns ej möjlighet att korrigera för denna snedfördelning. Eftersom dyra och tidskrävande alternativ valts oftare i urvalet än i verkligheten riskerar modell-

resultaten innebära att restid och/eller reskostnad får lägre vikt än de har i verkligheten.

Numera finns möjligheten att utföra viktad estimering där den verkliga fördelningen återskapas genom att varje observation ansätts en vikt. I Västeråsfallet sker detta genom att varje observation ges en vikt som är proportionell mot antalet bostadsbaserade inköpsresor individen utför per vecka (en sådan fråga ingick i enkäten).

I tabell 3.2 visas effekten av att vikta observationsmaterialet. Modellerna har estimerats för dem som disponerar bil.

Tabell 3.2 Viktad estimering

	1 oviktad	2 viktad	3 disproportionell
Bilkonstant	+0,8288 (4,80)	+0,6754 (3,78)	+0,9769 (6,70)
Busskonstant	-1,6980 (5,31)	-1,6080 (5,73)	-1,7980 (6,01)
Cykelkonstant	-0,9641 (4,38)	-0,9060 (4,54)	-1,0660 (5,25)
Totaltid (min)	-0,0175 (2,79)	-0,0182 (3,17)	-0,0178 (3,10)
Reskostnad (kr)	-0,0510 (1,41)	-0,0726 (2,11)	-0,0292 (0,91)
Butiksyta/gren	+0,2163 (10,47)	+0,2325 (11,46)	+0,2077 (11,61)
ln L		-775,0	
p <sup>2</sup>	0,255	0,237	0,278

Modell 1 är en oviktad modell utan variablerna kön-bil och varaktighet-bil. Kostnadsparametern blir liten och ej signifikant.

Modell 2 visar resultatet av en viktad estimering. Kostnadsparametern blir nu ca 50 % större än i modell 1 och blir signifikant. Även totaltidspareterns storlek ökar något.

Modell 3 visar effekten av en ytterligare förstärkt disproportionalitet (genom att vikta omvänt proportionellt mot antalet resor). Kostnadsparametern blir då ca 50 % lägre än i modell 1 och t-värdet blir ännu lägre.

Resultaten visar således att det för denna enkla modell är av helt avgörande betydelse att urvalets



snedhet korrigeras. Vid en mer fullständig modellspecifikation blir effekterna mindre dramatiska (se avsnitt 3.5), men fortfarande betydelsefulla.

Logitmodellen gör det möjligt att använda en rad olika former av stratifieringar av urvalet. Stratifieringen kan medföra väsentliga kostnadsminskningar, men förutsätter i gengäld att korrekta korrekationer görs. Viktad estimering ger konsistenta parameterestimater men estimaten blir ej effektiva. Alternativa korrektionsmetoder kan därför ibland vara lämpligare. En mer utförlig behandling av stratifieringsproblematiken ges i Akiva och Lerman.

Om inte annat särskilt anges har viktad estimering använts för samtliga fortsättningsvis presenterade Västeråsmodeller.

### 3.4 Alternativa modellspecifikationer för dem som disponerar bil

För att pröva om de tidigare erhållna modellresultaten kan förbättras har ett större antal nya modellspecifikationer testats.

De inledande testerna har gjorts för den del av urvalet som disponerar bil (dvs ca 710 observationer). Skälet till detta är dels att denna grupp är mer homogen och lättanalyserad, dels att datorkostnaden blir lägre vid ett mindre urval.

Test av tillgängliga socioekonomiska variabler visar att endast variabeln för kön blir signifikant.

Normalt är variabler som mäter graden av konkurrens om hushållets bil viktiga i färdmedelsvalsmodeller. En sådan variabel har prövats (hushållsstorlek/antal bilar - bil) och får visserligen rätt tecken och en rimlig storlek, men blir ej signifikant.

Västeråsmaterialet innehåller alla typer av inköp. I realiteten skiljer sig resmönstret kraftigt vid exempelvis dagligvaruinköp och sällanvaruinköp.

Inköpsresor som enbart avser dagligvaror görs mer sällan i regionala butiker eftersom värdet av ett större utbud är mindre för dagligvaruinköp. Denna effekt fångas i modell 4 (tabell 3.3) in av variabeln inköpstyp - regionalt. Variabeln antar värdet 1 om inköpet enbart gäller dagligvaror och målpunkten utgörs av ett regionalt centrum (Västerås centrum, Köpings centrum, Hallstahammars centrum eller OBS stormarknad), samt får värdet 0 i övriga fall.

Tabell 3.3 visar att parametern blir klart signifikant och får förväntat tecken.



Tabell 3.3 Modell för bildisponerare

	4
Bilkonstant	+0,7361 (2,96)
Busskonstant	-1,2090 (3,91)
Cykelkonstant	-0,8549 (4,21)
Totaltid (min)	-0,0118 (2,01)
Reskostnad (kr)	-0,0862 (2,39)
Butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,2139 (10,50)
Kön - bil	+1,2330 (5,67)
Inköpstyp - reg	-1,4130 (4,22)
Inköpstyp - bil	-0,7700 (3,21)
ln L	-739,4
p <sup>2</sup>	0,272

Dagligvaruinköp utförs oftare till fots eller med cykel än vad restider och reskostnader i sig motiverar. Effekten fångas in med variabeln inköpstyp - bil som antar värdet 1 för bilalternativ vid resor som enbart gäller dagligvaror. Modell 4 visar att även denna variabel får en signifikant parameter med förväntat tecken.

Båda de nya variablerna syftar till att korrigera för de olika resmönstren vid olika typer av inköpsresor.

Modell 4 är signifikant bättre än den enkla modell 2 (CHI-2-test av differensen i log L med 3 frihetsgrader). Kombinationen av viktad estimering och ny specifikation ger också en klart bättre modell än den tidigare slutmodellen för bildisponerare.

### 3.5 Alternativa modellspecifikationer för det sammanlagda materialet

I följande avsnitt analyseras det sammanslagna datamaterialet, dvs personer såväl med som utan tillgång till bil (930 observationer).

Under det analysarbete som redovisats i Bfr-rapporterna R8:1977 och R5:1979 visade det sig omöjligt att estimeras separata parametrar för olika restidskomponenter.

Även i de nu genomförda analyserna har det i allmänhet visat sig svårt att erhålla signifikanta parametrar för olika komponenter. Huvudansatsen är därför istället att använda en vägd totalrestidsvariabel.

Från ett flertal andra undersökningar vet vi att trafikanterna värderar exempelvis gång- och väntetid mer negativt än åktid i fordonet. Två olika Stockholmsundersökningar har gett följande relationer (åktid sätts = 1):

	Värdering enligt	
	AKU 68	Sollentuna
Åktid	1	1
Gångtid	2,1	1,5
Väntetid	3,5	1,5

Sollentunaundersökningen gäller valet mellan olika kollektivförbindelser (för samtliga trafikanter), AKU-modellen valet mellan bil och kollektivtrafik (för individer med tillgång till bil).

Totaltidsparametern i t ex modell 4 gäller för ett genomsnitt av de olika tidskomponenterna. För att kunna bestämma det rena åktidsvärdet är det lämpligt att väga samman de olika tidskomponenterna (t ex: totaltid = 1 x åktid + 2,1 x gångtid + 3,5 x väntetid) Totaltiden uttrycks då i "åktidsekvivalenter".

Båda viktuppsättningarna har prövats. Resultaten är inte helt entydiga eftersom kostnadsparametern visar sig känslig för valet av vikter. Bäst resultat för det totala materialet erhålls med vikterna enligt AKU 68. Estimeringsresultatet visas i modell 5 (tabell 3.4).

Modell 5 ger signifikanta estimat för samtliga parametrar utom busskonstanten. Eftersom konstanterna mäter inverkan av variabler som ej ingår explicit i modellen behöver bristande signifikans för dessa inte vara negativt. En stor och signifikant konstant kan vara ett tecken på en dålig modell där andra mer primära förklaringsvariabler saknas.

En jämförelse mellan modell 5 och den tidigare slutmodellen för det sammanslagna materialet (i tabell 3.1) visar att kraftiga förbättringar erhållits av parametrarnas signifikanser. Även anpassningen till datamaterialet har förbättrats ( $p^2$ -mättet). Observera att likelihoodvärdet för det sammanslagna materialet ej kan jämföras med motsvarande värde för bil-

disponerarmaterialet. Ett större datamaterial ger - allt annat lika - ett större värde på likelihood-måttet.

Tabell 3.4 Modeller för det sammanslagna materialet

	5	6	7	8 oviktad est.
Bilkonstant	+1,0970 (5,04)	+1,4870 (4,05)	+1,0500 (4,80)	+1,3050 (5,17)
Busskonstant	-0,1362 (0,82)	-0,1518 (0,90)	-0,1773 (1,08)	-0,1372 (0,74)
Cykelkonstant	-0,4999 (3,77)	-0,5372 (4,02)	-0,5338 (4,00)	-0,5521 (3,67)
Vägd totaltid (min)	-0,00803 (5,25)	-0,00999 (5,87)	-0,00970 (5,86)	-0,00769 (4,65)
Reskostnad (kr)	-0,0736 (3,24)	-0,0611 (2,64)	-0,0755 (3,23)	-0,0675 (2,79)
Butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,1914 (11,79)	+0,1992 (12,01)	+0,2046 (12,14)	+0,1958 (11,02)
Kön - bil	+1,2200 (5,65)	+1,1490 (5,28)	+1,2230 (5,67)	+1,1920 (5,21)
Inköpstyp - reg	-1,3430 (5,23)	-1,2980 (5,05)	-0,2370 (4,78)	-1,2430 (4,74)
Inköpstyp - bil	-067080 (4,72)	-100606 (4,41)	-1,0780 (4,77)	-1,2280 (4,88)
Hushållsstorlek/ antal bilar - bil		-0,1515 (1,69)		
ln L	-1042	-1026	-1035	-893
p <sup>2</sup>	0,228	0,233	0,234	0,250

I modell 6 prövas variabeln för bilkonkurrens i hushållet. Variabeln är beteendemässigt motiverad eftersom inte alla hushåll har tillgång till bil och bil-tillgången varierar i bilhushållen (beroende på dels antalet bilar, dels antalet personer i hushållet). Tidigare empiriska erfarenheter visar att variabeln är viktig. Parametern blir visserligen endast signifikant på 90-procentnivån, men den får rätt tecken och förbättrar modellens anpassning till datamaterialet.

I enkäten som ligger till grund för datainsamlingen ställdes frågor om gångtid från parkeringsplats till butik och söktid efter parkering (vid bilresor) samt väntetid vid hållplats, typ av biljett och gångtid från hållplats till butik (vid kollektivresor). Dessa frågor ställdes enbart för den faktiskt genomförda

resan. För alternativa resor påkodades motsvarande uppgifter. Valda och icke valda alternativ behandlades således på olikartat sätt.

I modell 7 prövas att även använda påkodade uppgifter för det valda alternativet. En jämförelse med modell 5 visar att anpassningen till datamaterialet förbättras något om enbart påkodade uppgifter används. De viktigaste parametrarna (restid, reskostnad och yta) får även högre absolutvärden - vilket allt annat lika är ett tecken på bättre anpassning (se Ben Akiva och Lerman) - samt för två av de tre parametrarna även högre t-värden.

Slutsatsen blir att det, åtminstone i detta fall, är viktigare att behandla valda och icke valda alternativ på likvärdigt sätt, än att ha så god information som möjligt om det valda alternativet. Denna slutsats innebär således att det är möjligt att påtagligt minska antalet frågor i enkäten vilket har stor praktisk och ekonomisk betydelse. Det andra alternativet, att i intervju eller enkät samla in dessa uppgifter även för icke-valda alternativ, är ej möjligt vid så omfattande alternativmängder som här är aktuella.

Samtliga modeller från och med nr 7 har estimerats med påkodade variabelvärden även för det valda alternativet.

Modell 8 har estimerats med oviktad estimering för att studera om viktningen har lika stor betydelse vid en mer fullständig modellspecifikation (jämför tabell 3.2). En jämförelse mellan modell 7 och 8 visar att effekten nu är betydligt mindre än mellan modell 1 och 2. Såväl tids-, kostnads- som ytparametern får dock lägre absolutbelopp och lägre t-värden vid den oviktade estimeringen. Likelihoodvärdena kan ej jämföras mellan modellerna eftersom den genomsnittliga vikten i modell 7 är något större än 1 (vilket ger ett större likelihoodvärde). Viktningen förbättrar således även den mer fullständigt specificerade modellen, men förbättringen är mindre än vid den enkla modellen.

### 3.6 Alternativmängdens betydelse

Vid datainsamlingen ställdes frågor om var inköpet gjordes och vilket färd-sätt som användes. Dessutom ställdes frågan om vilka andra inköpsställen som var tänkbara för just denna inköpsresa, samt vilka färd-sätt som varit tänkbara till dessa alternativa inköpsställen.

Frågorna om möjliga alternativ är de mest komplicerade i formuläret. Det krävs dessutom flera frågor för att klargöra alternativmängden. I den aktuella enkäten ställdes enbart frågor om en enda resa (den senaste bostadsbaserade inköpsresan). I resvaneunder-

sökningar som beskriver hela resmönstret under en dag är det av utrymmesskäl knappast möjligt att fråga om den möjliga alternativmängden för varje resa som utförts. I stället tvingas man att i efterhand föra på alternativ. Hittills har inget varit känt om hur modellresultaten påverkas av en sådan påkodning.

Eftersom Västeråsmaterialet innehåller uppgifter om vilka alternativ individen anser sig ha, möjliggör detta material en jämförelse mellan uppgivna och påkodade alternativ.

Jämförelsen har gjorts i tre steg:

- först påkodades färdsätt för de uppgivna destinationerna
- därefter påkodades destinationer för de uppgivna färdsätten
- slutligen påkodades både färdsätt och destinationer.

#### Påkodade färdsätt

Nya färdsätt kodades på för de destinationsalternativ individen uppgett i enkäten. Följande färdsätt är aktuella:

- bil
- buss
- gång
- cykel

Alla individer med körkort i hushåll med bil antas ha möjlighet att åka bil. Bussalternativet antas tillgängligt till samtliga målpunkter som har sådan förbindelse.

Samtliga individer antas kunna gå eller cykla vid inköpsresor. Enkäten innehåller dessvärre inga frågor om tillgång till cykel, rörelsehinder etc. Vissa individer påförs därigenom alternativ som de i realiteten ej kan använda. Gång- och cykelalternativet antas endast vara aktuellt för de avstånd där gång- och cykelresor faktiskt observerats i det insamlade datamaterialet, dvs inte för de längsta regionala inköpsresorna.

När den nya alternativmängden bestämts beräknades variabelvärdena för dessa alternativ (restider, reskostnader etc) på samma sätt som för den tidigare alternativmängden (se rapport R8:1977).

Modell 9 (tabell 3.5) visar resultatet av en modell-estimering med påkodade färdsättsalternativ. Resultaten jämförs med modell 7 som estimerats med uppgivna alternativ.



Tabell 3.5 Alternativmängdens betydelse

	7	9 påkodade färdsätt	10 påkodade destina- tioner	11 påkodade alternativ
Bilkonstant	+1,0500 (4,80)	+0,7867 (3,78)	+0,0061 (0,03)	+0,4311 (2,11)
Busskonstant	-0,1773 (1,08)	-0,4595 (3,27)	-0,5854 (3,91)	-0,6295 (4,65)
Cykelkonstant	-0,5338 (4,00)	-1,0510 (8,55)	-1,1380 (8,44)	-1,3760 (11,32)
Vägd totaltid (min)	-0,00970 (5,86)	-0,0146 (7,72)	-0,0233 (13,26)	-0,0213 (12,76)
Reskostnad (kr)	-0,0755 (3,23)	-0,0134 (0,60)	-0,0967 (5,06)	-0,0974 (5,14)
Butiksyta/gren <sub>2</sub> (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,2046 (12,14)	+0,2391 (14,61)	+0,3860 (28,04)	+0,3734 (28,31)
Kön - bil	+1,2230 (5,67)	+1,3430 (6,55)	+1,3120 (6,10)	+1,4240 (6,97)
Inköpstyp - reg	-1,2370 (4,78)	-1,0950 (4,33)	-0,2701 (1,21)	-0,4170 (1,88)
Inköpstyp - bil	-1,0780 (4,77)	-0,8816 (4,25)	-1,1110 (5,03)	-1,1440 (5,59)
ln L	-1035	-1299	-1700	-1893
p <sup>2</sup>	0,234	0,290	0,312	0,335

Parametern för reskostnad i modell 9 blir liten och ej signifikant. Övriga parametrar utom konstanterna blir förhållandevis lika motsvarande parametrar i modell 7. Eftersom nya färdsättsalternativ lagts på är det naturligt att färdsättskonstanterna påverkas kraftigt.

p<sup>2</sup>-värdet mäter den relativa förbättringen av likelihoodvärdet med de estimerade parametrarna, jämfört med när alla parametrar är noll. Ju fler dåliga alternativ som ingår, desto större blir den relativa förbättringen. Även p<sup>2</sup>-värdet är således svåränvänt för att utvärdera effekten av påkodningen.

### Påkodade destinationer

I enkäten ställdes frågan om inköpet avsåg

- enbart livsmedel
- andra varor
- både livsmedel och andra varor.

Förutom denna fråga finns ingen ytterligare information om vad som köptes.

Om inköpet enbart gäller dagligvaror är det i princip möjligt att utföra inköpet i samtliga dagligvarubutiker inom "rimligt" avstånd. Alternativmängden är därmed väl avgränsbar.

Vid övriga inköp är det betydligt svårare att definiera en relevant alternativmängd. Om resan exempelvis gjorts för att köpa en tvättmaskin finns det enbart ett fåtal möjliga målpunkter inom undersökningsområdet. Avser inköpet istället en TV är de möjliga målpunkterna något fler, och kanske också helt annorlunda.

Eftersom vi inte känner till något om vilken typ av "övrigin köp" som utförts, tvingas vi även för dessa inköp lägga på alla tillgängliga målpunkter med säl-lanköpsbutiker inom rimligt avstånd.

Enkäten visade att inköpen i huvudsak antingen utfördes inom den egna stadsdelen eller i ett fåtal större regionala centrum. För varje bostadsområde som ingick i fältundersökningen (fem stycken) definierades en separat alternativuppsättning utifrån enkätens observerade faktiska resmönster.

Modell 10 visar resultaten av en modellestimering med påkodade destinationer. En jämförelse med modell 7 visar att såväl tids-, kostnads- som ytparametern får mycket kraftigt ökade signifikanser och absolutbelopp. Bilkonstanten blir liten och ej signifikant. Parametern för inköpstyp - regionalt centrum blir ej signifikant och blir mindre än tidigare.

Modellen med påkodade destinationsalternativ får således parametrar med högre signifikanser än modellen med uppgivna alternativ. Även värdet på  $p^2$ -mättet blir högre.

### Påkodade färd sätt och destinationer

När både färd sätt och destinationer kodas på, dvs då ingen hänsyn tas till vilka alternativ individerna uppgivit, ökar det genomsnittliga antalet alternativ per person från 4,0 inklusive det valda (vid uppgivna alternativ) till 16,6 alternativ inklusive det valda. Datamängden fyrdubblas således, vilket i detta fall medförde en tre- till fyrdubbling av estimeringskostnaden per modell.

Modell 11 visar estimeringsresultatet. Resultatet är mycket likt modell 10, men med två viktiga undantag. För det första ökar bilkonstanten i storlek och blir signifikant (vilket är naturligt när färdsetsalternativ kodas på), för det andra ökar parametern för inköpstyp - regionalt centrum i både signifikans och absolutbelopp (fortfarande är den dock ej signifikant på 95-procentnivån).  $p^2$ -värdet ökar ytterligare.

En jämförelse mellan samtliga modeller i tabell 3.5 visar att modell 11 - där alla alternativ kodas på - är klart bättre än övriga modeller i termer av såväl parametersignifikans som anpassning till datamaterialet. Skillnaden i signifikanser för tids- och kostnadsparametrarna mellan modellerna med uppgivna och påkodade alternativ är anmärkningsvärt stor. Modellen där både färdsett och destinationer kodats på är även klart bättre än de två modellerna där antingen bara färdsett eller bara destinationer kodats på.

#### Slumpvis begränsning av alternativmängden

Som nämnts tre- till fyrdubblades estimeringskostnaden när alternativ kodades på. Om alternativmängden är stor kan det därför av ekonomiska skäl vara önskvärt att begränsa alternativmängden. Detta är ofta fallet vid områdesvalsmodeller. Det kan visas (se McFadden 1978) att logitmodellen tillåter att ett slumpmässigt urval av alternativ dras ur den fullständiga alternativmängden. Olika observationer kan ges olika antal alternativ. Om modellens nämnare skall ingå i en logsumvariabel på högre nivå i en  $s$   $k$  strukturerad logitmodell måste dock samma procentuella andel av alternativen behållas för varje observation.

När alternativmängden minskas kommer modellen att utnyttja mindre av den tillgängliga informationen vid estimeringen. För att nå en viss önskad statistisk precision behövs då fler observationer, vilket i sig ökar estimeringskostnaden. Det är nödvändigt att göra en avvägning mellan antal observationer och antal medtagna alternativ per observation. Utländska erfarenheter tyder på att det är lämpligt att behålla ca 20-30 alternativ per observation.

Eftersom alternativmängden i vårt fall uppgår till maximalt 23 alternativ per observation i ett område (16 i genomsnitt för alla områden) är det inte i och för sig nödvändigt att begränsa alternativmängden. Det är dock av intresse att studera resultatens stabilitet när alternativmängdens storlek varierar.

Eftersom modellresultaten förbättras påtagligt när påkodade alternativ används är det dessutom av intresse att undersöka om förbättringen helt förklaras av den större informationsmängden som erhålls när alternativmängden ökar.

I tabell 3.6 visas tre olika modeller (13-15) där tre fjärdedelar av alternativen slumpmässigt uteslutits. Modellerna representerar tre olika sådana slumpmässiga begränsningar av alternativmängden.

Modell 12 är estimerad med samtliga påkodade alternativ och skiljer sig från modell 11 endast vad gäller attraktivitetsvariabelns formulering (logaritmerad ytvariabel, se avsnitt 3.8).

Tabell 3.6 Slumpmässig påförning av alternativ

	12 alla	13 25 %	14 25 %	15 25 %	16 50 %
Bilkonstant	+0,3109 (1,49)	-0,1026 (0,42)	+0,1703 (0,65)	+0,1001 (0,38)	+0,0950 (0,42)
Busskonstant	-0,5813 (4,22)	-0,8959 (5,10)	-0,8683 (4,73)	-0,9498 (5,09)	-0,8092 (5,31)
Cykelkonstant	-1,4230 (11,59)	-1,5320 (9,57)	-1,5550 (9,16)	-1,7950 (10,54)	-1,5070 (10,60)
Vägd totaltid (min)	-0,0225 (12,76)	-0,0195 (9,80)	-0,0233 (10,00)	-0,0220 (9,48)	-0,0221 (11,61)
Reskostnad (kr)	-0,1629 (7,90)	-0,1327 (5,26)	-0,1939 (6,99)	-0,1811 (6,68)	-0,1559 (6,98)
Ln butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,8235 (25,80)	+0,7094 (17,98)	+0,8509 (18,90)	+0,8016 (18,56)	+0,7969 (22,90)
Kön - bil	+1,4160 (6,88)	+1,3800 (5,69)	+1,0930 (4,50)	+1,2180 (4,84)	+1,4520 (6,49)
Inköpstyp - reg	-1,7020 (7,57)	-1,4800 (5,80)	-1,4120 (5,51)	-1,5010 (5,60)	-1,5930 (6,81)
Inköpstyp - bil	-1,1740 (5,70)	-0,7434 (3,06)	-0,8296 (3,33)	-0,8171 (3,20)	-0,9774 (4,38)
ln L	-1885,1	-872,5	-807,1	-801,4	-1305,7
p <sup>2</sup>	0,338	0,4150	0,459	0,463	0,397

En jämförelse mellan modellerna 13-15 och modell 12 visar att signifikansen genomgående försämras när alternativmängden begränsas. Även parametrarnas storlek påverkas men skillnaderna mellan modellerna är måttliga. Med undantag för ytparametern i modell 12 är varken tids-, kostnads- eller ytparametrarna signifikant skilda från varandra i de fyra modellerna.

De tre olika modellerna med samma andel behållna alternativ (13, 14 och 15) har estimerats för att testa resultatens stabilitet. När alternativmängden begränsas så kraftigt, att endast vart fjärde alternativ behålls, påverkas resultaten av vilka alternativ som återstår. Skillnaden mellan de tre olika modellerna är dock som nämnts förhållandevis måttlig.

I modell 16 har hälften av alternativen plockats bort slumpmässigt, dvs dubbelt så många alternativ återstår som i de tre föregående modellerna. Parametrarna blir naturligt nog nu ännu mer lika parametrarna i modell 12.

Modellerna 13-15 har estimerats med samma genomsnittliga antal alternativ per observation som modellerna som estimerats för uppgivna alternativ (i genomsnitt 4 alternativ per person). En jämförelse mellan modellerna 13-15 och exempelvis modell 7 (tabell 3.5) visar att de centrala tids-, kostnads- och ytparametrarna har såväl högre signifikanser som absolutbelopp i modellerna med påkodade alternativ.

Den tidigare observerade förbättringen av estimeringsresultaten vid påkodade alternativ beror således inte enbart på den större informationsmängden som erhålls när fler alternativ ingår i estimeringen.

### Slutsatser

Det är dyrt och svårt att i en resvaneundersökning samla in uppgifter om vilka alternativ individerna anser sig överväga. I många fall är det av tidsskäl (vid intervju) eller utrymmesskäl (vid enkät) till och med omöjligt att samla in sådana data.

Syftet med momentet "Alternativmängdens betydelse" är att undersöka hur modellresultaten påverkas av att påkodade alternativ används istället för uppgivna. Man skulle kunna förvänta sig att modellresultaten skulle försämrats när påkodade alternativ används.

Det till synes paradoxala resultatet är istället att modellresultaten förbättras påtagligt när påkodade alternativ används. Den troligaste förklaringen till detta är att individerna vid undersökningen inte anger de sämsta alternativen, även om de övervägs (eller har övervägts någon gång). När de sämsta alternativen utelämnas minskar spridningen i variabelvärdena och estimeringsresultaten försämrats. Det är även tänkbart att enkätens fråga om övervägda alternativ är så abstrakt och svår att svaren har låg kvalitet.

Som nämnts vet vi i Västeråsmaterialet mycket lite om vad som faktiskt inhandlats vid inköpsresan. Uppgifter om typ av inköp är möjliga att samla in och kan användas för att begränsa den alternativmängd som kodas på.



Likaså är det lämpligt att fråga om tillgång till cykel samt eventuella fysiska hinder mot att gå eller cykla.

Slutligen är det också möjligt att ta hänsyn till vilka butiker hushållet faktiskt har möjlighet att hinna besöka inom aktuella öppettider när hänsyn tas till hushållets mer fasta aktiviteter som t ex arbetstider.

Det är således förhållandevis enkelt att samla in uppgifter i en resvaneundersökning som gör det möjligt att koda på alternativ på ett betydligt mer realistiskt sätt än som varit möjligt för detta data-material. Därigenom bör estimeringsresultaten kunna förbättras ytterligare.

### 3.7 Modeller för enbart dagligvaruinköp

Som nämnts ovan ingår alla typer av inköp i data-materialet. Från användningssynpunkt är det en fördel om samma modeller kan användas för alla inköpstyper. Eftersom resmönstret kan förväntas skilja sig för olika inköpstyper är det dock inte självklart att det är lämpligt att estimeras en enda gemensam modell.

I Västeråsmaterialet är det endast möjligt att särskilja grupperna dagligvaruinköp och övriga inköp. Eftersom dagligvaruinköpen är den mest homogena kategorin av de två provas att estimeras modeller för resor där enbart dagligvaruinköp utförts. Totalt finns 375 sådana observationer i datamaterialet (jämfört med 930 observationer totalt).

Modell 17 är estimerad för uppgivna alternativ. Variablerna inköpstyp - regionalt och inköpstyp - bil är naturligtvis ej aktuella när enbart en enda typ av inköp ingår i modellen.

En jämförelse med modell 7 (där alla inköpsresor ingår) visar genomgående på lägre signifikanser i modellen för enbart dagligvaruinköp. Parametern för yta blir dessutom liten, ej signifikant och får fel tecken.

Modell 18 är estimerad med påkodade alternativ och är i övrigt identisk med modell 17.

Jämfört med modell 11 (där alla inköp ingår) blir signifikanserna lägre när enbart dagligvaruinköpen ingår. Ytparametern blir signifikant och får rätt tecken. Det är intressant att notera att ytparametern blir nära tre gånger större i modell 18 än i modell 11. Eftersom ytskillnaderna mellan de olika dagligvarubutikerna i absoluta tal är mindre än ytskillnaden mellan sällanköpsbutikerna är resultatet rimligt.

Rent statistiskt försämrar resultaten av att antalet observationer sjunker från 930 till 375 när enbart dagligvaruinköp ingår. Försämringen är större än vinsten av att den studerade restypen är mer homogen.

Slutsatsen blir att det är fullt möjligt att framgångsrikt estimerar gemensamma modeller för samtliga typer av inköp. Eftersom parameterestimaten skiljer sig vid olika inköpstyper är det dock lämpligt att när datamaterialets storlek så tillåter pröva separata modeller för olika inköpstyper.

Tabell 3.7 Modeller för enbart dagligvaruinköp

	uppgivna alternativ		påkodade alternativ	
	7 alla inköp	17 daglig- varuink.	11 alla inköp	18 daglig- varuink.
Bilkonstant	+1,0500 (4,80)	+0,0768 (0,31)	+0,4311 (2,11)	-0,9278 (4,07)
Busskonstant	-0,1773 (1,08)	-0,3345 (0,81)	-0,6295 (4,65)	-0,9942 (2,67)
Cykelkonstant	-0,5338 (4,00)	-0,5983 (3,26)	-1,3760 (11,32)	-1,4870 (9,40)
Vägd totaltid (min)	-0,0097 (5,86)	-0,0138 (3,06)	-0,0213 (12,76)	-0,0431 (9,87)
Reskostnad (kr)	-0,0755 (3,23)	-0,1487 (2,70)	-0,0974 (5,14)	-0,2684 (4,80)
Butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,2046 (12,14)	-0,0050 (1,79)	+0,3734 (28,31)	+1,0870 (5,09)
Kön - bil	+1,2230 (5,67)	+0,9366 (3,41)	+1,4240 (6,97)	+1,0880 (4,22)
Inköpstyp - reg	-1,2370 (4,78)		-0,4170 (1,88)	
Inköpstyp - bil	-1,0780 (4,77)		-1,1440 (5,59)	
ln L	-1035	-458	-1893	-788
p <sup>2</sup>	0,234	0,175	0,335	0,305

Jämförelserna visar även att modellerna med påkodade alternativ är mer stabila än modellerna med uppgivna alternativ. Detta förstärker ytterligare slutsatsen från föregående avsnitt att påkodade alternativ är att föredra (åtminstone för detta datamaterial).

### 3.8 Attraktivitetsvariabler

#### Teoretiska krav

Modellerna som visas gäller det samtidiga valet av färd sätt och färdmål vid inköpsresor. Färdmålen definieras som hela centrum, dvs varje enskild butik behandlas ej som ett separat färdmålsalternativ (om inte butiken ligger helt för sig själv).

I de studerade områdena i Västerås och Hallstahammar är det möjligt att identifiera funktionellt avgränsade centrumbildningar. Det är dock inte alltid möjligt att göra detta på ett entydigt sätt. I större städer finns ofta täta äldre bostadsområden med butiker fördelade över hela området. Antingen måste då varje butik betraktas som ett separat alternativ, eller också får ett alternativ utgöras av alla butiker i ett visst område.

Om en mer eller mindre godtycklig områdesindelning används är ett viktigt krav på modellerna att prognosresultaten är oberoende av områdesindelningen. Om exempelvis ett stort område delas upp på två mindre, väntar vi oss att summan av antalet resor till de två delområdena skall vara lika med det ursprungliga antalet resor till det stora området.

Även när en centrumindelning är naturlig kan de alternativ som behandlas i modellen betraktas som aggregat av mer "primära" målpunkter, t ex butiker.

De logitmodeller som används i föreliggande studie kan i princip ses som strukturerade logitmodeller där valet av centrum och färd sätt sker på den övre nivån och valet av en enskild butik inom varje centrum sker på den lägre nivån. Modellen på den undre nivån estimeras ej explicit.

Det kan visas (Ben Akiva och Lerman) att kravet på oberoende av områdesindelningen och betraktelsesättet med en implicit modell på lägre nivå förutsätter att attraktivitetsvariablerna i nyttofunktionen formuleras som:

$$V(X) = B \cdot X + W \cdot \ln S$$

där

- B = vektor av parametrar som estimeras
- X = vektor av egenskaper (variabler) som ej beror av centrumets storlek
- S = mått på centrumets storlek (mått på antalet "primära" målpunkter)
- W = 1

dvs att storleksvariabeln logaritmeras och att dess parameter låses till värdet ett.

Om parametern  $W$  ej låses till 1,0 vid modellestimeringen är avvikelserna från detta värde ett mått på om den använda variabeln verkligen är en ren storleksvariabel. Om man å andra sidan är förvissad om att variabeln är en storleksvariabel kan avvikelser från värdet 1 vara ett tecken på felspecifikationer hos modellen. Slutligen kan avvikelser från 1,0 även tolkas som att områdesindelningen har en funktionell innebörd, dvs att butikerna i en viss destination har gemensamma egenskaper som är specifika för destinationen och som ej fångas in av destinationsvariablerna.

### Modellresultat

Vid våra modellestimeringar har vi använt måttet försäljningsyta som attraktivitetsmått. Det är rimligt att anta att detta mått huvudsakligen mäter destinationernas storlek. Vi förväntar oss av denna anledning att  $W$  skall bli nära 1. Å andra sidan har vi redan konstaterat att områdesindelningen i Västerås-fallet avspeglar sammanhållna centrumbildningar. Det vore därför inte överraskande om värdet avvek från 1.

De modeller som hittills redovisats har ej haft den teoretiskt mer korrekta specifikationen av attraktivitetsvariabeln. I tabell 3.8 visas olika specifikationer av denna variabel för datamaterialet med uppgivna alternativ.

Modell 7 utgör jämförelsemodell. I modell 19 logarimeras ytvariabeln. Parametern för yta blir ca 0,4, dvs inte särskilt nära 1. Modellens anpassning till datamaterialet försämrar något men förändringarna i parametrarna är små.

I modell 20 har parametern för ytvariabeln låsts till 1,0 vid estimeringen. Modellens anpassning till datamaterialet försämrar, vilket är naturligt eftersom värdet 1 tvingas på en parameter som egentligen hade värdet 0,4. Det mest anmärkningsvärda är att kostnads- och tidsparametrarnas absolutbelopp och  $t$ -värden fördubblas i modell 20.

Modell 21 innehåller ytterligare en attraktivitetsvariabel (som ej direkt mäter storlek). Omsättning per ytenhet utgör ett grovt mått på centrumets effektivitet. Parametern blir signifikant och får rätt tecken. Modellens anpassning till datamaterialet förbättras signifikant när variabeln ingår. Övriga parametrar påverkas endast obetydligt.

Tabell 3.8 Attraktivitetsvariabler  
Uppgivna alternativ

	7	19	20	21
Bilkonstant	+1,0500 (4,80)	+0,9338 (4,24)	+0,2299 (0,97)	+0,3159 (1,33)
Busskonstant	-0,1773 (1,08)	-0,1888 (1,14)	-0,7093 (4,01)	-0,6336 (3,59)
Cykelkonstant	-0,5338 (4,00)	-0,5524 (4,12)	-0,8893 (6,39)	-0,8791 (6,36)
Vägd totaltid (min)	-0,0097 (5,86)	-0,0096 (5,87)	-0,0209 (10,58)	-0,0206 (10,64)
Reskostnad (kr)	-0,0755 (3,23)	-0,0815 (3,48)	-0,1766 (6,73)	-0,1950 (7,25)
Butiksyta/gren <sub>2</sub> (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,2046 (12,14)			
Ln butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )		+0,4283 (10,40)	+1,0 -	+1,0 -
Kön - bil	+1,2230 (5,67)	+1,1980 (5,54)	+1,2050 (5,47)	+1,1990 (5,43)
Inköpstyp - reg	-1,2370 (4,78)	-1,9580 (7,60)	-2,3940 (9,12)	-2,4360 (9,28)
Inköpstyp - bil	-1,0780 (4,77)	-1,0060 (4,45)	-0,5962 (2,53)	-0,7799 (3,24)
Omsättning/yta				+0,7844 (3,75)
ln L	-1035	-1060	-1136	-1129
p <sup>2</sup>	0,234	0,215	0,159	0,164

I tabell 3.9 visas motsvarande modeller för materialet med påkodade alternativ. Modell 11 är jämförelsemodell.

När ytvariabeln logaritmeras i modell 22 blir parametern 0,8, dvs relativt nära 1. Anpassningen till datamaterialet förbättras något och kostnadsparametern får klart högre signifikans och ökar med ca 70 %. Relationen mellan tids- och kostnadsparametern blir därigenom mer lik relationen i modellerna med uppgivna alternativ.



Tabell 3.9 Attraktivitetsvariabler  
Påkodade alternativ

	11	22	23
Bilkonstant	+0,4311 (2,11)	+0,3109 (1,49)	+0,1495 (0,70)
Busskonstant	-0,6295 (4,65)	-0,5813 (4,22)	-0,6103 (4,30)
Cykelkonstant	-1,3760 (11,32)	-1,4230 (11,59)	-1,5770 (1,31)
Vägd totaltid (min)	-0,0213 (12,76)	-0,0225 (12,76)	-0,0270 (15,98)
Reskostnad (kr)	-0,0974 (5,14)	-0,1629 (7,90)	-0,1958 (9,37)
Butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,3734 (28,31)		
Ln butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )		+0,8235 (25,80)	+1,0 -
Kön - bil	+1,4240 (6,97)	+1,4160 (6,88)	+1,4390 (6,97)
Inköpstyp - reg	-0,4170 (1,88)	-1,7020 (7,57)	-1,8730 (8,36)
Inköpstyp - bil	-1,1440 (5,59)	-1,1740 (5,70)	-1,1750 (5,62)
ln L	-1893	-1885	-1900
p <sup>2</sup>	0,335	0,338	0,333

Med ytparametern låst till 1,0 förstärks mönstret ytterligare (modell 23). Såväl restids- som reskostnadsparametrarna får ökad signifikans och ökad storlek.

De lyckade resultaten med påkodade alternativ och teoretiskt korrekta attraktivitetsvariabler gjorde det motiverat att återigen pröva några alternativa specifikationer som prövats under tidigare skeden i modellutvecklingen. Resultaten visas i tabell 3.10 och 3.11.

Tabell 3.10 Slutliga modeller på Västeråsmaterialet  
Påkodade alternativ

	24	25	26
Bilkonstant	+0,9904 (2,87)	-0,7952 (2,16)	-0,8980 (2,44)
Busskonstant	-0,5801 (4,16)	-3,6390 (15,49)	-3,7530 (16,09)
Cykelkonstant	-1,4540 (11,79)	-1,5130 (7,31)	-1,5220 (7,31)
Vägd totaltid (min)	-0,0245 (13,26)		
Reskostnad (kr)	-0,1572 (7,52)	-0,2026 (5,03)	-0,2338 (6,12)
Ln butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+0,8463 (25,50)	+0,9177 (22,96)	+1,0 -
Kön - bil	+1,3230 (6,34)	+1,3130 (6,27)	+1,3270 (6,32)
Inköpstyp - reg	-1,6830 (7,48)	-1,6790 (7,33)	-1,7010 (7,41)
Inköpstyp - bil	-1,1930 (5,66)	-0,6636 (3,07)	-0,6263 (2,88)
Hushållsstorlek/ antal bilar - bil	-0,2228 (2,57)	-0,2451 (2,83)	-0,2512 (2,90)
Åktid bil + koll (min)		-0,0326 (3,90)	-0,0299 (3,56)
Gångtid (gång hela resan) (min)		-0,1456 (13,58)	-0,1515 (14,49)
Cykeltid (min)		-0,1911 (11,39)	-0,2037 (12,85)
Gångtid till och från fordon (min)		-0,0209 (1,68)	-0,0326 (2,91)
ln L	-1838,5	-1650,5	-1652,5
p <sup>2</sup>	0,346	0,413	0,412

I modell 24 införs åter bilkonkurrensvariabeln. I övrigt är modellen lika med modell 22. Parametern för bilkonkurrens får rätt tecken och blir nu även signifikant. Modellens anpassning till datamaterialet förbättras signifikant. Det är även värt att notera att ytparametern ökar något i storlek.

I modell 25 prövas separata gångtids- och cykeltidsvariabler samt en sammanslagen bil- och kollektivåktidsvariabel. Dessutom prövas en separat spilltidsvariabel som endast innehåller gångtid till och från fordon (bil och buss).

Samtliga åktidsparametrar blir signifikanta. Modellens anpassning förbättras kraftigt. Spilltidsvariabeln blir liten och ej signifikant.

Uppdelningen på separata åktidsvariabler medför att ytparametern stiger och blir ca 0,9, dvs mycket nära 1. I modell 26 prövas därför slutligen att låsa ytparametern till 1.

Modell 26 uppvisar en anpassning som inte är signifikant sämre än modell 25, trots att ytparametern låsts. Största skillnaden blir att nu även spilltidsparametern blir signifikant. Spilltidsvariabelns vikt är visserligen högre än vikten för åktid med bil och buss, men är ändå väl låg.

I modell 27 (tabell 3.11) estimeras separata parametrar även för bilåktid och kollektivåktid. Dessa två parametrar blir ej signifikant skilda från varandra.

I modell 28 prövas om värderingen av gångtiden påverkas av längden på promenaden. Den första parametern mäter inverkan av de första tio minuternas promenad, den andra parametern mäter inverkan av den del av gångtiden som överstiger tio minuter.

Resultaten indikerar att korta promenader värderas mest negativt per minut, dvs att en minuts ändrad gångtid betyder mer vid korta gångtider än vid långa.

Eftersom bil- och kollektivåktiderna ej var signifikant skilda i modell 27 och även gång- och cykeltiderna var av ungefär samma storleksordning prövas i modell 29 med sammanslagna bil- och kollektivåktidsvariabler, respektive gång- och cykeltidsvariabler.

I modell 30 slutligen prövas att utesluta de två dummyvariablerna inköpstyp-bil och inköpstyp-regionalt. Dessa dummyvariabler avser att fånga in olika effekter som uppstår p g a att modellerna innehåller inköp av så olika karaktär. I tidigare estimeringar visade sig dessa variabler ha avgörande betydelse för estimeringsresultaten.

Tabell 3.11 Slutliga modeller på Västeråsmaterialet  
Påkodade alternativ

	27	28	29	30
Bilkonstant	-0,8801 (2,39)	-2,2290 (5,00)	-1,0730 (2,95)	-1,5210 (4,64)
Busskonstant	-3,8310 (13,97)	-5,2170 (13,44)	-3,9170 (17,22)	-4,0040 (18,51)
Cykelkonstant	-1,5190 (7,31)	-3,0340 (8,19)	-2,0310 (16,63)	-2,0900 (17,31)
Reskostnad (kr)	-0,2246 (5,41)	-0,2194 (5,31)	-0,2286 (6,01)	-0,2510 (6,75)
Ln butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	1,0 -	1,0 -	1,0 -	1,0 -
Kön - bil	+1,3300 (6,33)	+1,3510 (6,38)	+1,3350 (6,35)	-1,2940 (6,34)
Inköpstyp - reg	-1,7010 (7,42)	-1,7150 (7,48)	-1,7190 (7,51)	
Inköpstyp - bil	-0,6288 (2,89)	-0,6718 (3,07)	-0,6698 (3,08)	
Hushållsstorlek/ antal bilar - bil	-0,2519 (2,91)	-0,2657 (3,05)	-0,2566 (2,95)	-0,2638 (3,13)
Åktid bil (min)	-0,0330 (3,27)	-0,0341 (3,40)		
Åktid koll (min)	-0,0271 (2,76)	-0,0298 (3,03)		
Åktid bil + koll			-0,0314 (3,74)	-0,0282 (3,40)
Gångtid (gång hela resan) min	-0,1516 (14,51)			
Gångtid ≤ 10 min		-0,3480 (8,51)		
Gångtid > 10 min		-0,1147 (10,66)		
Cykeltid (min)	-0,2043 (12,86)	-0,2013 (12,32)		
Gång + cykeltid			-0,1701 (18,30)	-0,1761 (19,44)
Gångtid till och från fordon (min)	-0,0334 (2,95)	-0,0356 (3,15)	-0,0336 (3,01)	-0,0566 (5,48)
ln L	-1652,3	-1640,0	-1656,7	-1707,1
p2	0,412	0,417	0,418	0,393

När de två dummyvariablerna utesluts i modell 30 försämrans visserligen anpassningen till datamaterialet. Spilltidsparametern blir dock större och mer rimlig och övriga parametrar påverkas endast måttligt. Bilkonstanten ökar naturligt nog eftersom en dummyvariabel som verkat på bilalternativet tagits bort. Eftersom de två dummyvariablerna syftat till att korrigeras för olika effekter som vi inte kunnat få med explicit i de övriga förklaringsvariablerna är det en fördel att kunna utesluta dem.

Om åktid bil och kollektivt ges vikten 1 får övriga tidskomponenter följande vikter i modell 30:

Komponent	Vikt
Åktid bil och kollektivt	1,0
Gång- och cykeltid	6,2
Gång till fordon	2,0

Att gå eller cykla till ett inköpsställe värderas således ca 6 gånger så negativt per minut som att åka bil eller buss.

Spilltiden värderas ca 2 gånger högre än åktiden i fordon.

Sammantaget är modell 30 en rimlig modell där samtliga parametrar är signifikanta och teoretiskt väl-motiverade. Även relationerna mellan de olika parametrarna är rimliga.

Det är troligt att ytterligare marginella förbättringar kan uppnås genom förfiningar av modellspecifikationen. Sådana försök faller dock utanför ramen för föreliggande projekt som främst syftar till att studera olika metodfrågor.

### Slutsatser

Försöken med mer teoretiskt välgrundade attraktivitetsvariabler har lett till ytterligare förbättringar av modellresultaten. Särskilt stora är förbättringarna när påkodade alternativ används, vilket ytterligare understryker fördelen med denna metod.

Ju mer fullständig modellspecifikationen är och ju bättre modellen är rent statistiskt, desto närmare 1 blir värdet på parametern för storleksvariabeln. Resultaten förbättras ytterligare när ytparametern låses till värdet 1,0.



### 3.9 Strukturerade modeller

De modeller som hittills redovisats är simultana modeller för valet av färdmedel och färdmål. I kapitel 2 visas att en sådan simultan modell kan delas upp i två separata delmodeller. De två modellerna kan estimeras i en viss sekvens. Om vi antar att färdmedelsvalet behandlas på en lägre nivå och färdmålsvalet på en högre, erhålls följande struktur:



Färdmedelsvalsmodellen estimeras då först med de olika färsätten till den valda destinationen som alternativ i modellen. När färdmedelsvalsmodellen estimerats används denna för att beräkna den sk logsumvariabeln som ingår i färdmålsvalsmodellen. Av teoretiska skäl (se kapitel 2) måste logsumparametern vid estimeringen av färdmålsvalsmodellen få ett värde mellan 0 och 1. Erhålls ej detta måste strukturen vändas, eller modellspecifikationen ändras.

För valet av färdmedel och färdmål antas allmänt att färdmedelsvalet bör behandlas på den undre nivån. Argumentet för detta är bl a att detta val kan behandlas bättre rent modellmässigt än färdmålsvalet, vilket bör ge en lägre varians för slump termen för färdmedelsvalet, vilket i sin tur innebär att detta val måste ligga underst (se kapitel 2).

Det första steget när en strukturerad modell för färdmedels- och färdmålsval skall estimeras är således att estimeras en färdmedelsvalsmodell för de olika alternativa färdmedlen till den valda destinationen. I tabell 3.12 visas en sådan modell, samt som jämförelse även modell 23 för det simultana valet.

Tabell 3.12 Färdmedelsvalsmodeller för Västerås-  
materialet. Påkodade alternativ

	23 simultan modell	31 färdmedelsval
Bilkonstant	+0,1495 (0,70)	-0,7859 (2,68)
Busskonstant	-0,6103 (4,30)	-1,7090 (5,95)
Cykelkonstant	-1,5770 (1,31)	-1,2770 (9,09)
Vägd totaltid (min)	-0,0270 (15,98)	-0,0286 (7,68)
Reskostnad (kr)	-0,1958 (9,37)	+0,5082 (5,00)
Ln butiksyta/gren (tiotusental m <sup>2</sup> )	+1,0 -	
Kön - bil	+1,4390 (6,97)	+1,3430 (6,06)
Inköpstyp - reg	-0,8730 (8,36)	
Inköpstyp - bil	-1,1750 (5,62)	+0,0117 (0,05)
p <sup>2</sup>	0,335	0,423

Av tabellen framgår att reskostnadsvariabeln får fel tecken i modellen som enbart behandlar färdmedelsvalet. Dett problem kvarstår när olika alternativa modeller estimeras, t ex modeller med uppgivna alternativ, modeller för enbart dagligvaruinköp eller modeller med alternativa variabelspecifikationer.

Huvudorsaken till problemen med reskostnadsvariabeln är den samvariation som finns mellan restid och reskostnad. När variationen i datamaterialet blir liten, som i den rena färdmedelsvalsmodellen, får reskostnadsvariabeln fel tecken. Den simultana modellen utnyttjar informationen om restider och reskostnader tillsammans de aktuella destinationerna och uppvisar därmed en betydligt större variation i indata.

Eftersom reskostnadsvariabeln är en nyckelvariabel i modellerna är det inte meningsfullt att estimerade strukturerade modeller med stegvis estimering på Västeråsmaterialet.

### 3.10 Validering av modellerna

I detta avsnitt visas modellernas förmåga att åter skapa observationsmaterialet. Beräkningen görs så att varje individs faktiska variabelvärden används för att beräkna individens sannolikhet för vart och ett av de alternativ som ingår i alternativmängden. Beräkningen görs för samtliga individer i urvalet. De summerade sannolikheterna utgör de modellberäknade andelarna för respektive alternativ.

Här visas resultaten för två modeller, dels den enkla modell 23, dels en av de totalt sett bästa modellerna, (nr 26). Resultaten visas i tabell 3.13 (modell 23) och tabell 3.14 (modell 26).

Eftersom modellerna innehåller färdmedelskonstanter för alla färd sätt utom ett stämmer de totala färdmedelsandelarna fullständigt. Båda modellerna åter skapar mycket väl observationsmaterialets fördelning på alternativ.

En jämförelse mellan tabellerna visar dock att modell 26, som har högre parametersignifikanser och högre  $p^2$ -värde, åter skapar observationsmaterialet bättre än modell 23. Förbättringen är olika stor för olika alternativ. Exempel på alternativ som återges klart bättre är:

- bil till Västerås centrum
- cykel till Västerås centrum
- bil till OBS stormarknad
- gång till Råby centrum
- gång till Pettersbergs centrum

Motsvarande validering har även utförts för andra modeller. Resultaten visar att de bästa modellerna med påkodade alternativ åter skapar observationsmaterialets faktiska val ungefär lika bra som de bästa modellerna med uppgivna alternativ.

Resultaten visar dock även att alternativ som mycket få personer faktiskt uppgett att de överväger kan riskera att bli överskattade om de kodas på för en stor andel av observationerna. I det aktuella materialet gäller detta främst Köpings centrum som egentligen ligger utanför det studerade området, men som ändå kodats på till alla observationer i Kolbäck och Dingtuna. Problemet kan minskas genom bättre kriterier för alternativpåkodningen eller genom särskilda destinationskonstanter för de alternativ där modellerna stämmer sämst.

Tabell 3.13 Modellens förmåga att återskapa  
 observationsmaterialet.  
 Modell 23. Procentuella andelar

		Bil	Buss	Cykel	Gång	Summa
1 Västerås centrum	V	26,1	10,2	0,8	1,0	38,1
	B	20,6	8,5	4,6	2,2	35,9
2 Köpings centrum	V	0,3	0,0	0,0	0,0	0,3
	B	4,2	0,1	0,0	0,0	4,3
3 Hallstahammars centrum	V	5,8	1,2	0,0	0,0	7,0
	B	5,9	0,1	0,0	0,0	6,0
4 OBS stormarknad	V	4,1	0,0	0,0	0,0	4,1
	B	6,8	1,1	0,0	0,0	7,9
5 Bäckby centrum	V	2,9	0,0	2,4	2,4	7,7
	B	5,0	0,8	1,4	2,8	10,0
6 Råby centrum	V	1,4	0,1	2,0	4,9	8,4
	B	3,5	0,3	1,4	3,5	8,7
7 Pettersbergs centrum	V	1,3	0,1	0,5	4,0	5,9
	B	0,8	0,2	0,4	1,6	3,0
8 Kolbäcks centrum	V	4,4	0,0	2,2	2,5	9,1
	B	3,8	0,0	1,9	5,0	10,7
9 Vivo Prisa	V	2,8	0,0	0,4	1,9	5,1
	B	1,6	0,1	0,4	0,9	3,0
10 ICA Trivselköp	V	0,2	0,0	0,1	0,2	0,5
	B	0,1	0,1	0,0	0,1	0,3
11 ICA Dingtuna Torg	V	2,6	0,0	2,2	1,9	6,7
	B	0,9	0,0	0,8	2,6	4,3
12 Vänsta Mjölkl & Speceri	V	0,1	0,0	0,4	0,7	1,2
	B	0,1	0,0	0,0	0,2	0,3
13 Ringköp Vetterslund	V	3,8	0,0	0,5	0,3	4,6
	B	2,0	0,3	0,6	1,1	4,0
14 Ringköp Köpingsvägen	V	1,2	0,0	0,0	0,0	1,2
	B	1,0	0,0	0,1	0,1	1,2
15 Vallby centrum	V	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	B	0,6	0,2	0,0	0,0	0,8
Summa	V	56,9	11,6	11,6	19,9	100,0
	B	56,9	11,6	11,6	19,9	100,0

V = verklig andel  
 B = beräknad andel

Tabell 3.14 Modellens förmåga att återskapa  
observationsmaterialet.  
Modell 26. Procentuella andelar

		Bil	Buss	Cykel	Gång	Summa
1 Västerås centrum	V	26,1	10,2	0,8	1,0	38,1
	B	24,3	8,7	1,5	0,3	34,8
2 Köpings centrum	V	0,3	0,0	0,0	0,0	0,3
	B	3,7	0,3	0,0	0,0	4,0
3 Hallstahammars centrum	V	5,8	1,2	0,0	0,0	7,0
	B	5,7	0,5	0,0	0,0	6,2
4 OBS stormarknad	V	4,1	0,0	0,0	0,0	4,1
	B	4,8	0,9	0,0	0,0	5,7
5 Bäckby centrum	V	2,9	0,0	2,4	2,4	7,7
	B	4,8	0,4	1,9	2,5	9,6
6 Råby centrum	V	1,4	0,1	2,0	4,9	8,4
	B	3,3	0,2	2,3	4,9	10,7
7 Pettersbergs centrum	V	1,3	0,1	0,5	4,0	5,9
	B	0,8	0,1	1,1	3,3	5,3
8 Kolbäcks centrum	V	4,4	0,0	2,2	2,5	9,1
	B	3,6	0,0	2,5	4,2	10,3
9 Vivo Prisa	V	2,8	0,0	0,4	1,9	5,1
	B	1,4	0,1	0,6	1,2	3,3
10 ICA Trivselköp	V	0,2	0,0	0,1	0,2	0,5
	B	0,1	0,0	0,1	0,1	0,3
11 ICA Dingtuna Torg	V	2,6	0,0	2,2	1,9	6,7
	B	0,8	0,0	1,0	2,5	4,3
12 Vänsta Mjök & Speceri	V	0,1	0,0	0,4	0,7	1,2
	B	0,1	0,0	0,1	0,4	0,6
13 Ringköp Vetterslund	V	3,8	0,0	0,5	0,3	4,6
	B	1,8	0,2	0,5	0,5	3,0
14 Ringköp Köpingsvägen	V	1,2	0,0	0,0	0,0	1,2
	B	0,9	0,0	0,0	0,0	0,9
15 Vallby centrum	V	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	B	0,5	0,1	0,0	0,0	0,6
Summa	V	56,9	11,6	11,6	19,9	100,0
	B	56,9	11,6	11,6	19,9	100,0

V = verklig andel  
B = beräknad andel



### 3.11 Tidsvärden

Tidsvärdet ges av relationen mellan tids- och kostnadsparametrarna (se kapitel 2), vilket är anledningen till att vi i föregående avsnitt fäst särskild vikt vid relationen mellan dessa parametrar.

I tabell 3.15 visas tidsvärdena för de fyra slutmodellerna för materialet med uppgivna alternativ.

Tabell 3.15 Tidsvärden i 1975 års prisnivå.  
Uppgivna alternativ

Modell	Anm	Tidsvärde kr/timme vägd totaltid
7	ej logaritmerad storleksvariabel	7,70
19	logaritmerad storleksvariabel	7,10
20	parameter = 1	7,10
21	- " -	6,30

Tidsvärdena för de fyra modellerna ligger i intervallet 6,30 - 7,70 kr/timme i 1975 års prisnivå. Tidsvärdena är ej signifikant skilda från varandra på 95 %-nivån.

Trots att absolutbeloppen på tidsparametrarna varierar kraftigt (mellan 0,009 och 0,020) är således tidsvärdena mycket stabila.

Tabell 3.16 Tidsvärden i 1975 års prisnivå.  
Påkodade alternativ

Modell	Anm	Tidsvärde kr/timme vägd totaltid
11	ej logaritmerad storleksvariabel	13,10
22	logaritmerad storleksvariabel	8,30
23	parameter = 1	8,30
24	logaritmerad storleksvariabel	9,30

Inte heller de olika tidsvärdena för materialet med påkodade alternativ är signifikant skilda på 95 %-nivån. De är ej heller signifikant skilda från tidsvärdena för materialet med uppgivna alternativ. Av tabellerna framgår dock att tidsvärdena genomgående ligger högre när alternativen kodats på.

När storleksvariabeln ej logaritmerats blir tidsvärdet högt. Med en mer teoretiskt korrekt specifikation blir tidsvärdet lägre och skillnaden mot modellerna med uppgivna alternativ blir måttlig.

Tabell 3.17 Tidsvärden i 1975 års prisnivå.  
Uppdelade tidskomponenter

Modell	Komponent	kr/timme Tidsvärde
25	åktid bil + koll	9,70
	gångtid till och från fordon	ej sign
	gångtid, gång hela vägen cykeltid	43,10 56,60
27	åktid bil	8,80
	åktid koll	7,20
	gångtid	40,50
	cykeltid	54,60
	spilltid	8,90
30	åktid bil + koll	6,70
	gång- + cykeltid	42,10
	spilltid	13,50

Med separata tidsvariabler för de olika färdssätten blir tidsvärdena för bil- och kollektivåktid av samma storleksordning som för den vägda totaltiden. Tidsvärdet för cykeltid och gångtid (hela resan) blir ca 5 gånger högre.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att tidsvärdena är relativt stabila vid olika modellspecifikationer.

En teoretiskt korrekt specifikation av attraktivitetsvariablerna visar sig framförallt vid påkodade alternativ ha betydelse för tidsvärdena. De tidsvärden som erhålls i de slutliga modellerna ligger inom intervallet 6,30 - 9,30 kr/timme för vägdd totaltid (i 1975 års prisnivå) och inom intervallet 6,70-9,70 för åktid i fordon.

### 3.12 Slutord

De modeller som tidigare utvecklats för Västerås-materialiet utgjorde de första försöken i Sverige att utveckla disaggregerade modeller för andra ärenden än arbetsresor och för andra val än färdmedelsval. Försöken var framgångsrika i så måtto att resultaten visade att rimliga modellresultat kan erhållas för färdmedels- och färdmålsvalet vid inköpsresor.

De tidigare modellerna uppvisade dock brister som begränsar deras praktiska användbarhet:

- o endast ett begränsat antal förklaringsvariabler ingick i modellerna
- o alla variabler var ej teoretiskt välmotiverade

- o modellernas kostnadsparameter var i allmänhet ej signifikant skild från noll
- o modellerna hade ej separata restidsparametrar för olika färdsätt och olika tidskomponenter.

Det analysarbete som nu utförts visar att det är möjligt att eliminera de tidigare svagheter. De slutligen erhållna modellerna innehåller fler variabler än de tidigare. Alla variabler är teoretiskt välmotiverade och signifikansnivåerna ligger generellt sett långt högre än tidigare. Det har dessutom nu visat sig möjligt att estimeras separata restidsparametrar för olika färdsätt och för olika tidskomponenter.

Hur har då denna förvandling av modellresultaten kunnat ske?

Ett första viktigt steg var att korrigeras Västerås-urvalets snedhet genom att använda viktad estimering. Särskilt vid enkla modellspecifikationer visade sig denna korrektion ha direkt avgörande betydelse för modellresultatets kvalitet.

Västeråsmodellerna innehåller olika typer av inköpsresor. Resmönstren skiljer sig påtagligt för dagligvaruinköp och sällanvaruinköp. Modellresultaten förbättrades vid de inledande modellspecifikationerna signifikant när dummyvariabler inkluderades för att ta hänsyn till dessa skillnader. Vid de slutliga modellspecifikationerna visade sig dessa dummyvariabler ej längre vara nödvändiga.

Modellresultaten förbättras även när samma datakällor används för både valda och icke valda alternativ. Slutsatsen av detta är att det vid datainsamlingen varken är nödvändigt eller önskvärt att samla in mer information om det valda alternativet än om övriga alternativ. Härigenom kan även kostnaden för datainsamlingen minskas.

När Västeråsmaterialet samlades in fick intervjupersonerna själva uppge vilka alternativa färdsätt och färdmål de övervägt för den aktuella resan. När alternativen istället kodas på efter vissa enkla kriterier förbättras modellresultaten påtagligt. Resultatet tyder antingen på att intervjupersonerna har svårt att överhuvud taget ange vilka alternativ de verkligen överväger, eller alternativt på att intervjupersonerna bara anger de bästa alternativen vilket medför att spridningen i variabelvärdena minskar.

Modellerna med påkodade alternativ är inte bara rent statistiskt bättre, de är även mer stabila när olika specifikationer prövas. Resultatet innebär att vi i framtiden normalt ej behöver fråga om alternativen.

Kostnaderna för datainsamlingen kan härigenom minskas påtagligt. I många fall har det t o m visat sig praktiskt omöjligt att fråga om alternativen. De nu erhållna resultaten visar att detta inte innebär något problem. Det är dock angeläget att mer än hittills försöka kartlägga de restriktioner som styr individernas alternativmängd.

Slutligen förbättras resultaten även när modellernas attraktivitetsvariabler formuleras på ett mer teoretiskt välgrundat sätt.

De erhållna resultaten visar sig således ha praktisk betydelse för vilka data som bör samlas in vid resvaneundersökningar. Resultaten visar även hur de senaste årens teoriutveckling kan leda fram till bättre modeller.

Det är samtidigt viktigt att påpeka att betydelsen av en viss modellförbättring (som t ex viktningen av observationsmaterialet) är beroende av vilken modellspecifikation man utgår ifrån. De här redovisade effekterna är alltså beroende av den ordning de testats i. Att testa varje ändrad modellspecifikation utifrån i övrigt oförändrade förutsättningar har bedömts vara alltför kostsamt. De uppnådda resultaten bör därför ses mot bakgrund av de sammantagna ändringarna i modellspecifikationen.

#### 4. GÖTEBORGS MATERIALET

##### 4.1 Inledning

Inom Göteborgsprojektet utvecklades modeller för hur trafikanterna i Göteborg väljer färdmedel när de åker till arbetet. Projektet genomfördes åt Göteborgs Spårvägar (GS) och syftade till att ge modeller som var direkt användbara i den praktiska planeringen.

För att underlätta den praktiska användningen av modellerna har ett särskilt interaktivt programpaket utvecklats. Programmet möjliggör att prognosberäkningar utförs i dialogform vid bildskärmsterminal.

Datamaterialet för projektet samlades in genom att en intervjuundersökning genomfördes under våren 1982. Intervjuerna genomfördes per telefon och omfattade totalt ca 2 000 förvärvsarbetande. Den totala svarsprocenten i undersökningen blev ca 80 %.

Intervjuundersökningen har kompletterats med uppgifter från andra källor. Gångavstånd till och från hållplats har mätts på karta. Bil- och kollektivrestider har kodats på från trafiknät respektive Göteborgs Spårvägars trafikantinformationssystem.

Projektet dokumenteras i rapporten "Färdmedelsval för arbetsresor i Göteborg".

Genom det intresse och tillmötesgående som GS visade under projektet var det möjligt att även samla in en rad uppgifter av forskningsintresse. Dessa uppgifter analyseras och redovisas dels inom föreliggande projekt, dels i ett särskilt projekt som bedrivs på uppdrag av Vägverket.

Inom föreliggande projekt studeras särskilt trafikanternas värdering av olika trafikstandardkomponenter, möjligheten att använda strukturerade logitmodeller, möjligheten att koda på alternativ, samt slutligen också trafikanternas hastighet när de går eller cyklar.

Endast de delar som vidareutvecklats redovisas i föreliggande rapport. För en fullständig redovisning av övriga resultat hänvisas till den nämnda rapporten.

Det projekt som bedrivs åt Vägverket syftar till att utveckla modeller för bilinnehav och tillgång till bil inom hushållet.



#### 4.2 Sammanfattning av tidigare analysresultat

Inom projektet för Göteborgs Spårvägar utvecklades två huvudtyper av modeller.

För det första analyserades valet mellan att åka bil som förare eller att åka kollektivt. Analysen genomfördes för de personer som hade i stort sett oinskränkt tillgång till de två färd-sätten. Tidigare redovisade svenska erfarenheter av trafikanternas värdering av olika trafikstandardkomponenter bygger praktiskt taget uteslutande på analysresultat som avser denna valsituation

För det andra analyserades valet mellan att åka bil som förare, åka kollektivt, cykla eller gå. I denna analys medtogs samtliga förvärvsarbetande som hade någon valmöjlighet. 65-70 % av de intervjuade uppgav att de hade möjlighet att välja mellan olika färd-sätt vid resan till och från arbetet. Resultaten från denna analys är således mer generella än resultaten från analysen av det mer begränsade valet mellan bil och kollektivtrafik.

Tabellen nedan visar slutmodellerna som erhöles för de två olika valsituationerna. Förutom de estimerade parametervärdena visas även inom parentes t-värden, samt modellernas anpassning till datamaterialet ( $p^2$ -mättet).

Tabell 4.1

	Val mellan bil och kollektivt 1	Val mellan alla färdsätt 2
Bilkonstant	+0,7289 (1,92)	-0,0808 (0,32)
Cykelkonstant		-0,5978 (1,76)
Gångkonstant		+1,1650 (3,78)
Direktbusskonstant		+0,6983 (2,91)
Åktid bil eller kol- lektivt (minuter)	-0,0242 (2,35)	-0,0115 (2,28)
Total gångtid (minuter)	-0,0774 (4,36)	-0,0539 (8,64)
Åktid cykel (minuter)		-0,0379 (6,23)
Reskostnad (kronor)	-0,1027 (4,52)	-0,0625 (4,66)
Vänte- och bytestid (minuter)	-0,0379 (3,82)	-0,0261 (4,77)
Kön-kollektivt	+1,2040 (3,72)	+0,6726 (3,62)
Bil i arbetet - bil	+2,8920 (2,82)	+1,2230 (3,80)
Andel cykelväg - cykel (procent)		+0,0081 (2,44)
Ärende-bil		+0,7946 (3,51)
Sittplats-kollektivt		-1,0860 (5,79)
Antal observationer	504	1 050
p <sup>2</sup>	0,611	0,352

### Modellen för val mellan bil- och kollektivtrafik

Bilkonstantens tecken innebär att bilalternativet värderas mer positivt än kollektivalternativet om restider, reskostnader och övriga variabler är lika för de två alternativen. Resultatet är rimligt eftersom konstanten fångar in effekten av de variabler som saknas i modellen, t ex möjligheterna att ta med bagage i bilen.

Kostnadsvariabeln mäter den rörliga kostnaden samt parkeringskostnaden för bilalternativet och kostnaden för kollektivresan. Hänsyn tas till att resavdragen påverkar den faktiska kostnaden.

En gemensam parameter estimeras för gångtiden till och från hållplats, samt gångtiden till och från parkering. Även vänte- och bytestiden har en gemensam parameter. Väntetiden är mätt som halva turintervall.

Könsvariabeln är knuten till kollektivalternativet och parametern visar att kvinnor har större sannolikhet att åka kollektivt än männen, även om övriga variabler är lika. Orsaken är sannolikt de könsroller som gör att mannen ofta har "förstahandsrätt" till bilen.

Variabeln för användning av bilen i arbetet fångar in inverkan på färdmedelsvalet av att bilen används i tjänsten. Variabeln antar värdet ett för bilalternativet om bilen används i tjänsten mer än en dag per månad. I övriga fall har variabeln värdet noll. Om bilen ibland används i tjänsten ökar sannolikheten kraftigt för att åka bil till arbetet även övriga dagar.

### Modellen för val mellan samtliga färd sätt

I modellerna för val mellan samtliga färd sätt ingår konstanter för bil-, cykel- och gångalternativen. Modellerna kan innehålla konstanter för samtliga alternativ utom ett. Detta alternativ får då implicit värdet noll på sin konstant. Värdet på övriga konstanter tolkas relativt detta alternativ.

Direktbusskonstanten är en s k dummyvariabel som antar värdet ett om kollektivalternativet är en direktbuss och som annars har värdet noll.

Variabeln "andel cykelväg" mäter hur stor andel av sträckan mellan bostaden och arbetet som utgörs av separat cykelväg (andel i %). Parametern visar att sannolikheten för att cykla ökar påtagligt om andelen cykelväg ökar.

Variabeln för ärende antar värdet ett för bilalternativet om något ärende (t ex hämta eller lämna barn) utförts på väg till eller från arbetet. Parametern visar att sannolikheten för att åka bil ökar mycket starkt om ett ärende skall utföras.

Variabeln för sittplats på det kollektiva färdmedlet är särskilt intressant. Den antar värdet ett för kollektivalternativet om intervjupersonen uppgett att han ej hade (eller skulle fått) sittplats hela vägen. Parameterns negativa tecken visar att sannolikheten att åka kollektivt minskar om sittplats hela vägen inte kan erbjudas. Den negativa effekten av att behöva stå är mycket kraftig.

Samtliga parametrar har förväntat tecken och uppfyller normala statistiska krav.

#### 4.3 Alternativa modellspecifikationer

Inom föreliggande projekt har ett antal ytterligare specifikationer av modellen för samtliga färdmedel prövats. Två ytterligare modeller redovisas i tabell 4.2. I tabellen visas även slutmodellen för val mellan bil och kollektivtrafik.

Innerstadsdummin, som finns med i båda modellerna, antar värdet ett för bilalternativet om arbetsplatsen ligger i Göteborgs innerstad. Parameterns negativa tecken och storlek visar att sannolikheten att åka bil till innerstaden är betydligt lägre än för andra målområden, även när hänsyn tagits till parkeringsavgifter, gångavstånd och kollektivtrafikservice. Resultatet kan sannolikt främst förklaras av att de påkodade nätuppgifterna inte helt återspeglar de sämre trafikförhållandena i innerstaden (trängsel etc). Svårigheterna att överhuvudtaget finna en parkeringsplats ingår ej i de övriga variablerna. Innerstadsdummin visar sig påverka parametern för gångtid till och från parkeringsplats så att denna får en mer rimlig storlek. Innerstadsdummin förbättrar dessutom modellens anpassning till datamaterialet.

I modell 4 prövas med separata parametrar för dels gångtid till och från parkering respektive hållplats, dels vänte- respektive bytestid.

Tabell 4.2

	Val mellan bil och kollektivt		Val mellan alla färdsätt	
	1	3	4	
Bilkonstant	+0,7289 (1,92)	+0,3932 (1,53)	+0,6951 (2,00)	
Cykelkonstant		-0,2461 (6,79)	-0,0732 (1,92)	
Gångkonstant		+1,0500 (2,96)	+1,2200 (3,28)	
Direktbusskonstant		+0,8563 (3,24)	+0,7953 (2,94)	
Åktid bil el kollektivt	-0,0242 (2,35)	-0,0142 (2,90)	-0,0132 (2,56)	
Reskostnad	-0,1027 (4,52)	-0,0550 (4,11)	-0,0560 (4,12)	
Gångtid till o från parkering			-0,0598 (3,73)	
Gångtid till o från hållplats			-0,0315 (1,99)	
Gångtid parkering eller hållplats	-0,0774 (4,36)	-0,0450 (3,97)		
Gång- o cykeltid (hela vägen)		-0,0454 (8,74)	-0,0452 (8,75)	
Väntetid			-0,0201 (2,75)	
Bytestid			-0,0286 (2,87)	
Vänte- + bytestid	-0,0379 (3,82)	-0,0225 (4,08)		
Kön - kollektivt	+1,2040 (3,72)	+0,6729 (3,58)	+0,6886 (3,65)	
Bil i arbetet - bil	+2,8920 (2,82)	+1,1970 (3,66)	+1,1720 (3,58)	
Andel cykelväg - cykel		+0,0089 (2,71)	+0,0090 (2,73)	
Ärende - bil		+0,8110 (3,49)	+0,8333 (3,57)	
Sittplats - kollektivt		-1,1240 (5,89)	-1,1200 (5,84)	
Innerstadsdummy - bil		-0,9496 (3,67)	-0,8769 (3,31)	
Antal observationer	504	1 050	1 050	
p <sup>2</sup>	0,611	0,360	0,361	



### Vikter på restidskomponenter

Värderingen av de olika restidskomponenterna kan aningen anges som restidsvärde (i kronor per timme) eller som relativ vikt, t ex gångtid jämförd med åktid i fordon.

De tre redovisade modellerna i tabell 4.2 ger ett tidsvärde för åktid i fordon på 14-15 kr/timme i 1982 års prisnivå. De tre modellernas resultat är således mycket samstämmiga.

Alternativa modellspecifikationer (t ex olika variabelinnehåll) kan ge olika tidsvärden. Tidsvärdet i modellen för val mellan bil och kollektivtrafik har visat sig mycket stabilt vid alternativa specifikationer. Tidsvärdet i modellen för samtliga färd sätt är mer känsligt för specifikationen.

Om vikten för åktid med sittplats sätts till 1,0 erhålls följande relativa vikter för olika restidskomponenter.

	Val mellan	Samtliga färdmedel	
	bil och kollektivtrafik	3	4
	1		
Åktid	1,0	1,0	1,0
Gångtid till parkering	-	-	4,5
Gångtid till hållplats	-	-	2,4
Gångtid parkering eller hållplats	3,2	3,2	-
Gångtid och cykeltid	-	3,2	3,4
Väntetid	-	-	1,5
Bytestid	-	-	2,2
Vänte + bytestid	1,6	1,6	-

I modellen för val mellan bil och kollektivtrafik får gångtidsparametern vikten 3,2 och vänte- och bytestidsparametern vikten 1,6.

När modellen för val mellan samtliga färdmedel specificeras på samma sätt (modell 3) erhålls samma vikter. Vi kan således konstatera att det inte tycks finnas några skillnader i värderingen av standardkomponenterna mellan dem som har tillgång till bil (och väljer mellan denna och kollektivalternativet) och samtliga förvärvsarbetande. Resultatet är vik-

tigt eftersom det tidigare ibland hävdats att den begränsade gruppen som har full valmöjlighet mellan bil- och kollektivalternativen kan vara speciell och avvikande i sina värderingar.

Tiden att gå hela vägen till och från arbetet, respektive att cykla till och från arbetet, får en hög vikt, drygt 3.

När gångtidsparametern delas upp visar det sig att gångtiden till och från hållplats får vikten 2,4 (vilket relativt väl ansluter till resultaten från andra studier) och gångtiden till och från parkering får den mycket höga vikten 4,5.

Gångtiden till och från parkering är normalt kort. Tiden är ej objektivt mätt utan intervjupersonerna har själva fått uppge den. Tiden är därför ofta avrundad till hela femtal. Den skattade vikten kan därmed anses vara osäker.

Gångavståndet till och från hållplats har mätts på karta och är därmed säkrare bestämt.

Uppdelningen med separata parametrar för vänte- och bytestid ger en högre vikt för bytestid än för väntetid.

Väntetiden mäts som halva turintervallet. Vid gles turtäthet är därför en betydande del av väntetiden "dold" väntetid som tillbringas i hemmet eller på arbetsplatsen. Bytestiden tillbringas helt vid hållplatsen. Det är därför rimligt att vänta sig att väntetiden i genomsnitt värderas något mindre negativt än bytestiden.

#### 4.4 Värdering av vänte- och bytestid

##### Icke-linjära funktionssamband

En allt större del av väntetiden tillbringas i hemmet eller på arbetet ju lägre turtätheten är. Det är därför en rimlig hypotes att väntetidsvikten bör sjunka med längden på väntetiden.

Eftersom bytestiden faktiskt tillbringas vid hållplatsen är det rimligt att anta att bytestidsvikten i stället stiger med bytestidens längd, dvs att varje bytestidsminut känns mer och mer obehaglig ju längre bytestiden är.

För att pröva hur vänte- respektive bytestidens längd påverkar vikterna, estimerades ett antal modeller med separata parametrar beroende på tidens längd. Den exakta klassindelningen är naturligtvis förhållandevis godtycklig och avgörs i praktiken av hur observationsmaterialet fördelar sig på olika vänte- och bytestider.

I tabell 4.3 visas de skattade parametrarna när en separat parameter används för den del av tiden som understiger 20 minuter per dag (dvs 10 minuter per riktning), respektive den del som överstiger 20 minuter per dag.

Variabeln "0-20" antar således värdet för vänterespektive bytestiden vid tider upp till 20 minuter per dag och värdet 20 för tider däröver. Variabeln "21-" antar värdet 0 vid tider under 20 minuter och värdet "tid-20" för tider över 20 minuter.

Signifikanserna för de uppdelade parametrarna är relativt låga. Ingen av parametrarna är signifikant på 95 %-nivån, vilket normalt eftersträvas. Samtliga är dock signifikanta på 80 %-nivån. Parametrarna har visat sig stabila vid alternativa modellspecifikation. Även om de låga signifikanserna gör att resultaten måste behandlas med försiktighet, är det ändå möjligt att dra flera slutsatser.

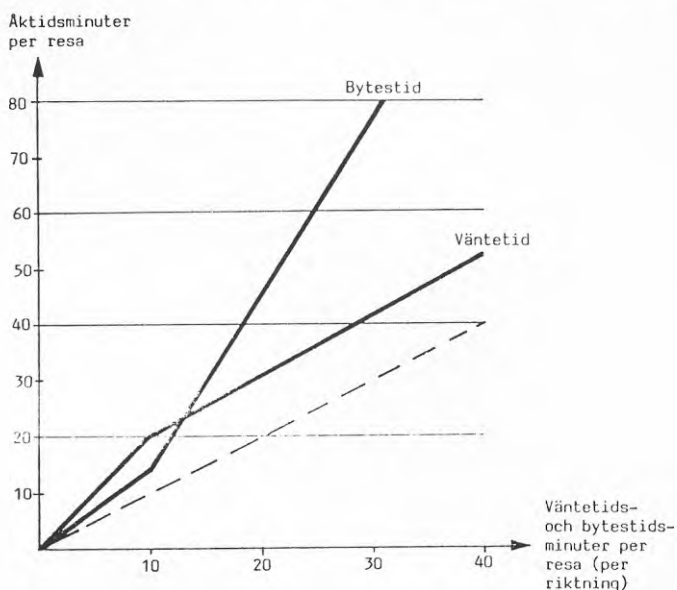
Resultaten styrker de inledningsvis redovisade hypoteserna. Korta väntetider värderas ungefär dubbelt så negativt som åktiden. Den del av väntetiden som överstiger 20 minuter per dag värderas endast betydligt högre än åktiden i fordon.

Bytestiden värderas enligt modellresultatet 1,4 gånger så negativt som åktiden vid kortare bytestider. Den del av bytestiden som överstiger 20 minuter per dag (10 minuter per riktning) värderas drygt tre gånger så negativt som åktiden.

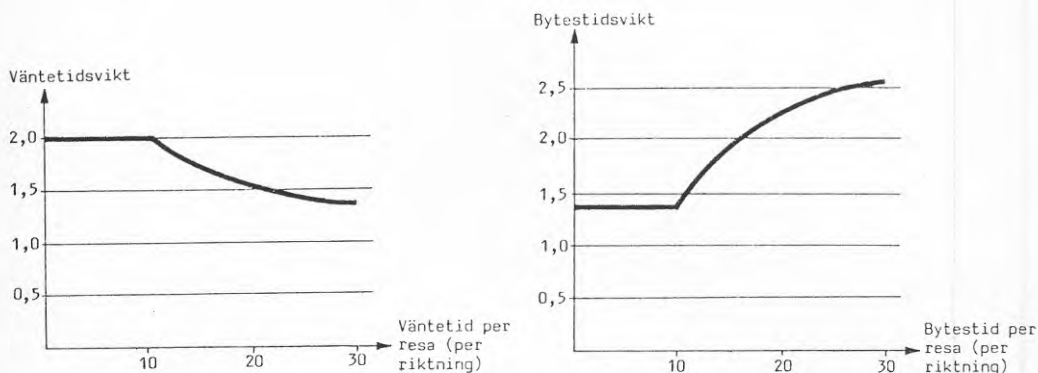
Tabell 4.3

	Parameter	Vikt om åktid = 1,0
	5	
Bilkonstant	+0,6766 (1,68)	
Cykelkonstant	-0,1424 (3,33)	
Gångkonstant	+1,1470 (2,78)	
Direktbusskonstant	+1,2940 (2,97)	
Åktid bil eller kollektivt	-0,0141 (2,68)	1,0
Gångtid bil	-0,0662 (3,75)	
Gångtid kollektivt	-0,0314 (1,98)	
Gång- och cykeltid	-0,0450 (8,71)	
Reskostnad	-0,0565 (4,16)	
Väntetid 0-20	-0,0285 (1,59)	2,0
" 21-	-0,0151 (1,34)	1,1
Bytestid 0-20	-0,0193 (1,34)	1,4
" 21-	-0,0445 (1,90)	3,2
Kön - kollektivt	+0,7018 (3,71)	
Bil i arbetet - bil	+1,1810 (3,61)	
Andel cykelväg - cykel	+0,0089 (2,71)	
Ärende - bil	+0,8352 (3,57)	
Trängsel - kollektivt	-1,1500 (5,93)	
Innerstadsdummy - bil	-0,8681 (3,28)	
Antal observationer	1 050	
$p^2$	0,362	

I figuren nedan visas hur väntetids- och bytestidsfunktionerna ser ut grafiskt. Kurvorna visar vilken åktid olika vänte- respektive bytestider motsvarar. Axlarna är graderade i minuter per enkel resa.



Med ett större observationsmaterial skulle det vara möjligt att estimerar fler än två separata parametrar och att dessutom få bättre signifikanser för dessa. Med fler parametrar skulle sambanden bli utjämnade. Behovet av detta framgår särskilt väl av figurerna nedan som redovisar vilken väntetids- respektive bytestidsvikt som erhålls vid olika långa vänte- och bytestider.





Med indelning i fler klasser skulle väntetidsvikten sannolikt bli ännu högre för korta väntetider. Bytestiden består dels av tid för att gå från det ena fordonet till det andra, dels väntetid vid hållplats (eller eventuellt inne i fordon). Korta bytestider borde därför ha en vikt som ungefär överensstämde med vikten för korta väntetider (vilka till dominerande del består av väntetid vid hållplats), respektive vikten för gångtid.

Parametern för korta bytestider är således sannolikt väl låg. Den har också låg signifikans.

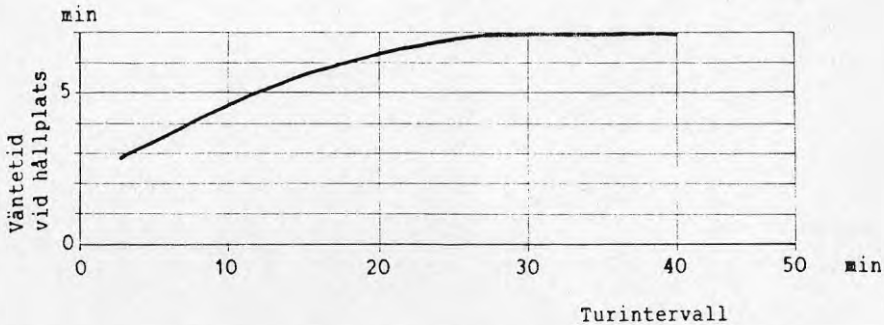
Sammanfattningsvis kan vi konstatera att de erhållna resultaten är en tydlig indikation på att vänte- och bytestidsvärderingen är olika vid olika långa tider. Mer omfattande studier behövs dock för att göra det möjligt att få mer detaljerade och statistiskt säkrare samband.

Resultaten innebär också att det är svårt att jämföra vänte- och bytestidsvikter mellan olika undersökningar, om den genomsnittliga vänte- eller bytestiden skiljer sig åt mellan undersökningarna.

#### Väntetid vid hållplats och dold väntetid

Huvudargumentet för uppdelningen av väntetidsparametern ovan är att den faktiska väntetiden vid hållplatsen bör värderas mer negativt än den dolda väntetiden i hemmet.

TFD:s PLANK-utredning anger följande uppmätta empiriska samband mellan kollektivtrafikförbindelsens turintervall och trafikanternas genomsnittliga faktiska väntetid vid hållplatsen:



Funktionssambandet i figuren ges av ekvationerna:

$$\begin{aligned} \text{väntetid vid hållplats} &= 1,3 + 0,34 \times T - 0,005 \times T^2 \\ &\text{för } T > 30 \\ - \quad " \quad - &= 7 \text{ min för } T > 30 \end{aligned}$$

där  $T$  = turintervallet.

Trafikanternas faktiska uppmätta väntetid vid hållplatsen ökar således upp till ett turintervall av 30 minuter då den planar ut vid 7 minuters väntetid.

I modellerna 6-8 i tabell 4.4 prövas att använda en variabel för väntetid vid hållplats som beräknats i enlighet med PLANK-sambandet. Den dolda väntetiden har beräknats som halva turintervallet minus väntetiden vid hållplats.

Tabell 4.4 Parametrar för dold väntetid och väntetid vid hållplats

	6	7	8
Väntetid vid hållplats	-0,0660 (1,11)	-0,1157 (3,29)	-0,0609 (1,01)
Dold väntetid	-0,0178 (1,01)		
- " - utan flex			-0,0232 (1,14)
- " - med flex			-0,0134 (0,70)

I tabellen redovisas enbart väntetidsparametrarna (och deras t-värden). I övrigt är modellernas specifikation identisk med modell 5 i tabell 4.3.

Signifikanserna för väntetidsparametrarna i tabellen är i allmänhet låga. Trots detta är de erhållna viktterna av intresse.

Tabell 4.5 Vikter för dold väntetid och väntetid vid hållplats

	6	7	8
Åktid	1,0	1,0	1,0
Väntetid vid hållplats	5,0	8,6	4,7
Dold väntetid	1,4		
- " - utan flex			1,8
- " - med flex			1,0

I modell 6 får väntetiden vid hållplats vikten 5,0 och den dolda väntetiden vikten 1,4. Väntetiden vid hållplats värderas således mycket negativt av trafikanterna. Även den dolda väntetiden värderas mer negativt än åktiden.

Problemen med låga signifikanser orsakas främst av samvariation mellan parametrarna (de är ju samtliga beräknade som funktioner av turintervallet). I modell 7 prövas att utesluta den dolda väntetiden. Både vikten och signifikansen för hållplatsväntetiden ökar därmed kraftigt. Vikten blir hög eftersom parametern även fångar in betydelsen av den ej medtagna dolda väntetiden.

I modell 8 estimeras separata parametrar för dold väntetid för de individer i urvalet som har respektive inte har flexitid. Signifikanserna för parametrarna blir låga, men de får båda rätt tecken. Resultaten visar som väntat att personer som saknar flexitid värderar den dolda väntetiden mer negativt än personer som har flexitid och alltså har möjlighet att anpassa arbetstiderna efter kollektivtrafikens tider. Intressant nog tyder dock resultaten på att även personer med flexitid värderar den dolda väntetiden ungefär lika negativt som åktiden.

Generellt sett kan konstateras att vikterna på väntetiden vid hållplats verkar mycket höga. Vikterna kan jämföras med tidigare redovisade vikter för bytestid. Bytestiden är sammansatt av dels gångtid mellan fordon, dels väntetid vid hållplats. Eftersom bytestidsvikten blir drygt 2 (modell 3) ter sig de erhållna vikterna för faktisk väntetid vid hållplats väl höga.

#### 4.5 Värdering av sittplats

##### Värdering av olika grad av trängsel

I slutmodellerna för val mellan samtliga färdmedel redovisas en parameter för betydelsen av att ha sittplats hela vägen på kollektivtrafiken. Ingen skillnad görs där på hur trångt trafikanten måste stå. Separata parametrar har dock även estimerats för olika trängselsituationer.

Sittplats del av resan	-1,0220 (3,66)
Stå hela resan men ej trångt	-1,1870 (3,17)
Stå trångt hela resan	-1,1300 (3,40)

De tre parametrarna blir samtliga signifikanta, men deras storlekar är ej signifikant skilda från varandra.

Om värderingen av att tvingas stå antas variera med tiden man står, måste även denna tid tas med när

parametrarna i tabellen jämförs. För den första kategorin - dvs de trafikanter som bara står en del av resan - vet vi inte hur lång ståtiden är. För de två sista kategorierna gäller följande medelrestider:

	Medelåktid kollektivt (min per dag)
Stå hela resan men ej trångt	44
Stå trångt hela resan	45

De två grupperna har nästan exakt samma kollektivåktid. Slutsatsen blir att trafikanterna framför allt tycks värdera tillgången till sittplats. Om man måste stå, tycks de skillnader i trängsel som finns i Göteborg inte vara av avgörande betydelse för valet av färdmedel.

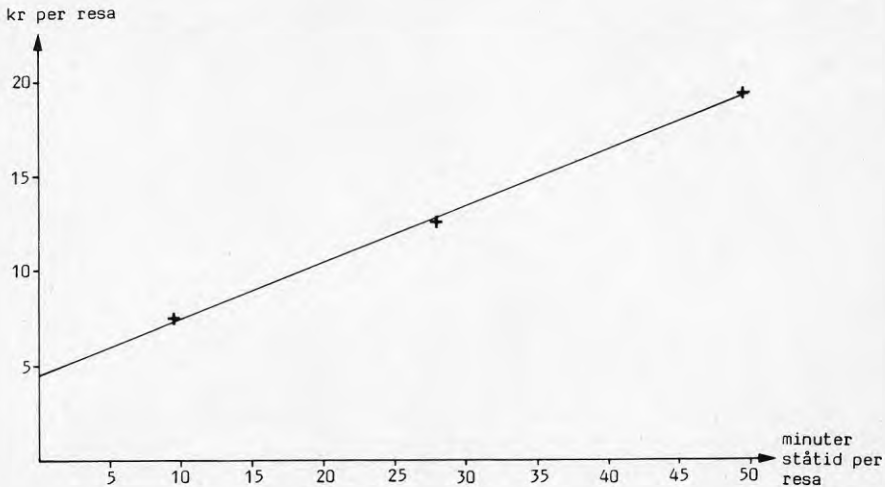
#### Värdering av sittplats

De sittplatsparametrar som hittills visats har givit ett enda fixt värde på obehaget att stå, oberoende av hur lång tid trafikanten varit tvungen att stå.

Det är naturligtvis rimligt att anta att värderingen av att stå är en funktion av åktiden. Det vore önskvärt att direkt estimerade separata parametrar för åktid sittande och åktid stående. Detta har av statistiska skäl visat sig omöjligt för Göteborgsmaterialet. I stället har separata ståplatsparametrar estimerats för trafikanter i tre olika restidsintervall. Parametrarna gäller trafikanter som står (eller skulle få stå) hela vägen. En fjärde separat parameter för de som endast står en del av vägen ingår också i modellen.

	Intervall för kollektivrestid (min per dag)	Medelrestid för trafikanter i intervallet (min per dag)	Parameter
Stå hela resan	0 - 39	19	-0,8871 (3,05)
"-	40 - 79	56	-1,4860 (4,12)
"-	80 -	99	-2,2940 (1,97)
Stå del av resan	0 -	53	-1,0460 (3,97)

Vi finner som väntat att parametrarna för obehaget att stå ökar i absolutvärde ju längre tid man står, dvs att ståplatsobehaget är tidsberoende. I figuren nedan har parametrarna räknats om till uppoffring i kronor per resa och medelrestiderna angetts i minuter per resa.



Av figuren framgår att den negativa värderingen av att stå ökar linjärt med ståtidens längd. Resultaten ger således inte stöd för antagandet om progressivt ökat obehag. Ståtiden värderas till ca 18 kr per timme utöver värderingen av den rena åktiden. Ståtiden får därmed en vikt på 2,3.

Utöver det tidsberoende obehaget att stå antyder resultaten att det dessutom finns ett tidsberoende obehag som värderas till ca 4,50 kronor per resa där man tvingas stå. Detta konstanta tillägg kan dock delvis tänkas fånga in en effekt som uppstår om vissa trafikanter som ej åker kollektivt "rättfärdigar" sitt val genom att överdriva sannolikheten för att vara tvungen att stå om de åker kollektivt. Tillägget bör därför behandlas med försiktighet.

Parametern för att stå en del av resan är svår att jämföra med de övriga parametrarna eftersom vi ej vet hur länge trafikanten faktiskt stått. En baklängesberäkning kan dock göras. Med ett konstant tidsberoende ståplatstillägg på 4,5 kr/resa och ett ståtidsvärde på 18 kr/timme motsvarar parametern en ståtid på ca 15 minuter per resa eller 30 minuter per dag. Med en genomsnittlig åktid på 53 minuter per dag enligt tabellen ovan innebär parametern således att trafikanterna i denna grupp i genomsnitt skulle ha

stätt drygt halva resan. Resultatet är rimligt och parametern således konsistent med de övriga ståplatsparametrarna.

#### Värdering av sittplats på bana och buss

En hypotes kan vara att värdet av sittplats är olika på bana och buss. En modell estimerades därför med separata parametrar för trängsel på bana respektive buss:

Trängsel buss	-1,0880 (3,80)
Trängsel bana	-1,0860 (4,98)

Den genomsnittliga åktiden (kollektivt) för dem som har trängsel är mycket lika för buss- och banalternativen (46,1 respektive 47,7 minuter per dag). Även graden av trängsel är ungefär lika på buss- och banalternativen (mätt på en femgradig skala är trängseln ca 10 % större på bussalternativet).

Båda parametrarna har hög signifikansnivå. De är ej signifikant skilda åt (och storleksmässigt mycket lika).

Resultaten tyder således på att ståtiden värderas mycket lika på bussarna och banorna i Göteborg. Det måste då hållas i minnet att banalternativet i den aktuella studien praktiskt taget uteslutande utgörs av spårvagnar.

Ståplatsvikten bör påverkas av om kollektivtrafikfordonets gång är jämn eller ryckig. Spårvagnar i stadstrafik skiljer sig kanske inte så mycket från stadsbussar när det gäller gångegenskaper.

Det är sannolikt - men ännu ej visat - att ståtid på tunnelbana och pendeltåg värderas mindre negativt än ståtid på buss och spårvagn.

#### 4.6 Värdering av åktid på bana, vanlig buss och direktbuss

##### Bana/buss

En viktig fråga är hur åktiden på bana (här spårvagn och tåg) värderas jämfört med åktiden på buss. Urvalet till undersökningen är ej utformat för denna frågeställning, men vissa tester har ändå kunnat utföras.



I modellerna för val mellan samtliga färdmedel fördelar sig trafikanterna på följande sätt på bana respektive buss:

	Valt	Ej valt men möjligt	Summa
Buss	112	356	468
Bana	126	406	532
Summa	238	762	1 000

Eftersom bil- och kollektivrestiderna ej kunnat särbehandlas, har i stället prövats med s k dummyvariabler för dels enbart spårvagn, dels både spårvagn och lokaltåg ("bana"). Spårvagnsdummys antar värdet ett om kollektivalternativet utgörs av spårvagn, och har annars värdet noll. På samma sätt antar bandummys värdet ett om kollektivalternativet utgörs av spårvagn eller tåg.

Spårvagnsdummy -0,2214  
(0,95)

Bandummy -0,0276  
(0,14)

Ingen av dummyvariablerna blir signifikant och båda blir små. Resultaten tyder på att trafikanternas värdering av åktiden på bana och buss är mycket likartad.

#### Direktbuss

I modellerna för alla färdmedel ingår en dummyvariabel som antar värdet ett om kollektivalternativet utgörs av direktbuss. Det positiva värdet på parametern indikerar att direktbuss värderas mer positivt än övriga kollektivalternativ.

#### 4.7 Värdering av cykelbanor

Parametern för andel cykelväg i modell 2 innebär att en separat cykelväg hela vägen mellan bostaden och arbetet värderas lika positivt som en förkortning av restiden (med cykel) på 10 minuter per resa.

Modell 2 använder en enda dummyvariabel för andelen cykelväg. En alternativ specifikation som även prövats är att använda separata restidsvariabler för resor med olika andel cykelväg. Med denna specifikation erhålls följande resultat:

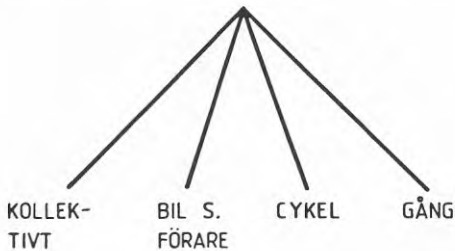
Andel av resvägen som har separat cykelbana %	Parameter för restid på cykel	t-värde	Relativ vikt för restid på cykel (cykelbana mer än 80 % = 1,0)
0	-0,0621	4,47	2,0
1 - 40 %	-0,0468	5,48	1,5
41 - 80 %	-0,0350	5,08	1,1
81 -	-0,0308	4,65	1

Tabellen visar att restiden på cykel upplevs dubbelt så negativt när det saknas cykelbana jämfört med när det finns cykelbana (nästan) hela vägen.

#### 4.8 Strukturerade modeller

De hittills redovisade modellerna är vanliga s k simultana logitmodeller.

Valsituationen som modellen för val mellan alla färd-sätt beskriver kan illustreras med följande figur:



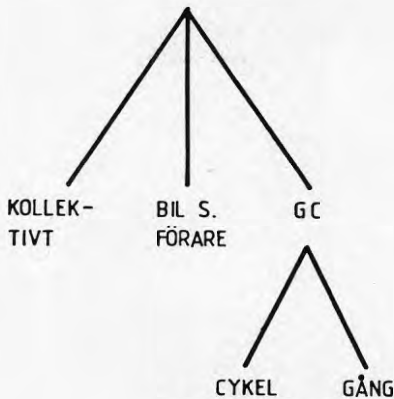
Samtliga alternativ i modellen behandlas som helt fristående och oberoende alternativ.

Den simultana modellen har egenskapen att prognosresultaten blir felaktiga om alternativen inte är helt oberoende av varandra. Sådana beroenden kan uppstå om vissa alternativ har gemensamma egenskaper som de andra alternativen saknar, dvs om vissa alternativ är mer "likartade" än andra (se kapitel 2).

Finns likheter eller beroenden mellan vissa alternativ bör i stället strukturerade logitmodeller användas.

I det nu aktuella fallet är det framförallt gång- och cykelalternativen som kan antas vara sinsemellan mer likartade än de övriga färd-sätten. Gång- och cykelalternativen används på kortare avstånd, de är båda förknippade med fysisk ansträngning från trafikanten och trafikanten är dessutom exponerad för väder och vind.

Om således en strukturerad logitmodell skulle användas för den aktuella valsituationen kan alternativmängden illustreras enligt figur 2.



Valet mellan cykel- och gångalternativen modelleras då separat i en särskild modell. I huvudmodellen ingår ett enda sammanslaget gång/cykelalternativ (GC). Inverkan av valet på den undre nivån förs upp till modellen på den högre nivån med en särskild variabel (den s k logsumvariabeln). Med denna formulering erhålls korrekta resultat även om alternativen ej är oberoende.

#### GC-modellen

I enlighet med figur 2 ovan estimerades först en särskild modell för valet mellan gång och cykel. I modellen ingår endast de 138 personer i urvalet som antingen hade valt att gå eller att cykla och som dessutom någon gång hade använt det andra alternativet för sin arbetsresa (att någon gång ha använt färdsmittlet var undersökningens kriterium för att ta med gång- respektive cykelalternativet i individens valmängd).

Tabell 4.6 GC-modellen

	9
Cykelkonstant	-1,1920 (3,39)
Gång- eller cykeltid	-0,0509 (3,59)
Andel cykelväg	+0,0080 (1,60)
Antal observationer	138
$p^2$	0,123

Trots det begränsade antalet observationer erhålls resultat med acceptabel statistisk kvalitet. Modellens anpassning till datamaterialet är förhållandevis dålig, vilket sannolikt avspeglar det faktum att valet mellan att gå och cykla i hög utsträckning påverkas av faktorer som ligger utanför den visade modellen.

Tester med olika socioekonomiska variabler (ålder, kön, inkomst etc) visar att valet mellan gång och cykel ej tycks påverkas av dessa faktorer (samma resultat erhöles för den simultana modellen, se rapporten "Färdmedelsval för arbetsresor i Göteborg").

Olika modellvarianter med uppdelade åktidsparametrar prövades för att studera om olika långa restider värderas olika negativt per tidsenhet. Det begränsade antalet observationer styr de möjliga uppdelningarna. Med en separat variabel för den del av gång- och cykeltiden som ligger under 30 minuter per dag, och en variabel för den del som överstiger 30 minuter per dag, erhöles följande parametrar:

	Parameter (t-värde)
Gång- och cykeltid 0 - 30	-0,0599 (1,95)
31 -	-0,0502 (3,55)

Parametrarna blir ej signifikant skilda. Resultaten tyder således på en konstant tidsvärdering per tidsenhet, oberoende av resans längd.

#### Modellen för val mellan kollektivtrafik, bil som förare och sammanslaget GC-alternativ

Modell 10 i tabell 4.7 gäller valet mellan kollektiv-, bil- och det sammanslagna GC-alternativet.

Tabell 4.7

	4	10	9
Bilkonstant	+0,6951 (2,00)	+0,7096 (2,04)	
Cykelkonstant	-0,0732 (1,92)		-1,1920 (3,39)
Gångkonstant	+1,2200 (3,28)		
GC-konstant		+1,1910 (3,40)	
Direktbusskonstant	+1,2490 (2,94)	+1,2440 (2,92)	
Åktid bil el kollektivt	-0,0132 (2,56)	-0,0126 (2,47)	
Gångtid bil	-0,0598 (3,73)	-0,0594 (3,71)	
Gångtid kollektivt	-0,0315 (1,99)	-0,0308 (1,95)	
Gång- och cykeltid	-0,0452 (8,75)		-0,0509 (3,59)
Reskostnad	-0,0560 (4,12)	-0,0555 (4,09)	
Väntetid	-0,0201 (2,75)	-0,0198 (2,73)	
Bytestid	-0,0286 (2,87)	-0,0285 (2,87)	
Kön - kollektivt	+0,6886 (3,65)	+0,6830 (3,62)	
Bil i arbetet - bil	+1,1720 (3,58)	+1,1600 (3,55)	
Andel cykelväg - cykel	+0,0090 (2,73)		+0,0080 (1,60)
Ärende - bil	+0,8333 (3,57)	+0,8272 (3,55)	
Trängsel - kollektivt	-1,1200 (5,84)	-1,1280 (5,90)	
Innerstadsdummy - bil	-0,8769 (3,31)	-0,8866 (3,36)	
Logsumvariabel		+0,8927 (8,92)	
Antal observationer	1 050	1 018	138
$p^2$	0,361	0,394	0,123

Med hjälp av nämnaren i GC-modellen beräknas logsumvariabeln (som utgörs av logaritmen för nämnaren i denna modell). Parametern för logsumvariabeln måste av teoretiska skäl ligga mellan 1 och 0. Om parametern är lika med 1 är modellen identisk med den simultana modellen.

Som jämförelse visas i tabellen även motsvarande simultana modell (nr 4) och GC-modellen.

Parametrarna i modell 4, 9 och 10 blir mycket lika. Logsumvariabelns parameter blir 0,89, dvs ganska nära 1. Parametern är ej heller signifikant skild från 1 på 95 %-nivån.

I detta fall visar således resultatet att vi ej behöver använda en strukturerad modell. Alternativen är inte så beroende att fördelarna med uppdelningen uppväger det extra besväret vid modellenanvändningen.

#### 4.9 Påkodade alternativ

I Göteborgsundersökningen kodas bil- och kollektivalternativen på i efterhand med ledning av ett antal olika kriterier (t ex körkort, bilinnehav osv). Gång- och cykelalternativen inkluderas i stället i valmängden om intervjupersonen uppgett att han någon gång gått respektive cyklat från sin nuvarande bostad till sin nuvarande arbetsplats.

I detta avsnitt visas modellresultaten när gång- och cykelalternativen i stället kodas på i efterhand, oberoende av svaren i intervjuundersökningen.

Intervjuundersökningen designades innan de goda erfarenheterna av påkodade alternativ som erhöles för Västeråsmaterialet (se kapitel 3) fanns framme. Undersökningen saknar därför vissa uppgifter som skulle underlätta alternativpåkodningen. Främst gäller detta uppgifter om eventuella rörelsehinder, samt om cykeltillgång.



Tabell 4.8 Alternativpåkodning i GC-modellen

	9	11	12	13	14
Cykelkonstant	-1,1920 (3,39)	-0,7352 (2,47)	-0,4939 (1,95)	-0,3760 (2,51)	-1,1890 (3,33)
Uppgiven gång- eller cykeltid	-0,0509 (3,59)				
Påkodad gång- eller cykeltid		-0,0181 (2,51)	-0,0212 (2,96)	-0,0002 (0,19)	+0,0173 (1,32)
Andel cykelväg	+0,0080 (1,60)	+0,0079 (1,59)			
Antal observationer	138	138	138	299	154
$p^2$	0,123	0,074	0,060	0,023	0,354

I hittills redovisade modeller används de gång- och cykeltider som intervjupersonerna själva uppgett. Om påkodade alternativ skall användas måste beräknade tider utnyttjas.

Modell 11 använder gång- och cykeltider som beräknats ur bilavstånden. Enbart uppgivna alternativ används. Tiderna blir grova eftersom avstånden är korta. En jämförelse med modell 9 visar också att restidsparametern får betydligt lägre absolutvärde och signifikans, samt att modellens anpassning till datamaterialet försämras kraftigt.

När påkodade alternativ används kan variabeln "andel cykelväg" ej inkluderas (uppgiften är enbart inventerad för dem som uppgett cykelalternativ). I modell 12 prövas variabelns betydelse med uppgivna alternativ men påkodade tider. Utan denna variabel försämras modellens anpassning ytterligare något.

I modell 13 har gång- respektive cykelalternativet lagts på för samtliga observationer där personen antingen gått eller cyklat, men där han uppgett att det andra alternativet aldrig använts. Resultaten försämras kraftigt. Tidsparametern blir liten och ej signifikant. Anpassningen försämras kraftigt.

I modell 14 kodas alternativ endast på om restiden med alternativet understiger 60 minuter per dag. Tidsparametern får fel tecken och blir ej signifikant.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att bilreslängderna ej är tillräckligt noggranna för att beräkna tillförlitliga gång- och cykelrestider. Om gång- och

cykelalternativ skall kodas på i efterhand krävs också bättre uppgifter om möjligheterna att använda alternativen (dvs om restriktionerna för alternativtillgången).

#### 4.10 Fotgängarnas och cyklisternas hastigheter

Vid påkodning av gång- och cykelalternativ kan avståndet beräknas från kartmaterial. För att komma från avstånd till restider krävs emellertid också kunskap om hastigheterna. GS-materialet erbjuder genom en extra bearbetning möjligheten att skatta hastigheter för fotgängare och cyklister.

GS-undersökningen innehåller uppgifter om restiden för gång- och cykelalternativet för de pendlare som någon gång gått eller cyklat till arbetet. För samtliga som redovisat ett gångalternativ, oavsett om det valts eller ej, har avståndet för gångförflyttningen mätts upp. Ur detta material kan gånghastigheten beräknas. Hastigheten gäller för resan dörr till dörr.

Eftersom man kan anta att avstånden är ganska lika om man går eller cyklar, har materialet också utnyttjats för att beräkna cykelhastigheter. Eftersom förekomsten av gångalternativ var ett kriterium på avståndsmätningen, saknas de längsta cykelförflyttningarna (där gång inte är ett alternativ). Vi har dock bedömt det vara av intresse att även redovisa cykelhastighetsberäkningarna.

##### 4.10.1 Gånghastigheter

Av GS-materialets 365 observationer med gångalternativ kunde 304 utnyttjas. Observationer med bortfall på tidsuppgiften, observationer med hastigheter över 15 km/tim och 20 observationer med mycket korta gångavstånd (< 100 m) uteslöts vid bearbetningen.

Den genomsnittliga gånghastigheten i materialet uppgick till 5,84 km/tim. Detta medelvärde är naturligtvis förknippat med en viss spridning. Systematiken i denna spridning har därför undersökts med avseende på om gångalternativet valts eller ej, samt med avseende på avstånd, kön och ålder.

##### Fotgängaralternativet valt respektive ej valt

Gånghastigheten för dem som faktiskt gått (133 st) uppgick till 6,38 km/tim, medan medelhastigheten för dem som inte gått (171 st) var 5,42 km/tim - en skillnad på knappt 1 km/tim, eller ca 15 %. Hur hastigheten beror på avståndet framgår av nedanstående tabell:

## Hastighetens avståndsberoende

Avstånd km	Valt alternativ hast.	Valt alternativ andel	Ej valt alternativ hast.	Ej valt alternativ andel	Skillnad hast.
0 - 1	5,85	48,5	4,10	8,7	1,75
1 - 2	6,70	42,5	4,86	47,4	1,84
2 - 3	6,94	7,5	5,72	23,4	1,22
3 - 4	7,05	1,5	6,80	15,8	0,25
4 - 5	-	-	7,49	4,7	-
	6,38	100,0	5,42	100,0	0,96

Av tabellen framgår att hastighetsskillnaden för respektive avstånd är något större än om man bara jämför genomsnittet för valt respektive ej valt alternativ. Skillnaderna kan förutom av verkliga skillnader också orsakas av att betydande avrundningsfel föreligger vid kortare avstånd. Svaren på frågan om tidsåtgång tenderar ofta att avrundas till femtal eller tiotal minuter. Om detta i större utsträckning gäller dem som inte valt gångalternativet än dem som valt detta alternativ (och därför känner tiden mer exakt) har inte undersökts men kan bedömas vara sannolikt. 2 minuters felskattning på ett avstånd av 1 km motsvarar skillnaden mellan 5 och 6 km/tim. Skillnaderna avtar också med ökat avstånd (där avrundningsfelet blir mindre). Av tabellen kan också utläsas att hastigheten ökar med ökat avstånd. Detta gäller både valt och icke valt alternativ. Skillnaden mellan att använda det totala medelvärdet på 6,38 km/tim jämfört med hastigheterna i tabellen är dock små i de flesta fall.

Kön

Skillnaderna i gånghastighet mellan män och kvinnor är små. Männen (99 st) genomsnittshastighet är 5,95 km/tim, medan kvinnornas (205 st) genomsnittshastighet är 5,78 km/tim. Denna skillnad är försumbar i detta sammanhang. Huruvida större skillnader uppstår om avstånd, valt alternativ och ålder konstanthålls har ej undersökts.

Ålder

Skillnaden beroende på ålder är något större än skillnaden beroende på kön. De som är yngre än 35 år (107 st) har en medelhastighet på 6,14 km/tim, medan de som är äldre (197 st) har en medelhastighet på 5,68 km/tim. Skillnaden är dock knappt en halv km/tim. Även denna skillnad kan anses försumbar.

### Slutsatser

De redovisade skillnaderna är inte tillräckligt stora för att motivera annat än att räkna med den redovisade medelgångshastigheten på 5,8 km/tim för gångförflyttningar vid pendelresor.

Avståndet vid gångförflyttningarna är 2 km eller mindre för 90 % av dem som valt att gå i GS-undersökningen. Av dem som ej valt att gå (men som har gångalternativ) har 55 % ett avstånd som är högst 2 km. 95 % av denna grupp har ett gångavstånd på högst 4 km.

#### 4.10.2 Cykelhastigheter

Av GS-materialets 527 observationer med cykelalternativ kunde 203 st utnyttjas efter det att observationer utan uppmätt avstånd (dvs utan gångalternativ), utan tidsuppgift eller med en hastighet på över 35 km/tim sorterats bort.

Den genomsnittliga medelhastigheten för dessa faktiska eller potentiella cyklister uppgick till 12,54 km/tim. På samma sätt som när det gäller gånghastigheterna har variationen i cykelhastigheter undersökts med avseende på färdmedelsval, avstånd, kön och ålder.

#### Cyklister respektive icke cyklister

De som valt att cykla (63 st) cyklar i genomsnitt med 13,46 km/tim, dvs något fortare än de som normalt inte cyklar (140 st). De senare har en medelhastighet på 12,12 km/tim. På samma sätt som när det gäller gångalternativet har endast de som uppgett att de någon gång cyklat ansetts ha ett cykelalternativ. Hur hastigheten beror av avståndet framgår av nedanstående tabell:

#### Cykelhastighet och avstånd

Avstånd km	Valt alternativ km/tim	Ej valt alternativ km/tim
0 - 1	6,89	8,36
1 - 2	12,42	12,49
2 - 3	19,63	11,64
3 - 4	18,09	14,47
4 -	14,40	18,05
	13,46	12,12

Det mest påfallande i tabellen är den relativt stora skillnaden i medelhastighet på avstånd över 2 km. En anledning till hastighetsskillnaden kan vara att de som faktiskt cyklar i större utsträckning har växelförsedda cyklar. För dem som valt att cykla är medelhastigheten (på avstånd över 2 km) 18,2 km/tim, medan de som ej valt att cykla har ett medelvärde på 14,1 km/tim. På ett avstånd av 4 km betyder denna skillnad ca 4 minuter. Den låga medelhastigheten på avstånd under 1 km avspeglar sannolikt både avrundningsfel (dvs tendenser att skatta tider avrundat till femtal) och att det kan ta viss tid att ta fram och parkera cykeln.

#### Kön

Männen (75 st) redovisar något högre hastighet än kvinnorna (128 st). Männens genomsnittshastighet är 14,42 km/tim, medan kvinnornas genomsnittshastighet är 11,44 km/tim. Denna skillnad är liten jämfört med skillnaden beroende på avstånd.

#### Ålder

De som är över 35 år (130 st) cyklar ungefär lika fort som de som är yngre. Skillnaden uppgår till ca en halv km/tim, och kan försummas.

#### Slutsatser

Vid påkodning av hastigheter bör 11 km/tim användas vid avstånd under 2 km, medan 18 km/tim bör användas för avstånd över 2 km för de som valt cykel, och 14 km/tim för de som ej valt cykel.

#### Jämförelse med andra studier

I Ljungberg (1982) redovisas mätningar av cykelhastigheter i Malmö/Eslöv.

Mätningarna avsåg punkthastigheter vid vissa mät-punkter och är därför ej direkt jämförbara med GS-resultaten, som avser medelhastigheter för hela resan. Mätningarna gjordes med radar.

Medelhastigheten vid arbetsresor var 16,6 km/tim. Den högre hastigheten kan möjligen förklaras av det använda hastighetsbegreppet.

Skillnaden i medelhastighet mellan äldre (50-64 år) och yngre (0-44 år) cyklister var precis som i GS-materialet liten (ca 1 km/tim).

Genom att vissa cyklister intervjuades efter mätningen kunde sambandet mellan den uppmätta punkthastigheten och reslängden beräknas. Skillnaden mellan korta och långa resor var endast ca 1 km/tim, dvs mindre än i GS-materialet.

Malmö-undersökningen kunde ej konstatera några signifikanta skillnader mellan männens och kvinnornas cykelhastigheter.

Den största hastighetsskillnaden uppmättes för cyklister med olika antal växlar. Exempelvis var medelhastigheten för dem som använde oväxlade cyklar ca 14,5 km/tim medan de som använde 10-växlade cyklar hade en medelhastighet på nära 20 km/tim.



## 5. JÖNKÖPINGSMATERIALET

### 5.1 Inledning

Under våren 1979 genomfördes en resvaneundersökning i Jönköpings kommun. Undersökningen omfattade ca 11 000 personer. Undersökningen genomfördes dels med brevintervjuer, dels med telefonintervjuer.

Undersökningen var en individundersökning och omfattade förutom en kartläggning av resandet under en mättdag, även ett betydande antal frågor om individen och det hushåll den tillhörde.

Syftet med undersökningen var att:

- utgöra en metodstudie för hur resvaneundersökningar skall utformas
- ge en uppfattning om vilka typer av data som kan erhållas
- visa hur dessa data kan användas
- öka kunskapen om olika gruppers resvanor
- ge ett underlag för test av nya trafikberäkningsmodeller (logitmodeller etc)

Projektet finansierades gemensamt av Byggforskningsrådet, Statens Vägverk och Jönköpings kommun.

De fyra första momenten analyserades i samband med att resvaneundersökningen bearbetades. Undersökningen, och de utförda analyserna, redovisas i de fyra Byggforskningsrapporterna R93:82, G12:1982, R92:1982 och R94:1982. Rapporterna har författats av Stellan Lundberg.

Resvaneundersökningen skulle som nämnts även ge ett underlag för att testa nya trafikberäkningsmodeller. Materialet har redan tidigare använts för att kalibrera modeller för resgenerering (Östlund 1984). I det nu genomförda projektet används materialet för första gången till att estimeras logitmodeller.

De modeller som estimerats är dels färdmedelsvalsmodeller för arbetsresor, dels färdmedels-destinationsvalsmodeller för inköpsresor, dels färdmedelsvalsmodeller för övriga resärenden (service, rekreation, etc).

### 5.2 Komplettering av datamaterialet

Resvaneundersökningsmaterialet innehåller som nämnts uppgifter om samtliga förflyttningar som personen ifråga genomfört under mättdagen. För en mindre del

av urvalet innehåller undersökningen även uppgifter om möjliga alternativ till det valda (alternativa målpunkter, färd sätt och tidpunkter). Vid genomgången av materialet visade det sig dock att denna delmängd var alltför liten för att medge modellanalyser.

Det var således nödvändigt att komplettera datamaterialet med uppgifter om vilka alternativ personerna hade tillgång till. Detta har gjorts för samtliga observationer, oavsett om de i undersökningen hade uppgifter om alternativ eller ej. Resultaten från analyserna av Västeråsmaterialet (se kapitel 3) visade att det är bättre att utnyttja påkodade än uppgivna alternativ, samt att det är viktigt att använda samma typ av data för alla observationer.

Förutom uppgifter om alternativen krävs även uppgifter om trafikstandardvariabler (restider och reskostnader), samt om attraktivitetsvariabler, för alla de möjliga alternativen. Samtliga dessa uppgifter har kodats i det nu genomförda arbetet.

#### Färd sättsalternativ

För samtliga modeller som estimerats gäller att följande färd sätt har medtagits som tillåtna alternativ:

- bil som förare
- buss
- gång
- cykel

Övriga färd sätt har ej behandlats. Om intervjupersonerna valt något annat färd sätt för sin resa har observationen uteslutits ur analysen.

Bilalternativet har kodats på för alla individer som har körkort, under förutsättning att de tillhör ett hushåll som disponerar minst en bil.

Bussalternativet har tagits med för alla som rest mellan områden för vilka det finns restider i de använda trafiknäten, dvs i princip för alla som överhuvudtaget har någon möjlighet att åka kollektivt.

För att cykelalternativet skall tas med krävs att intervjupersonen uppgivit att han har tillgång till cykel.

För både gång- och cykelalternativet gäller att en viss övre tidsgräns använts för när alternativet skall tas med. Olika alternativa gränser har prövats (se avsnitt 5.3 och 5.5).

### Målpunktsalternativ

För inköpsresorna har förutom färdsvälet även valet av målområde modellerats. Den finaste områdesindelning som finns tillgänglig för Jönköping är den s k 6-siffernivån (områdesnumren anges med sex siffror). Dessutom används den s k 4-sifferindelningen (där varje 4-sifferområde består av ett antal 6-sifferområden).

För de boende i varje 4-sifferområde har samtliga 6-sifferområden som besökts av någon i det egna området listats. Alla dessa 6-sifferområden har sedan betraktats som giltiga alternativ för inköpsresor från 4-sifferområdet ifråga. Alternativgenereringen utgår således från det faktiska resmönstret för de boende i varje 4-sifferområde.

I centrumområdena har målområdena avgränsats med en grövre områdesindelning som överensstämmer med områdenas funktionella avgränsning.

Den använda metoden för alternativgenereringen innebär att endast "rimliga" alternativ medtas. För områden med ett litet urval i resvaneundersökningen kan naturligtvis alternativmängden därigenom bli underskattad.

### Trafikstandardvariabler

#### Bilvariabler

Bilrestiderna har hämtats från nätutläggningar på 4-siffernivå som utförts av NPK.

Bilreskostnaderna har beräknats som den rörliga kostnaden för bilresan (3,80 kr/mil 1979). För arbetsresorna har försök gjorts att korrigera dessa kostnader för reseavdragen (se 5.4)

#### Kollektivvariabler

Tiderna för bussresor har hämtats från nätutläggningar som utförts av NPK. Nätutläggningarna har utförts på 4-siffernivå.

Kostnaden för att åka buss har beräknats med ledning av intervjupersonernas uppgifter om innehavda kort etc.

Gångavståndet till närmaste hållplats har uppmätts på karta från tyngdpunkten i varje 6-sifferområde. Det uppmätta fågelvägsavståndet har därefter multiplicerats med 1,3.

### Gång- och cykelvariabler

Gång- och cykelavstånden har mätts på en cykelkarta i skala 1:20 000. För de individer som rest inom ett och samma 6-sifferområde har avståndet antagits vara 1,3 gånger områdets radie.

### Attraktivitetsuppgifter

Som attraktivitetsuppgift i modellerna för val av målpunkt vid inköpsresor används uppgifter om lokalytor i butiker. Uppgifterna har hämtats från K-Konsults rapport "Varuförsörjningsplan Etapp II, Jönköpings kommun" (april 1982). Rapporten anger ytorna på 3-siffernivå i det centrala området, samt på 2-siffernivå i övrigt.

Uppgifterna för områdena utanför centrum har fördelats på 6-sifferområden. Dagligvarubutikerna har kunnat lokaliseras till rätt område med hjälp av en adressförteckning. För specialbutikerna har en approximativ fördelning utförts med ledning av bla uppgifter om antalet sysselsatta enligt FoB 75.

## 5.3 Inköpsresemodellerna

### Definition av inköpsresorna

Modellanalyserna behandlar valet av färdväg och färdmål vid bostadsbaserade inköpsresor. Med "bostadsbaserad" avses att resan startat i hemmet, gått till en butik och därefter återvänt till hemmet.

Följande ärenden kan ha utförts på väg till eller från butiken:

- lämna eller hämta barn
- hämta eller skjutsa annan
- inköp i kiosk, tobakshandel eller bensinstation
- besök på matservering

Om de angivna ärendena utträttats på vägen, betraktas resan ändå som en inköpsresa. Har något annat ärende utförts under resan har observationen uteslutits ur analysen.

Även resor där flera olika målpunkter besökts har uteslutits. Undantaget är när flera olika butiker besökts och förflyttningarna dem emellan skett till fots (dvs i princip när samma inköpsområde besökts).

Motiven till de valda förenklingarna är både svårigheten att bestämma den relevanta alternativmängden, och att beräkna variabler för dessa alternativ, om mer komplicerade reskedjor tas med (se "Planerings-

rapport 1" för RVU 85 i Stockholm för en diskussion av hur sådana mer komplexa resmönster kan behandlas analytiskt).

Det använda frågeformuläret särskiljer enbart livsmedelsinköp och övriga inköp. Separata attraktivitetsvariabler och separata modeller är således enbart möjliga för dessa två huvudgrupper.

Observationer med bortfall på variabler för det valda alternativet har uteslutits helt. Om variabelvärden har saknats för icke-valda alternativ har dessa alternativ uteslutits, men observationen i övrigt behållits.

Efter att bortfallen uteslutits återstod i slutmodellen 885 observationer med följande fördelning på valda och icke valda alternativ:

	Valt	Ej valt
Gång	335	1 644
Cykel	42	1 444
Bil	359	1 037
Buss	149	2 603
Summa	885	6 728

I genomsnitt har således varje individ 8,6 alternativ för sin inköpsresa (inklusive det valda alternativet).

#### Slutmodellen

En rad olika modellvarianter har prövats för inköpsresematerialet. Den slutligen valda modellspecifikationen visas i tabell 5.1.

Tabell 5.1 Slutmodell för inköpsresor på  
Jönköpingsmaterialiet

	1
Bilkonstant	-4,3630 (7,59)
Busskonstant	-4,5860 (8,10)
Cykelkonstant	-3,0550 (14,07)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0316 (4,46)
Reskostnad	-0,2288 (6,39)
Gångtid till och från hållplats	-0,0578 (3,03)
Bytestid kollektivt	-0,0872 (2,92)
Gång- och cykeltid 0-50 min	-0,0910 (15,11)
51- min	-0,0443 (6,65)
Ln butiksyta/gren	+1,0000 -
Stormarknadsdummy	+0,2841 (1,90)
Bilkonkurrens - bil	+0,9119 (2,49)
Kön - kollektivt	+1,4730 (4,93)
Kön - gång	+0,7484 (3,17)
Förvärvsarbete - bil	+0,8955 (3,55)
Hushållsstorlek - bil	+0,4293 (4,19)
Ålder - kollektivt	+0,0182 (2,88)
Antal observationer	885
$p^2$	0,211



Åktidsvariablerna är uppdelade i en variabel för bil- och kollektivalternativen, samt separata variabler för att gå hela vägen eller att cykla. På grund av samvariation mellan bil- och kollektivåktiderna är det inte möjligt att estimeras separata parametrar för dessa färd sätt.

Reskostnaden är noll för alla färd sätt utom bil och buss. I materialet saknas uppgifter om de faktiska parkeringskostnaderna vid målpunkten (det finns endast uppgift om man hade avgift eller ej). Försök har gjorts att koda på parkeringskostnader för de olika alternativa destinationerna. Eftersom undersökningen inte heller visar de exakta uppehållstiderna i målpunkterna, utan endast starttiderna för de olika förflyttningarna, blir de påkodade uppgifterna osäkra. Den påkodade parkeringsavgiften fungerade därför dåligt i modellerna och i slutmodellen ingår endast bilresans rörliga kostnad i kostnadsvariabeln för bilalternativet.

Avsaknaden av parkeringskostnader i modellen är en bidragande förklaring till att bilalternativet får en negativ konstant.

Kostnaden för kollektivresan har beräknats med ledning av vilken typ av biljetter som intervjupersonen har tillgång till. Förvärvsarbetande personer som har årskort eller månadskort antas köpa dessa för arbetsresan. Marginalkostnaden för att åka kollektivt vid inköpsresor är då noll. Endast de som köper rabattkuponger eller som betalar kontant, eller som ej förvärvsarbetar, antas således ha någon kostnad för att åka kollektivt.

Gångavståndet från bostaden till hållplatsen har mätts på karta och räknats om till gångtid med hjälp av antagandet att man går 5 km/timme. Gångtiden från hållplatsen till målpunkten har hämtats från de använda trafiknäten och är därmed betydligt osäkrare. Parametern för den sammanlagda gångtiden vid kollektivresor visar att denna tid värderas 1,8 gånger så negativt som den rena åktiden i fordonet.

Bytestiden värderas 2,8 gånger så negativt som åktiden.

Försök att även få med en parameter för väntetidens betydelse har misslyckats. Parametern får fel tecken och blir ej signifikant. Förklaringen är sannolikt att de använda trafiknäten avser förhållandena under högtrafiktid och att merparten av inköpsresorna sker under lågtrafik. Dessvärre saknas nätuppgifter för lågtrafikförhållanden.

Antalet byten samvarierar starkt med bytestiden och fungerar därför ej tillsammans med denna i samma modell.

De två parametrarna för gång- och cykeltiden visar värderingen av de första 50 minuterna respektive värderingen av den del av tiden som överstiger 50 minuter.

Parametrarna visar en sjunkande värdering av gång- och cykeltiden ju längre tiden är. Förklaringen är troligen att de personer som går eller cyklar långa sträckor även har andra motiv för sitt färdmedelsval än de som täcks in av modellspecifikationen. Framför allt kan man anta att motionsaspekten är viktig. Andelen med sådana motiv för sitt färdmedelsval bör öka med reslängden. Detta ger i sin tur restidsparametrar som sjunker vid ökande restid.

Precis som i Västeråsmodellerna används den logaritmerade butiksytan i respektive näringsgren som attraktivitetsvariabel. Variabeln antar värdet för ytan i dagligvaruhandeln i målområdet om inköpet avsett dagligvaror, ytan för sällanköpsvaruhandeln om inköpet avsett sådana varor, samt den totala ytan om både daglig- och sällanköpsvaror inköpts. Parametern låses till ett, i enlighet med diskussionen i kapitel 3.

Stormarknadsdummysn antar värdet ett om målpunkten är en stormarknad (det finns endast en sådan i området). Parametern visar att stormarknaden har positiva värden utöver dem som ges av attraktivitetsvariabeln. Detta är naturligtvis högst rimligt eftersom argumentet för att åka till en stormarknad är de verkligt eller förmodat lägre priserna där.

Variabeln för bilkonkurrens är beräknad som antalet ägda eller på annat sätt disponerade bilar, dividerat med antalet körkortsinnehavare i hushållet. Variabeln ger ett grovt mått på hur stark konkurrensen om hushållets bil (eller bilar) är. Det positiva tecknet visar att en ökad relativ tillgång till bil ökar sannolikheten för att också använda bilen (eller omvänt, att en av de viktigaste förklaringarna till att bilen ej används i ett bilhushåll är att det är flera i hushållet som önskar använda den). Storleken på parametern visar att betydelsen av denna konkurrens är stor.

De fem sista variablerna i modellen är socioekonomiska variabler. Variabeln kön-kollektivt antar värdet ett för kollektivalternativet om personen är en kvinna. Variabeln antar värdet noll för män. Parametern visar att sannolikheten att åka kollektivt är betydligt högre för kvinnor än för män. Resultaten styrker tidigare redovisade resultat från Västerås och Göteborg och visar i stor utsträckning på de könsroller som råder när hushållet avgör vem som skall få använda bilen.

Parametern för kön-gång visar på samma sätt att kvinnor även har en större sannolikhet att gå till fots vid inköpsresor. Parametern är dock endast hälften så stor som för kollektivalternativet.

Variabeln förvärvsarbete-bil antar värdet ett för bilalternativet om intervjupersonen är förvärvsarbete. Den positiva höga parametern illustrerar sannolikt framför allt hur de förvärvsarbetandes snävare tidsbudget gör det nödvändigt att använda bilen för att hinna med inköpen.

Hushållsstorlek-bil får värdet för antalet hushållsmedlemmar för bilalternativet. Variabeln är en proxy för behovet att göra stora inköp när hushållet har många medlemmar (dvs tyngre och mer skrymmande inköp). Parametern blir också mycket riktigt positiv och klart signifikant.

Variabeln ålder-kollektivt antar värdet för intervjupersonens ålder för kollektivalternativet. Den positiva parametern visar att äldre personer - allt annat lika - har en högre sannolikhet än yngre att åka kollektivt vid inköpsresor.

Samtliga parametrar, utom stormarknadsdummys och bilkonstanten, är signifikant skilda från noll på 95-procentnivån. Stormarknadsdummys är signifikant skild från noll på 90-procentnivån. De alternativspecifika konstanterna mäter effekten av alla de övriga variabler som saknas i modellspecifikationen. Summan av dessa utelämnade variabler kan naturligtvis råka bli noll (eller nära noll). En liten och osignifikant konstant kan därför inte tolkas som att det inte finns andra viktiga faktorer som saknas i modellen.

Modellen som helhet måste med ett undantag betraktas som lyckad. Undantaget är att väntetiden ej ingår i modellen. Samtliga övriga av de viktigaste parametrarna som vi à priori vet påverkar valet finns med i modellen. Parametrarnas storlekar är också rimliga. Modellen innehåller även fler socioekonomiska variabler än de modeller som beskrivs i övriga kapitel i rapporten.

#### Alternativa modellspecifikationer

Ett stort antal alternativa modellspecifikationer har prövats. I tabell 5.2 visas två modeller med ett antal ytterligare speciellt intressanta variabler som testats.

Tabell 5.2 Alternativa modeller

	2	3
Bilkonstant	+0,0011 (0,00)	+0,3244 (0,70)
Cykelkonstant	+0,0573 (0,12)	+1,4560 (3,51)
Gångkonstant	+2,9800 (8,16)	+4,2790 (13,16)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0370 (5,25)	-0,0023 (0,32)
Reskostnad	-0,2140 (5,92)	-0,3571 (11,66)
Gångtid till och från hållplats	-0,0565 (2,99)	
Bytestid - kollektivt	-0,0784 (2,69)	
Spilltid - kollektivt		-0,0154 (2,33)
Antal byten		-0,2772 (1,81)
Gångtid (hela vägen)	-0,0700 (18,76)	-0,0944 (28,19)
Cykeltid	-0,0828 (6,30)	-0,1081 (8,46)
Ln butiksyta/gren	+1,0000 -	+1,0000 -
Stormarknadsdummy	+0,2508 (1,67)	
Bilkonkurrens - bil	+0,3802 (1,54)	+0,6395 (3,23)
Kön - kollektivt	+0,8280 (3,42)	+0,7044 (2,91)
Förvärvsarbete - bil	+1,1080 (4,63)	+1,1880 (5,39)
Hushållsstorlek - bil	+0,3759 (3,78)	+0,3480 (3,86)
Svårt att gå - gång		-0,3779 (0,89)
Svårt att gå - cykel		-1,2230 (1,41)
Svårt att gå - koll		+0,3842 (0,82)
Risk - cykel		-0,1602 (0,89)

I modell 2 är bilkonkurrensvariabeln definierad så att den antar värdet ett om det finns fler personer med körkort än bilar i hushållet, dvs om konkurrens föreligger. Variabeln mäter därmed inte graden av konkurrens. Denna enklare formulering av bilkonkurrensvariabeln har varit vanlig i andra studier där tillräcklig information om graden av konkurrens ej har funnits i de använda datamaterialen. Med denna enklare formulering får variabeln väsentligt sämre signifikans.

I modell 3 används den bättre formuleringen av bilkonkurrensvariabeln. Dessutom prövas ett antal andra variabler.

Variabeln "svårt att gå" antar värdet ett för respektive färdssätt om intervjupersonen uppgett att han har svårt att gå. Variabeln har knutits både till gång-, cykel- och bussalternativen. För gång- och cykelalternativen får parametern förväntat negativt tecken, men signifikansen blir i båda fallen låg.

När variabeln knyts till kollektivalternativet är det inte självklart vilket tecken som är "rätt". Personer med rörelsehinder kan visserligen ha svårt att utnyttja bussen, men det kan å andra sidan tänkas att många av dem som har sådana svårigheter i realiteten är hänvisade till detta färdssätt. Parametern får låg signifikans.

Variabeln "risk-cykel" mäter intervjupersonens subjektiva uppfattning om trafikriskerna i det område där personen bor. Variabeln är således bara ett approximativt mått på den upplevda risken för de inköpsresor som är aktuella. Variabeln i modellen är transformerad till en tregradig skala där 1 = måttlig risk, 2 = stor risk och 3 = mycket stor risk. Parametern får förväntat negativt tecken men signifikansen blir låg.

#### Värdering av vänte- och bytestid

I kapitel 4.4 visas modeller med icke-linjära funktionssamband för vänte- och bytestiden i arbetsresomodellerna för Göteborg. Hypotesen var att väntetidsvikten bör sjunka med längden på väntetiden eftersom en allt större del av väntetiden tillbringas i hemmet eller på arbetet ju längre väntetiden är (när väntetiden definieras som halva turtätheten).

Bytestidsvikten antogs i stället öka med bytestidens längd. Skälet till detta är att denna tid faktiskt tillbringas vid hållplatsen och att det då är en rimlig hypotes att bytestiden känns allt mer besvärande ju längre den är.

Analyserna av Göteborgsmaterialet bekräftade de uppställda hypoteserna.



Motsvarande analyser har även utförts för Jönköpingsmaterialiet. I tabellen nedan visas trafikstandardvariablerna i en sådan modell (vars specifikation i övrigt överensstämmer med slutmodellen).

Tabell 5.3 Icke-linjära vänte- och bytestider

	1 slutmodell	4
Aktid bil eller kollektivt	-0,0316 (4,46)	-0,0345 (4,72)
Reskostnad	-0,2288 (6,39)	-0,2249 (6,24)
Gångtid till och från hållplats	-0,0578 (3,03)	-0,0558 (2,84)
Bytestid kollektivt	-0,0872 (2,92)	
Bytestid 0-5 min		+0,1230 (1,81)
Bytestid 6- min		-0,4129 (2,81)
Väntetid 0-20 min		-0,0321 (1,47)
Väntetid 21- min		+0,0194 (1,35)

Den statistiska kvaliteten på de erhållna resultaten är låg. Få personer i urvalet har åkt kollektivt och samtidigt haft långa vänte- eller bytestider. Resultaten är trots detta av intresse.

För bytestiden väljs tiden 5 minuter som gräns eftersom endast två personer haft en bytestid på 20 minuter per dag.

Parametern för de första fem minuterna av bytestiden blir positiv och får låg signifikans. Parametern för den del av bytestiden som överstiger fem minuter blir negativ och mycket hög. Resultaten motsäger således inte tidigare redovisade resultat att bytestiden värderas mer och mer negativt per tidsenhet ju längre den är.

Väntetiden fick ej signifikant parameter när den prövades utan uppdelning. Med en uppdelad parameter



visar det sig att de första 20 minuternas väntetid (per dag) får en negativ parameter (som dock inte är signifikant skild ifrån noll). Den del av väntetiden som överstiger 20 minuter får en positiv parameter som även den ej är signifikant. Även resultaten för väntetiden kan således tolkas i enlighet med tidigare resultat, dvs att korta väntetider värderas mer negativt (per minut) än långa.

#### Påkodning av gång- och cykelalternativ

Färdsetsalternativen har kodats på observationerna. För bil- och bussalternativen är kriterierna för påkodningen relativt entydiga. Cykelalternativet kodas enbart på för dem som uppgivit att de har tillgång till cykel. För både gång- och cykelalternativen är det rimligt att anta att de enbart övervägs för relativt korta resor. I Bfr-rapporten R94:1982 visas att gång- och cykelresor knappast förekommer på avstånd över 4-5 km. Detta motsvarar en gångtid på ca en timme, eller en cykeltid på ca en halvtimme.

Många personer kan naturligtvis tänkas upphöra att överväga gång och cykel redan vid betydligt kortare avstånd. För att kunna använda metoden med påkodning av alternativ är det naturligtvis mycket angeläget att utröna hur känsliga resultaten är för olika alternativa antaganden. I tabell 5.4 visas tre modeller där gång- och cykelalternativen kodats på för destinationer som kan nå inom 60, 45, respektive 30 minuter (enkel resa). Som jämförelse visas även en fjärde modell helt utan sådant tidskriterium. Enbart trafikstandard-variablernas parametrar visas i tabellen.

Tabell 5.4 Olika tidsgränser vid påkodning av gång- och cykelalternativ

	5 30 min	6 45 min	1 60 min	7 inget
Åktid bil eller kollektivt	-0,0334 (4,49)	-0,0327 (4,53)	-0,0316 (4,46)	-0,0288 (4,29)
Reskostnad	-0,2295 (6,11)	-0,2299 (6,34)	-0,2288 (6,39)	-0,2249 (6,75)
Gångtid till och från hållplats	-0,0581 (2,76)	-0,0590 (3,04)	-0,0578 (3,03)	-0,0533 (2,99)
Bytestid kollektivt	-0,0809 (2,68)	-0,0882 (2,90)	-0,0872 (2,92)	-0,0974 (3,19)
Gång- och cykeltid 0-50 min	-0,0876 (13,08)	-0,0869 (14,22)	-0,0910 (15,11)	-0,1027 (18,10)
51- min	-0,0252 (0,48)	-0,0684 (6,41)	-0,0443 (6,65)	-0,0171 (8,23)
Antal observationer p2	828 0,208	867 0,209	885 0,211	922 0,217

Av tabellen framgår att skillnaden mellan modellerna blir måttlig vid de alternativa påkodningarna. Inköpsresomodellerna är således inte särskilt känsliga för vilken tidsgräns som används vid påkodningen.

Detta är fallet trots att antalet resor med gång- och cykelalternativ påverkas kraftigt av vilket kriterium som används:

	modell			
	5	6	1	7
Antal med cykelalternativ	1151	1361	1486	1579
gångalternativ	1178	1723	1979	2728

Den enda parameter som påverkas mer markant är parametern för den del av gång- och cykeltiden som överstiger 50 minuter. Med det lägsta tidskriteriet blir parametern ej signifikant eftersom det då återstår få resor med gång- och cykeltider som överstiger 50 minuter per dag (alternativen tas endast med om tiden understiger 30 minuter per resa, dvs 60 minuter per dag).

Med de tre övriga tidskriterierna sjunker parametern för gång- och cykeltid kontinuerligt med tidskriteriets storlek. Detta visar på den sjunkande värderingen av denna tidskomponent.

Modellernas anpassning till datamaterialet (p2-måttet) påverkas knappast alls av tidskriteriet.

Eftersom känsligheten för tidskriteriet är så liten kan önskat kriterium väljas. För att få jämförbarhet med service- och rekreationsresemodellerna väljs kriteriet 60 minuter per resa.

#### Separata modeller för dagligvaru- och sällanvaruinköp

I de hittills redovisade modellerna ingår alla typer av inköpsärenden. Som konstaterats tidigare i rapporten (kapitel 3.7) är det ur användningssynpunkt en fördel om samma modeller kan användas för alla inköpstyper. Eftersom resmönstret och attraktivitetsmåttan kan förväntas skilja sig för olika inköpstyper är det dock inte orimligt att vänta sig att separata modeller kan ge bättre empiriska resultat.

För Västeråsmaterialet prövades med separata modeller för dagligvaruinköp. Slutsatsen blev att resultaten statistiskt försämrades eftersom urvalsstorleken minskade med separata modeller. Resultaten var dock stabila i termer av tidsvärden. Resultaten visade även på att den separata modellen för livsmedelsinköp generellt sett fick större absolutvärden på parametrarna, vilket allt annat lika är ett positivt tecken.

I tabell 5.5 visas motsvarande separata modeller för Jönköpingsmaterialet. I tabellen visas en modell för enbart livsmedelsinköp, en modell för sällanvaruinköp, samt en jämförelsemodell för samtliga inköpstyper. Totalmodellen avviker något från den tidigare redovisade slutmodellen. I modellen för sällanvaruinköp ingår både resor där bara sällanvaror köpts och resor där både sällanvaror och livsmedel köpts (antalet observationer blir för litet om enbart resor med sällanvaruinköp tas med).

Tabell 5.5 Separata modeller för olika inköpstyper

	8 alla inköp	9 livsmedels- inköp	10 sällanvaru- inköp
Bilkonstant	+0,8120 (1,25)	+0,8243 (0,98)	+1,5550 (1,31)
Cykelkonstant	+1,4800 (2,29)	+1,8970 (2,25)	+1,3440 (1,20)
Gångkonstant	+4,0680 (7,12)	+4,2880 (5,67)	+4,2380 (4,02)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0339 (4,69)	-0,0304 (3,50)	-0,0431 (3,20)
Reskostnad	-0,2061 (5,68)	-0,2152 (4,94)	-0,1233 (1,73)
Gångtid till och från hållplats	-0,0572 (2,99)	-0,0985 (3,68)	-0,0188 (0,59)
Bytestid - kollektivt	-0,0812 (2,74)	-0,0876 (2,45)	-0,0451 (0,93)
Gångtid (hela vägen)	-0,0707 (18,86)	-0,0695 (16,39)	-0,0707 (8,30)
Cykeltid	-0,0838 (6,25)	-0,0939 (5,24)	-0,0635 (3,26)
Ln butiksyta/gren	+1,0000 -	+1,0000 -	+1,0000 -
Stormarknadsdummy	+0,2657 (1,76)	+0,1986 (1,25)	+0,9616 (1,89)
Bilkonkurrens - bil	+0,4014 (1,85)	+0,4478 (1,79)	+0,3069 (0,67)
Kön - kollektivt	+1,4920 (4,97)	+1,4660 (3,91)	+1,5300 (2,95)
Kön - gång	+0,8021 (3,41)	+0,8026 (3,03)	+0,7307 (1,39)
Förvärvsarbete - bil	+0,8711 (3,47)	+0,9361 (3,25)	+0,7613 (1,43)
Hushållsstorlek - bil	+0,4335 (4,22)	+0,4718 (4,04)	+0,3712 (1,64)
Ålder - kollektivt	+0,0190 (2,93)	+0,0279 (3,13)	+0,0126 (1,15)
Antal observationer	885	633	252
p2	0,203	0,275	0,010

Av tabellen framgår att modellen för sällanvaruinköp innehåller ett stort antal parametrar som inte är signifikant skilda från noll. Modellens anpassning till datamaterialet är också dålig. Förklaringen till resultatet är sannolikt främst det begränsade urvalet. En bidragande faktor kan naturligtvis även vara att dessa inköp är mer disparata än livsmedelsinköpen.

I datamaterialet finns det ej uppgift om vilken typ av sällanvaruköp som utförts. Vid alternativpåkodningen antas därför att samtliga målpunkter där det finns sällanköpsvaror är relevanta alternativ för resan. Detta är naturligtvis ofta ej fallet (om inköpet exempelvis gällde en tvättmaskin är antalet målpunkter i regionen relativt begränsat, nu påkodas exempelvis alla områden med färgaffärer, blomsteraffärer etc som relevanta alternativ).

Problemet med den använda ansatsen är att om inköpet avsåg en tvättmaskin i en relativt avlägsen målpunkt kanske denna målpunkt ändå var den närmaste där detta inköp kunde utföras. Vid alternativpåkodningen ansätts kanske flera närliggande målpunkter som relevanta (trots att inköpet inte kunde ha skett där). Ur modellens synpunkt kommer det då att te sig oförklarligt att inköpet skedde där det skedde. Resultatet av detta blir i sin tur naturligtvis sämre modeller.

Modellerna för sällaninköp kan sannolikt förbättras avsevärt genom att kartlägga vad individen köpte och därefter enbart koda på de målpunkter där denna typ av inköp verkligen kunde ha utförts.

Modellen för enbart livsmedelsinköp är mycket lik modellen för samtliga inköp. Såväl konstanter, trafikstandardvariabler, som socioekonomiska variabler är mycket lika. Även tidsvärdena i de två modellerna är mycket lika (9,90 i modell 8 och 8,50 i modell 9).

Den enda trafikstandardvariabel som skiljer sig mellan modellerna är gångtiden till och från hållplatsen. Denna parameter har nästan dubbla storleken i modellen för livsmedelsinköp. En hypotes kan naturligtvis vara att gångtiden värderas mer negativt vid livsmedelsinköp p g a att man då ofta har tunga varor att bära. Det enda som motsäger denna hypotes är att då även gångtiden när man går hela vägen borde ha värderats mer negativt vid livsmedelsinköp, vilket ej blev fallet. Värderingen av gångtiden borde således sammanhånga med inköpets storlek, vilket talar för att samla in sådan information.

Ytterligare en noterbar skillnad mellan modellerna är att stormarknadsdummys är mindre i modellen för livsmedelsinköp. I båda modellerna (8 och 9) har dock parametern låg signifikans vilket gör det svårt att dra säkra slutsatser.

Modellen för enbart livsmedelsinköp uppvisar en något bättre anpassning till datamaterialet än modellen för alla inköp.

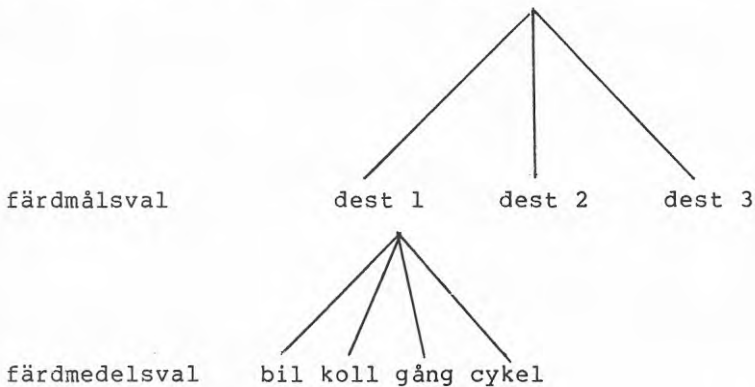
Sammanfattningsvis kan vi konstatera att modellen för enbart livsmedelsinköp är betydligt mer lik totalmodellen än motsvarande modeller för Västeråsmaterialet. Möjligheterna att använda gemensamma modeller för olika inköpsärenden ter sig således goda.

Uppenbarligen behövs dock mer kunskap om värderingen av gångtid till och från hållplats vid olika resärenden.

Om separata modeller för övriginköp skall skattas, förefaller det helt nödvändigt att samla in ytterligare information om typen av inköp när undersökningen genomförs.

### Strukturerade modeller

På samma sätt som för Västeråsmaterialet har även strukturerade modeller estimerats. När färdmedelsvalet behandlas på en lägre nivå och färdmålsvalet på en högre erhålls följande struktur:



Det första steget när en strukturerad modell för färdmedels- och färdmålsval skall estimeras är att estimeras en färdmedelsvalsmodell för de olika alternativa färdmedlen till den valda destinationen. I tabell 5.6 visas en sådan modell, samt som jämförelse även modell 8 för det simultana valet.



Tabell 5.6 Strukturerade modeller

	8 simultan modell	11 bara färdmedelsval
Bilkonstant	+0,8120 (1,25)	+0,8174 (1,11)
Cykelkonstant	+1,4800 (2,29)	+1,8920 (2,45)
Gångkonstant	+4,0680 (7,12)	+4,3460 (5,98)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0339 (4,69)	+0,0256 (1,60)
Reskostnad	-0,2061 (5,68)	-0,1126 (1,50)
Gångtid till och från hållplats	-0,0572 (2,99)	-0,0729 (3,06)
Bytestid kollektivt	-0,0812 (2,74)	-0,1535 (3,47)
Gångtid (hela vägen)	-0,0707 (18,86)	-0,0554 (10,35)
Cykeltid	-0,0838 (6,25)	-0,0579 (3,85)
Ln butiksyta/gren	+1,0000 -	
Stormarknadsdummy	+0,2657 (1,76)	
Bilkonkurrens - bil	+0,4014 (1,85)	+0,4264 (1,99)
Kön - kollektivt	+1,4920 (4,97)	+1,6500 (5,09)
Kön - gång	+0,8021 (3,41)	+0,7472 (3,21)
Förvärvsarbete - bil	+0,8711 (3,47)	+0,8977 (3,63)
Hushållsstorlek - bil	+0,4335 (4,22)	+0,4556 (4,57)
Ålder - kollektivt	+0,0190 (2,93)	+0,0195 (2,57)
Antal observationer	885	931
p2	0,203	0,492

Modell 11 innehåller fler observationer än modell 8. Orsaken är att det förekommer ett rätt betydande bortfall för attraktivitetsvariablerna, vilket påverkar modell 8 (som även behandlar destinationsvalet) men som ej påverkar modell 11.

Konstanterna i de två modellerna är mycket lika. Likaså får de socioekonomiska variablerna mycket likartade parametrar. Den stora skillnaden mellan modellerna ligger på trafikstandardvariablernas parametrar. I modell 11 har parametern för restiden för bil och kollektivtrafik fel tecken. Parametern för reskostnad blir liten och får ett lågt t-värde.

Problemen med de två viktigaste parametrarna, restid och reskostnad, kvarstår vid de alternativa modellspecifikationer som prövats.

Problemen med färdmedelsvalsmodellerna på Jönköpingsmaterialet är precis desamma som de problem som erhöles för inköpsresemmodellerna på Västeråsmaterialet när separata färdmedelsvalsmodeller prövades. Huvudproblemet är den korrelation som finns mellan restiden och reskostnaden vid inköpsresor (vid arbetsresor är denna korrelation mindre påtaglig p g a förekomsten av reseavdrag). När separata färdmedelsvalsmodeller estimeras blir variationen i datamaterialet liten. Vid de simultana modellerna utnyttjas informationen om restider och reskostnader till alla de olika alternativa målpunkterna, vid den separata modellen enbart informationen om den valda målpunkten.

De resultat som erhållits för både Jönköpings- och Västeråsmaterialen styrks av andra ej publicerade resultat som erhållits på olika håll utomlands (av bl a Cambridge Systematics i Holland och David Hensher i Australien). De negativa erfarenheterna innebär en allvarlig inskränkning i möjligheten att praktiskt skatta den strukturerade logitmodellen med hjälp av stegvis estimering. Förutsättningen för att utföra denna stegvisa estimering är naturligtvis att åtminstone den första modellen kan skattas på ett tillfredsställande sätt.

#### Samtidig estimering

Varken i Västerås- eller Jönköpingsfallen har det således varit möjligt att skatta strukturerade logitmodeller sekvensiellt. Hade detta varit möjligt hade ytterligare ett problem tillkommit. När färdmedelsvalsmodellen används för att beräkna logsumvariabeln till destinationsvalsmodellen fortplantas osäkerheten vid beräkningen av färdmedelsvalsmodellens parametrar multiplikativt till beräkningen av logsumvariabeln. Denna felfortplantning är särskilt allvarlig vid komplicerade modellsystem med många nivåer. Vid sådana

fall har erfarenheten visat att den statistiska osäkerheten ofta medför att logsumparametern får insig-nifikanta parametrar.

För att komma tillrätta med problemen vid sekvensiell estimering är det naturligtvis högst önskvärt att kunna utföra estimeringen av den strukturerade logit-modellen i ett enda steg, och att därmed utnyttja all tillgänglig information.

Fram till och med 1984 har generell programvara för sådan estimering saknats. Vissa specialprogram har visserligen funnits, men dessa har endast kunnat han-tera ett fåtal nivåer (oftast två), de har normalt ej kunnat ge information om den statistiska precisionen i estimaten och de har dessutom varit så tidskrä-vande att köra att de inte ansetts vara praktiskt an-vändbara.

I samband med arbetet på RVU 85 i Stockholm har Cambridge Systematics Europe vidareutvecklat sitt estimeringsprogram ALOGIT så att det kan utföra sam-tidig estimering av strukturerade logitmodeller. Es-timeringen har blivit möjlig framför allt genom ett nytt sätt att strukturera problemet (se Daly 1985).

Det nya programmet blev tillgängligt under senvåren 1985 efter det att arbetet med Jönköpingsmodellerna egentligen avslutats. Programmet har dock använts för att pröva strukturerade modeller med slutmodellens specifikation. Inga alternativa modellspecifikationer har prövats, vilket innebär att de modeller som redo-visas i tabell 5.7 främst fyller syftet att illu-strera betydelsen av den nya estimeringsmetoden.

Modellerna estimeras i ett enda steg. Skillnaden mot den simultana modellen är att en logsumparameter erhålls, vilket gör det möjligt att ta hänsyn till skillnader i variansen hos slump termen för olika delar av den totala valsituation som studeras.

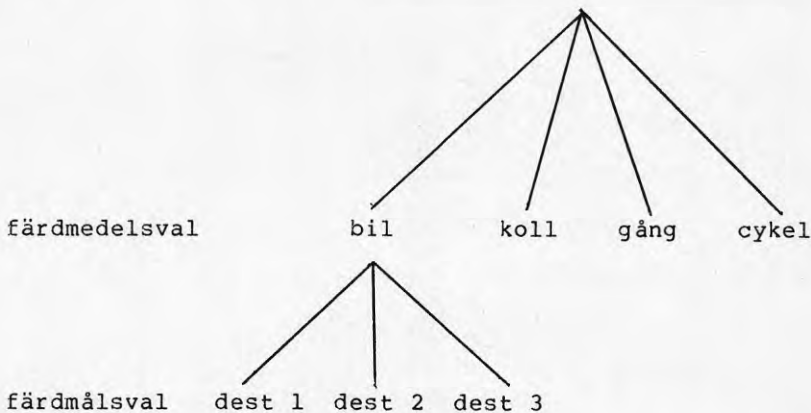
Tabell 5.7 Samtidigt estimerade strukturerade modeller på Jönköpingsmaterialet

	12 simultan modell	13 färdmål/ färdmedel	14 färdmedel/ färdmål
Bilkonstant	+0,3917 (0,55)	+0,5222 (7,68)	+0,8100 (7,54)
Cykelkonstant	+1,5500 (2,41)	+1,4250 (2,38)	+1,8420 (2,08)
Gångkonstant	+4,1490 (7,31)	+3,9290 (7,43)	+5,6220 (6,48)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0320 (4,47)	-0,0202 (2,73)	-0,0265 (3,24)
Reskostnad	-0,2274 (6,30)	-0,1865 (5,56)	-0,2424 (6,03)
Gångtid till och från hållplats	-0,0559 (2,92)	-0,0485 (2,75)	-0,0624 (2,49)
Bytestid kollektivt	-0,0823 (2,76)	-0,0812 (2,97)	-0,0975 (2,84)
Gångtid (hela vägen)	-0,0709 (18,88)	-0,0622 (12,76)	-0,0814 (16,52)
Cykeltid	-0,0843 (6,28)	-0,0686 (4,95)	-0,0824 (5,33)
Ln butiksyta/gren	+1,0000 -	+1,0000 -	+1,0000 -
Stormarknadsdummy	+0,2675 (1,77)	+0,2860 (1,86)	+0,1842 (1,15)
Bilkonkurrens - bil	+0,8774 (2,42)	+0,8119 (2,30)	+1,2670 (2,24)
Kön - kollektivt	+1,4900 (4,95)	+1,3860 (4,83)	+2,1530 (4,43)
Kön - gång	+0,7773 (3,31)	+0,7706 (3,39)	+1,1530 (3,08)
Förvärvsarbete - bil	+0,8951 (3,56)	+0,8594 (3,54)	+1,3550 (3,36)
Hushållsstorlek - bil	+0,4347 (4,28)	+0,4207 (4,25)	+0,6997 (4,05)
Ålder - kollektivt	+0,0197 (3,05)	+0,0197 (3,32)	+0,0269 (2,81)
Logsumma		+1,2790 (9,87)	+0,6334 (10,00)
Antal observationer	885	885	885
p2	0,206	0,325	0,363

Modell 13 är estimerad med den "mest naturliga" strukturen, nämligen färdmedelsvalet på den undre nivån och färdmålsvalet på den övre. Samtliga variabler utom attraktivitetsvariabeln och stormarknadsdummyn avser den undre nivån. Förutom de två nämnda variablerna finns på den övre nivån även en logsumvariabel.

Skillnaderna i parameterstorlekar blir måttliga. Logsumparametern får dock ett värde som överstiger ett, vilket är teoretiskt oacceptabelt.

För att få ett acceptabelt värde på logsumparametern estimerades en andra modell med den omvända strukturen:



För att göra estimeringen så enkel som möjligt lades alla variabler på den understa nivån (på så sätt behövde den använda indatamängden inte transformeras ytterligare). Om färdmedelsparametrarnas storlek skall jämföras mellan modellerna måste de därför först multipliceras med logsumparametern (eftersom de påverkar färdmedelsvalet via logsumman).

Med den omvända strukturen får logsumparametern en teoretiskt korrekt storlek som är signifikant skild både från ett och från noll. Modellens anpassning till datamaterialet är också påtagligt bättre än modell 12.

Resultaten visar att det med programmet för samtidig estimering av strukturerade modeller är möjligt att skatta sådana för Jönköpingsmaterialet och att dessa är bättre än de simultana modellerna. De tidigare redovisade erfarenheterna visade att det inte var möjligt att estimeras sådana modeller sekvensiellt. Det nya programmet innebär därmed ett genombrott för möjligheterna att skatta strukturerade logitmodeller.

De praktiska fördelarna med det nya programmet är också avsevärda. För att estimeras modeller sekvensiellt krävs att en första modell estimeras, att denna används för att beräkna logsummor, att en andra modell estimeras, att denna i sin tur används för att beräkna nya logsummor, etc. Beräkningen av logsummorna är praktiskt besvärlig och det är dessutom mycket mödosamt att kontrollräkna resultaten av beräkningarna. De praktiska problemen är sannolikt det viktigaste skälet till att strukturerade logitmodeller varit så förhållandevis sällsynta i praktiken.

Med det nya programmet sker alla beräkningssteg på en gång och logsummorna beräknas helt internt i programmet. Den praktiska tillämpningen av de strukturerade logitmodellerna underlättas därmed avsevärt.

Det nya programmet är lika snabbt som det gamla när samma problem skall lösas (simultana modeller). För att estimeras strukturerade modeller krävdes i detta fall ungefär dubbelt så många iterationer som för motsvarande simultana modell, samt ungefär 15 % längre tid per iteration (på grund av den extra logsumparametern).

#### 5.4 Arbetsresemodellerna

##### Definition av arbetsresorna

Modellanalyserna omfattar samtliga arbetsresor som rapporterats i intervjumaterialet. I analyserna ingår således även reskedjor där andra ärenden utförts på väg till eller från arbetet.

Partiella bortfall av uppgifter för enstaka färdssätt har lösts genom att alternativet ifråga uteslutits, men observationen i övrigt behållits. Efter att bortfall uteslutits återstod i slutmodellen 1 723 observationer med följande fördelning på valda och icke valda alternativ:

	valt	ej valt
Gång	317	702
Cykel	165	936
Bil	957	424
Buss	284	1 325
Summa	1 723	3 387

I genomsnitt har varje individ 3,0 färdssättsalternativ för sin arbetsresa (inklusive det valda alternativet).



### Slutmodellen

Resvaneundersökningen i Jönköping samlade inte in alla variabler som är önskvärda för analys av arbetsresandet. De två allvarligaste bristerna är att uppgifter om förekomsten av bilreseavdrag saknas, samt att uppgifter om faktiska och potentiella parkeringsavgifter saknas (den enda parkeringsuppgiften som finns är om de som faktiskt åkte bil hade någon parkeringsavgift eller ej).

Studier som genomförts efter det att Jönköpingsmaterialet samlades in har visat att framförallt reseavdragsuppgifter ofta kan vara nödvändiga för att erhålla acceptabla arbetsresemodeller (se t ex Algers, Tegnér och Widlert 1984, Algers och Widlert 1985 eller VBB 1981). Dessvärre har bristen på sådana data också medfört att kvaliteten på de erhållna arbetsreseresultatena för Jönköpingsmaterialet har blivit låg.

Olika alternativa sätt att försöka komma förbi problemet med de saknade uppgifterna har prövats, men med begränsad framgång. Försöken har syftat till att försöka beräkna vilka individer som kan antas ha avdrag. Eftersom försöken ej varit framgångsrika bygger slutmodellen på kostnadsdata som beräknats utan hänsyn till reseavdrag. De alternativa försöken redovisas under avsnittet "Reseavdrag".

Tabell 5.8 Slutmodell för arbetsresor på  
Jönköpingsmaterialiet

	1
Bilkonstant	-1,6910 (3,92)
Cykelkonstant	-0,8602 (2,48)
Busskonstant	-1,6300 (3,51)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0304 (3,85)
Rörlig reskostnad	-0,3168 (8,72)
Parkeringskostnad	-0,1035 (6,49)
Gångtid till och från hållplats	-0,0250 (2,03)
Vänte- och bytestid kollektivt	-0,0158 (3,22)
Gångtid (hela vägen) och cykeltid	-0,0707 (16,73)
Bilkonkurrens - bil	+0,8718 (3,58)
Bil i arbetet - bil	+1,7950 (8,94)
Kön - kollektivt	+1,3540 (6,93)
Kön - gång	+0,4710 (2,18)
Kön - cykel	-0,6613 (2,95)
Ålder - gång	+0,0152 (2,25)
Antal observationer	1723
p <sup>2</sup>	0,462

Åktidsvariablerna är uppdelade i en separat variabel för bil- och bussåktid och en variabel för gång- och cykeltid. Precis som för inköpsresematerialet visar det sig att gång- och cykeltiden värderas drygt dubbelt så negativt som bil- och bussåktiden. Parametrarna för dessa variabler är också mycket lika i de två modellerna.

Eftersom uppgifterna om parkeringskostnaderna är bristfälliga används en separat variabel för denna kostnad. Kostnaden har beräknats som om man betalat för åtta timmars parkering.

Från andra undersökningar är det känt att det är mycket vanligt att arbetsgivaren helt eller delvis subventionerar de anställdas parkering. För dem som faktiskt måste betala är denna kostnad ofta lika stor som - eller tom större än - den rörliga kostnaden. Vi känner endast till om de som faktiskt åkt bil betalat någon avgift eller ej, men inte hur mycket de betalt. För dem som använt något annat färdssätt vet vi ingenting om hur mycket de skulle betalt om de åkte bil. Parkeringskostnadsvariabeln blir därmed mycket osäker bestämd. Eftersom den ofta är av stor betydelse för valet kan osäkerheten ha en påtagligt negativ påverkan på modellerna.

Parametrarna för vänte- och bytestid, samt för gångtid till och från hållplats, blir lägre än parametern för åktid i fordon. Detta resultat förklaras sannolikt av bristen på avdragsinformation (se vidare nedan).

Variabeln för bilkonkurrens är beräknad som antalet ägda eller disponerade bilar dividerat med antalet familjemedlemmar med körkort. Parametern visar att sannolikheten att åka bil ökar påtagligt när den relativa biltillgången ökar. Parametern är nästan identisk med motsvarande parameter i inköpsresemodellen.

Variabeln för bil i arbetet antar värdet ett om bilen används minst en gång per vecka i tjänsten. Parametern visar att sannolikheten för att åka bil till arbetet då ökar kraftigt.

De två variablerna för kön antar värdet ett om personen ifråga är en kvinna. Parametrarna visar att kvinnor - allt annat lika - har en högre sannolikhet för att åka buss eller att gå till arbetet än män. Männerna har en högre sannolikhet för att cykla än kvinnorna.

Åldersvariabeln antar värdet för personens ålder för gångalternativet. Parametern visar att äldre personer har en högre sannolikhet att gå till arbetet än yngre.

Gång- och cykeltid

Om separata parametrar estimeras för olika delar av gång- och cykeltiden erhålls följande resultat:

	parameter (t-värde)
<hr/>	
gång- och cykeltid	
0-25 min	-0,1383 (8,08)
26-50	-0,0708 (7,89)
51-	-0,0605 (8,83)
<hr/>	

Precis som för inköpsresemodellerna erhålls en värdering av gång- och cykeltiden som avtar med tidens längd.

Reseavdrag

Eftersom undersökningen saknar uppgifter om avdragen har olika sätt att skatta dessa prövats. Från SCB har uppgifter om antalet avdrag i varje sexsifferområde erhållits (INKOPAK tabell I 8). Dessa uppgifter särskiljer ej bil- och kollektivreseavdragen, och de redovisar inte heller motiven till avdragen. En approximativ fördelning av avdragen på bil- och kollektivreseavdrag har gjorts av SCB med ledning av avdragens storlek (avdrag över 12 ggr månadskortets pris antas vara bilavdrag).

Bilavdrag medges i huvudsak p g a tidsvinst eller p g a att bilen används i tjänsten. Kravet för att få avdrag p g a bil i tjänsten var vid undersöknings-tillfället att bilen användes "regelmässigt" i tjänsten. Enligt då gällande (något oklara) praxis skulle detta vara betydligt oftare än en gång per vecka (vilket är den gräns som rapporterats i undersökningen). Det är således ej möjligt att avgöra vilka av intervjupersonerna som var berättigade till bil-i-tjänst-avdrag.

Tidigare studier i Stockholm och Göteborg (Trafikkontoret 1980, Widlert 1985) har visat att korrelationen mellan den faktiska tidsvinstens storlek och förekomsten av tidsvinstavdrag är dålig. Många personer med låga tidsvinster har lyckats få sina avdrag godkända. Det är därför mycket svårt att utifrån objektiva restids- uppgifter beräkna vilka personer i observationsmaterialet som kunnat göra avdrag för sina bilresor.

I tabellen nedan visas resultaten vid några alternativa sätt att approximativt fördela avdragen. Den första modellen är en jämförelsemodell utan avdrag (modellen avviker något från den tidigare redovisade slutmodellen).

Den andra modellen förutsätter att samtliga som använder bilen i tjänsten minst en gång per vecka gör avdrag. Den förutsätter dessutom att de bilförare som har de största tidsvinsterna gör avdrag. Gränsen för tidsvinsten är då bestämd så att antalet reseavdrag stämmer med SCB-statistiken.

I den tredje modellen antas, precis som i den andra, att alla med bil i tjänsten gör avdrag. I denna modell antas dock att även de personer som enligt undersökningen använder något annat färdmedel än bil skulle kunnat göra avdrag om de åkt bil, förutsatt att tidsvinsten varit större än den beräknade gränsen.

Tabell 5.9 Modeller med och utan avdrag

	2 utan avdrag	3 avdrag: -bil i tjänst -bilförare m tidsvinst	4 avdrag: -bil i tjänst -alla m tidsvinst
Bilkonstant	-2,4380 (7,61)	-2,5640 (8,01)	-2,5460 (8,09)
Cykelkonstant	-1,6500 (7,60)	-1,4960 (6,84)	-1,4270 (6,36)
Busskonstant	-2,2690 (6,06)	-2,5420 (6,91)	-2,9870 (8,43)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0391 (4,40)	-0,0278 (3,14)	-0,0104 (1,36)
Rörlig reskostnad	-0,3412 (8,36)	-0,5898 (10,09)	-0,4880 (7,68)
Parkeringskostnad	-0,0943 (5,79)	-0,0901 (5,31)	-0,0992 (5,98)
Gångtid till och från hållplats	-0,0285 (2,22)	-0,0276 (2,13)	-0,0199 (1,63)
Väntetid	-0,0161 (2,64)	-0,0097 (1,51)	-0,0015 (0,26)
Bytestid	-0,0136 (1,69)	-0,0064 (0,72)	-0,0017 (0,21)
Gångtid (hela vägen) och cykeltid	-0,0606 (8,03)	-0,0579 (7,49)	-0,0575 (7,38)
Bilkonkurrens - bil	+0,8363 (3,44)	+0,8152 (3,28)	+0,8430 (3,45)
Bil i arbetet - bil	+1,7630 (8,77)	+1,3270 (6,30)	+1,5000 (7,34)
Kön - kollektivt	+1,5320 (8,17)	+1,5190 (7,81)	+1,5280 (8,30)
Kön - gång	+0,5990 (3,00)	+0,6770 (3,21)	+0,7519 (3,41)
Logsumma	+1,1810 (8,20)	+1,0830 (7,71)	+0,9773 (7,54)
Antal observationer	1 607	1 607	1 607
p2	0,543	0,555	0,537



Av tabellen framgår att resultaten är känsliga för vilket antagande om avdragen som görs. Känsligheten gäller inte i första hand kostnadsparametern, utan i ännu större utsträckning de olika tidsparametrarna.

I modell 3 sjunker åktidsparametern med 30 %, i modell 4 blir den ej signifikant. Vänte- och bytestidsparametrarna påverkas kraftigt och blir små och ej signifikanta i båda modellerna med avdrag.

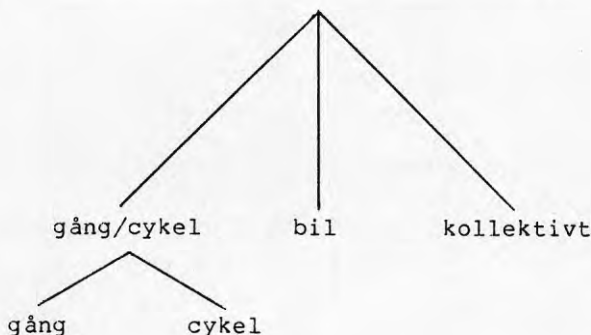
Gång- och cykeltidsparametern, samt de socioekonomiska variablernas parametrar, påverkas endast måttligt av antagandena om avdragen.

Ett antal ytterligare modellspecifikationer med alternativa tidsvinstgränser och alternativa antaganden om avdragen för personer med bil i tjänsten har prövats. Resultaten överensstämmer i sina huvuddrag med bilden i tabellen ovan: tidskomponenterna är mycket känsliga för antagandena om avdragen.

Slutsatsen blir således att det ånyo visat sig att det inte är möjligt att skatta acceptabla arbetsresomodeller utan kännedom om reseavdragen. Dessa har en så avgörande betydelse för kostnaden att valet inte låter sig beskrivas utan att hänsyn tas till dem. Analyserna på Jönköpingsmaterialet har också visat att det i praktiken inte är möjligt att skatta avdragen i efterhand ur aggregerad taxeringsstatistik. I och med detta nödgas vi konstatera att Jönköpingsmaterialet inte kan användas för att utveckla fullständiga färdmedelsvalsmodeller för arbetsresor, eller för att dra slutsatser om tidsvärden och vikter på tidskomponenter för arbetsresor.

#### Strukturerade modeller

I kapitel 4.8 visas strukturerade modeller för arbetsresor i Göteborg. Motsvarande struktur har även prövats på arbetsresematerialet från Jönköping:



För analyserna har det nya estimeringsprogrammet för samtidig estimering av strukturerade modeller använts. Följande resultat erhöles:

Tabell 5.10 Strukturerad modell

	2 strukturerad	5 simultan
Bilkonstant	-2,4380 (7,61)	-2,4380 (7,81)
Cykelkonstant	-1,6500 (7,60)	-1,8240 (9,84)
Busskonstant	-2,2690 (6,06)	-2,3100 (6,36)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0391 (4,40)	-0,0354 (4,25)
Rörlig reskostnad	-0,3412 (8,36)	-0,3253 (8,51)
Parkeringskostnad	-0,0943 (5,79)	-0,0947 (5,84)
Gångtid till och från hållplats	-0,0285 (2,22)	-0,0278 (2,19)
Väntetid	-0,0161 (2,64)	-0,0161 (2,65)
Bytestid	-0,0136 (1,69)	-0,0144 (1,80)
Gångtid (hela vägen) och cykeltid	-0,0606 (8,03)	-0,0698 (15,48)
Bilkonkurrens - bil	+0,8363 (3,44)	+0,8448 (3,40)
Bil i arbetet - bil	+1,7630 (8,77)	+1,7610 (8,81)
Kön - kollektivt	+1,5320 (8,17)	+1,5300 (8,26)
Kön - gång	+0,5990 (3,00)	+0,7313 (3,73)
Logsumma	+1,1810 (8,20)	
Antal observationer	1 607	1 607
p2	0,543	0,444

Enligt de teoretiska kraven måste logsumparametern ligga mellan noll och ett. I den strukturerade modellen ovan är parametern större än ett. Den prövade strukturen är därmed inte teoretiskt acceptabel.

Parametern för logsumman är dock nära ett och är ej heller signifikant skild ifrån ett, varför skillnaden mot en simultan modell är liten. Parametrarna är också mycket lika i de två modellerna. I det aktuella fallet är det därför inte motiverat med strukturerade modeller. Resultaten bekräftar de resultat som erhöles med denna struktur för Göteborgsmaterialet.

#### Alternativa modellspecifikationer

Förutom de variabler som ingår i slutmodellen har även ett antal ytterligare variabler prövats i modellerna. I tabellen nedan visas dessa separat (dvs utan övriga parametrar i de modeller där de prövats):

Tabell 5.11 Prövade variabler

	parameter	t-värde
Citydummy - bil	-0,1166	0,66
Antal byten - buss	-0,0134	1,24
Ålder - buss	+0,0053	0,74
Ålder - cykel	+0,1040	1,33
Svårt att gå - buss	+0,9318	1,77
Svårt att gå - gång	-1,0240	1,49
Svårt att gå - cykel	-0,8907	1,23
Risk - gång	-0,0183	1,49
Risk - cykel	+0,3376	2,83

Dummyvariabeln för bilresor till cityområdet får förväntat negativt tecken men låg signifikans. Eftersom parkeringsavgifter enbart förekommer i cityområdena och dessa har kodats på de allra flesta bilresorna till dessa områden, kommer parkeringskostnadsparametern även fånga in övriga "cityspecifika" egenskaper.

Antalet byten får på grund av samvariation låg signifikans när variabeln ingår i en modell där bytestiden finns med.

Variabeln för ålder får en parameter med låg signifikans när den knyts till buss- eller cykelalternativet.

Variabeln "svårt att gå" bygger på intervjupersonernas uppgivna rörelsehinder. Tecknen på parametrarna när variabeln knyts till buss, gång respektive cykel blir rimliga, men signifikanserna blir låga.

Resultaten överensstämmer väl med resultaten från inköpsresemodellerna.

Den upplevda trafikrisken gäller det egna bostadsområdet och är därmed en ganska dålig proxy för trafikrisken vid arbetsresan. Parametern får också låg signifikans när den knyts till gångalternativet och "fel" tecken när den knyts till cykelalternativet.

#### Modell för valet mellan bil och buss

De flesta färdmedelsvalsmodeller som estimerats i landet har enbart avsett valet mellan bil och kollektivtrafik. En sådan modell har estimerats för Jönköpingsmaterialet.

Tabell 5.12 Val mellan bil och buss

	1 alla färd- sätt	6 bil och buss
Bilkonstant	-1,6910 (3,92)	
Cykelkonstant	-0,8602 (2,48)	
Busskonstant	-1,6300 (3,51)	-0,4952 (1,09)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0304 (3,85)	-0,0449 (4,02)
Rörlig reskostnad	-0,3168 (8,72)	-0,3381 (7,28)
Parkeringskostnad	-0,1035 (6,49)	-0,1510 (7,31)
Gångtid till och från hållplats	-0,0250 (2,03)	-0,0027 (2,43)
Vänte- och bytestid kollektivt	-0,0158 (3,22)	-0,0080 (1,34)
Gångtid (hela vägen) och cykeltid	-0,0707 (16,73)	
Bilkonkurrens - bil	+0,8718 (3,58)	+1,1380 (2,85)
Bil i arbetet - bil	+1,7950 (8,94)	+1,7350 (5,10)
Kön - kollektivt	+1,3540 (6,93)	+1,3930 (6,01)
Kön - gång	+0,4710 (2,18)	
Kön - cykel	-0,6613 (2,95)	
Ålder - gång	+0,0152 (2,25)	
Antal observationer	1 723	1 053
p2	0,462	0,6438

Modellen för val mellan bil och buss får små parametrar för gångtid till och från hållplats, samt för vänte- och bytestid. Dessa problem sammanhänger enligt ovan med avsaknaden av avdragsinformation. I övrigt är modellerna relativt likartade modellerna för samtliga färd sätt.

### 5.5 Modeller för service- och rekreationsresor

I detta avsnitt redovisas färdmedelsvalsmodeller för "övriga" resor, dvs för olika typer av service- och rekreationsresor. De visade modellerna är de första färdmedelsvalsmodeller för dessa resänderen som estimerats i Sverige.

#### Definition av service- och rekreationsresor

Modellanalyserna omfattar resor med följande ärenden:

- matservering
- sjukvård, läkare, tandläkare
- post, bank, myndighet
- friluftsliv, motion, träning
- föreningsliv, studiecirkel, kyrklig verksamhet, ungdomsgård
- bio, dans, övriga nöjen
- besök i annans bostad
- fritidsbostad

Datamaterialet består av bostadsbaserade resor, dvs resor som både börjar och slutar i den egna bostaden.

Under en resa kan flera olika ärenden uträttas. För att en sådan reskedja skall klassas som en service- eller rekreationsresa skall service eller rekreation vara det viktigaste ärendet i reskedjan. Vissa andra ärenden behandlas som mer primära än service- och rekreationsärendena. Dessa är:

- arbete, skola
- tjänste
- livsmedelsinköp
- övriga inköp

Om sådana ärenden förekommit klassificeras resan efter dessa (dvs ärendet anses vara arbete, tjänste, etc).

Vissa andra ärenden betraktas som mer sekundära och tillåts förekomma i de kedjor som tagits med i analysen. Detta gäller följande ärenden:

- besök i barnomsorg
- hämta eller lämna person
- inköp på kiosk/tobakshandel
- inköp på bensinstation



hopslagna, samt för samtliga övrigresor sammanslagna. Följande fördelning på valda och icke-valda alternativ erhålls i de olika grupperna:

Tabell 5.13 Antal valda och icke valda alternativ

	Besök i annans bostad		Fritid, motion		Övriga service och rekreation		Alla service och rekreation	
	valt	ej valt	valt	ej valt	valt	ej valt	valt	ej valt
Gång	99	162	126	144	177	249	402	555
Cykel	27	224	51	250	37	374	115	848
Bil	223	67	237	100	304	131	764	298
Buss	49	315	27	385	101	462	177	1162
Summa	398	768	441	879	619	1216	1458	2863

För samtliga ärenden gäller att individerna har tre färdssättsalternativ för sin resa (inklusive det valda alternativet).

#### Slutmodeller

I tabell 5.14 visas de slutmodeller som erhöles för de olika ärendena. För att få fullständig jämförbarhet mellan de olika modellerna har de exakt samma specifikation. Även variabler som ej fått signifikanta parametrar ingår därför i modellerna.

Tabell 5.14 Slutmodeller för service- och rekreationsresor på Jönköpingsmaterialiet

	1 besök i annans bostad	2 fritid motion	3 övriga service- och rekreation	4 alla
Bilkonstant	-3,8690 (2,56)	-2,5710 (2,02)	-6,0460 (5,06)	-4,0190 (5,68)
Busskonstant	-3,0690 (2,40)	-1,0400 (0,79)	-3,8360 (3,80)	-2,9640 (4,71)
Cykelkonstant	-2,7670 (4,15)	-1,4140 (2,69)	-2,5290 (4,98)	-2,0060 (6,83)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0560 (2,61)	-0,0110 (0,51)	-0,0060 (0,42)	-0,0166 (1,70)
Reskostnad	-0,3245 (3,99)	-0,5168 (5,32)	-0,2140 (3,69)	-0,2968 (7,91)
Gångtid till och från hållplats	-0,0199 (0,64)	-0,1493 (3,01)	-0,0671 (2,64)	-0,0679 (3,88)
Väntetid kollektivt	-0,0530 (3,01)	-0,0587 (2,51)	-0,0327 (2,98)	-0,0383 (4,85)
Bytestid kollektivt	-0,0465 (2,35)	-0,1299 (4,73)	-0,0659 (4,07)	-0,0792 (7,38)
Gång- och cykeltid				
0-25 min	-0,1312 (3,04)	-0,1378 (3,76)	-0,1082 (3,59)	-0,1100 (5,77)
26-50 min	-0,0712 (3,85)	-0,0409 (2,55)	-0,0948 (6,45)	-0,0659 (7,54)
51- min	-0,0476 (4,45)	-0,0445 (5,17)	-0,0377 (3,88)	-0,0372 (7,33)
Bilkonkurrens - bil	+1,9920 (3,04)	+1,0370 (2,01)	+2,1820 (4,14)	+1,6740 (5,32)
Kön - kollektivt	+0,9397 (1,95)	+0,3386 (0,56)	+0,9951 (2,49)	+0,9339 (3,60)
Kön - gång	+1,6340 (3,79)	+0,7142 (1,76)	+0,2852 (0,77)	+0,7526 (3,43)
Kön - cykel	+1,0220 (1,92)	-0,2081 (0,43)	-0,6865 (1,44)	-0,0309 (0,11)
Förvärvsarbete-bil	+0,0334 (0,09)	-0,0384 (0,10)	+0,7665 (2,41)	+0,2376 (1,22)
Hushållsstorlek-bil	+0,0800 (0,56)	+0,0356 (0,27)	+0,3309 (2,61)	+0,1735 (2,32)
Ålder - kollektivt	+0,0192 (1,61)	+0,0149 (1,00)	+0,0186 (1,98)	+0,0237 (3,91)
Ålder - gång	+0,0030 (0,29)	+0,0347 (3,37)	+0,0090 (1,15)	+0,0145 (2,91)
Antal observationer	398	441	619	1 458
p2	0,490	0,478	0,476	0,440

Konstanterna i modellerna visar att färd sättet gång värderas mycket positivt jämfört med de tre övriga färd sätten. Annorlunda uttryckt innebär detta att man gärna går till fots om man har möjlighet till detta.

Parametern för åktid med bil och buss har dålig signifikans för tre av de fyra modellerna. Endast i modellen för "besök i annans bostad" är signifikansen god. Förklaringen till den dåliga signifikansen är sannolikt den höga samvariationen mellan restiden och reskostnaden, samt alltför liten variation i datamaterialet.

I avsnittet om inköpsresem modeller för Jönköpingsmaterialet har visats att det är omöjligt att få goda estimat för både tids- och kostnadsparametrarna om färdmedelsvalet behandlas separat. Även där var huvudproblemet samvariation mellan restid och reskostnad, samt otillräcklig variation i datamaterialet. Problemet löstes där genom att behandla flera valbeslut i samma modell (både färdmedels- och destinationsval).

Möjligheterna att behandla flera valbeslut i samma modell har ökat påtagligt i och med att program för simultan estimering av strukturerade modeller nu finns tillgängliga. I det använda datamaterialet saknas dock informationer om de övriga valbeslut som skulle kunna vara aktuella för service- och rekreationsresorna, och det har också legat utanför projektets ram att samla in sådana informationer.

Att goda resultat kunnat erhållas för ärendet "besök i annans bostad" förklaras just av att variationen i datamaterialet är störst för denna undergrupp.

Reskostnadsparametern är signifikant i samtliga modeller.

Parametern för gång till och från hållplatsen blir ej signifikant för ärendet "besök i annans bostad". Förklaringen är troligen att variabeln är mätt som ett enda medelvärde för varje målområde. Detta fungerar acceptabelt för ärenden som inköp, där målpunkten kan lokaliseras väl och avståndet därför kan mätas ganska väl. För ärenden som besök i annans bostad gäller inte detta. Den besökta bostaden kan ligga var som helst i målområdet. Variationen i gångavstånd för olika målpunkter inom samma område kan mycket väl vara större än variationen mellan olika områden. För att få goda estimat på gångtidsparametern krävs då en mer exakt bestämning av det verkliga avståndet (t ex genom koordinatsättning som i RVU 85 i Stockholm).

Vänte- och bytestidsvikterna kommenteras närmare i ett särskilt avsnitt nedan.

De tre parametrarna för gång- och cykeltiden i respektive modell visar värderingen av de första 25 minuterna, värderingen av den del av tiden som ligger mellan 26 och 50 minuter, samt slutligen värderingen av den del av tiden som överstiger 50 minuter.

Parametrarna visar en sjunkande värdering av gång- och cykeltiden ju längre tiden är. Tendensen är lika i de fyra modellerna. Förklaringen är troligen att de personer som går eller cyklar långa sträckor även har andra motiv för sitt färdmedelsval än de som täcks in av modellspecifikationen. Framför allt kan man anta att motionsaspekten är viktig. Andelen med sådana motiv för sitt färdmedelsval bör öka med reslängden. Detta ger i sin tur restidsparametrar som sjunker vid ökande restid.

För service- och rekreationsresemodellerna visade det sig nödvändigt att använda separata parametrar för olika gång- och cykeltider. När endast en enda parameter användes blev resultaten instabila. På g a samvariation med bilrestiden påverkades då även dess parameter negativt.

Bilkonkurrensen visar sig som tidigare vara en av de allra viktigaste förklaringsvariablerna för färdmedelsvalet.

Parametrarna för kön visar att kvinnor i betydligt större utsträckning än män väljer både buss- och gångalternativen. Som tidigare diskuterats avspeglar detta framförallt de könsroller som råder, dvs kvinnornas mer begränsade tillgång till hushållens bilar.

När det gäller valet av att cykla eller ej finns det inte någon entydig skillnad mellan könen. För ärendet "besök i annans bostad" blir parametern signifikant och positiv, för övriga ärenden negativ med svag signifikans.

Variabeln "förvärvsarbete - bil" är tänkt som en dummyvariabel för den mer ansträngda tidsbudget som förvärvsarbetande kan antas ha. Hypotesen är att detta skall leda till att förvärvsarbetande i större utsträckning utnyttjar bilen.

Besök i annans bostad och resor för fritid/motion sker i allmänhet utan större tidspress (de styrs inte av öppettider, de sker ofta på kvällstid när de inte konkurrerar med mer "fasta" aktiviteter). För dessa resärenden blir parametern för "förvärvsarbete - bil" inte heller signifikant. Modellen för övriga service- och rekreationsresor innehåller bla serviceresorna som normalt sker på dagtid och som styrs av öppettider och beställda tider. För denna grupp blir parametern signifikant och får förväntat tecken. En mer detaljerad analys med en finare ärendeindelning har också visat att det just är för de rena service-resorna som variabeln har betydelse.

Hushållets storlek antas påverka sannolikheten för att använda bil. Variabeln är något approximativ eftersom den önskade variabeln egentligen är antalet hushållsmedlemmar som är med på resan. Ju fler som reser tillsammans, ju större blir bilens komparativa fördelar.

Parametern för hushållsstorleken får förväntat tecken. För de två första modellerna är signifikansen dock låg.

Parametrarna för ålder visar att äldre personer har en större sannolikhet för att åka buss och gå än yngre, även om bilinnehav, restider, reskostnader etc är lika.

Alla fyra modellerna uppvisar en god anpassning till datamaterialet, mätt med  $p^2$ -mättet.

#### Värdering av vänte- och bytestid

I kapitel 4 och i avsnitt 5.3 har modeller med icke-linjära vänte- och bytestidsvikter redovisats. Hypotesen är att väntetidsvikten bör sjunka med väntetidens längd, och att bytestidsvikten bör öka.

I tabell 5.15 visas motsvarande estimeringsresultat för de två service- och rekreationsresem modeller som fick tillräckligt signifikanta restidsparametrar för att möjliggöra viktberäkning. I tabellen redovisas enbart parametrarna för kollektivalternativets trafikstandardvariabler. Modellens specifikation var dock, så när som på vänte- och bytestidsvariablerna, identisk med modellerna i tabell 5.14.

Tabell 5.15 Icke-linjära vänte- och bytestids-  
vikter

	1 besök i linjär	5 annans bostad icke-linjär	4 alla service- och rekreation linjär	6 service- och rekreation icke-linjär
Åktid bil eller kollektivt	-0,0560 (2,61)	-0,0639 (2,86)	-0,0166 (1,70)	-0,0167 (1,72)
Reskostnad	-0,3245 (3,99)	-0,3479 (4,11)	-0,2968 (7,91)	-0,2926 (7,93)
Gångtid till och från hållplats	-0,0199 (0,64)	-0,0179 (0,59)	-0,0679 (3,88)	-0,0653 (3,83)
Väntetid kollektivt	-0,0530 (3,01)		-0,0383 (4,85)	
Väntetid 0-20 min		-0,1125 (2,95)		-0,0556 (2,90)
Väntetid 20- min		-0,0177 (0,66)		-0,0317 (2,63)
Bytestid kollektivt	-0,0465 (2,35)		-0,0792 (7,38)	
Bytestid 0-20 min		-0,0019 (0,05)		-0,0649 (3,51)
Bytestid 20- min		-0,1343 (2,30)		-0,1009 (4,11)

Datamaterialet för besök i annans bostad är alltför litet för att medge tillförlitliga estimat på alla de uppdelade vänte- och bytestidsparametrarna. Som tidigare påpekats avser de använda trafiknäten högtrafikförhållanden, vilket innebär att de estimerade vikterna kan vara osäkra.

Väntetidsvikten i modellen för besök blir 0,9 om en enda variabel används. Med en uppdelad variabel blir vikten 1,8 vid korta väntetider. Bytestidsvikten blir 0,8 med en enda variabel och 2,1 för långa bytestider. Även om bara en vänte- respektive bytestidsparameter blir signifikant, stöder dessa dock hypotesen om att väntetidens vikt sjunker med tidens längd, samt att bytestidens vikt ökar.

Med det sammanslagna service- och rekreationsresematerialet blir parametern för åktid bil och kollektivt ej tillräckligt signifikant för att medge vikt-



beräkning. De uppdelade vänte- och bytestidsparametrarna blir dock signifikanta. Parametrarna bekräftar hypotesen att väntetidsvikten sjunker med väntetidens längd, och att bytestidsvikten ökar med bytestidens längd. De långa väntetiderna värderas som 0,6 gånger de korta och de långa bytestiderna som 1,6 gånger de korta.

#### Påkodning av gång- och cykelalternativ

Även för service- och rekreationsresorna har en analys av olika tidskriterier för påkodning av gång- och cykelalternativ utförts. I tabell 5.16 visas tids- och kostnadsparametrarna i modeller där olika tidskriterier använts. Tidskriterierna innebär att gång- och cykelalternativ endast tillåts upp till en viss restid, dvs man antar att gång och cykel bara är reella alternativ för resor upp till en viss restid.

Analysen görs för resärendet "besök i annans bostad" som uppvisar de mest stabila parameterestimaten. Tidskriterierna innebär att såväl valda som icke-valda gång- och cykelalternativ utesluts om restiden överstiger tidskriteriet.

Tabell 5.16 Effekt av olika tidskriterier vid påkodning av gång- och cykelalternativ

Tidsgräns (enkel resa)	7	8	9	10	11
	20	30	45	60	ingen
Åktid bil eller kollektivt	-0,0694 (2,38)	-0,0586 (2,36)	-0,0565 (2,50)	-0,0411 (2,03)	-0,0064 (0,44)
Reskostnad bil eller kollektivt	-0,4072 (3,65)	-0,3495 (3,80)	-0,3389 (4,03)	-0,2874 (3,72)	-0,2475 (4,11)
Gång- och cykeltid	-0,1262 (4,66)	-0,0841 (5,00)	-0,0742 (6,87)	-0,0539 (6,63)	-0,0255 (5,81)
Antal observationer p2	327 0,609	354 0,546	382 0,504	398 0,485	446 0,477
Tidsvärde bil och kollektivtrafik	10,20	10,10	10,00	8,60	-

Av tabellen framgår att bil- och kollektivrestidsparametrarna påverkas relativt lite av ett påkodningskriterium mellan 20 och 45 minuter (per enkel resa). Stabiliteten framgår även av att tidsvärdet är mycket lika i de tre modellerna.

Med ett tidskriterium på 60 minuter påverkas åktidsparametern något mer och tidsvärdet blir lägre.

Om inte något tidskriterium används, dvs om vi lägger på gång- och cykelalternativ oavsett reslängden, blir bil- och kollektivåktidens parameter insignifikant.

Parametern för gång och cykeltiden sjunker kontinuerligt när tidsgränsen ökas.

Förklaringen till det erhållna resultatet är den redan tidigare diskuterade icke-linjära värderingen av gång- och cykeltiden. Denna sjunkande värdering ju längre tiden är, syns tydligt i gång- och cykeltidens parameter. Att även bil- och kollektivåktidsparametern påverkas så kraftigt beror på den höga samvariationen mellan bilrestiden och gång- och cykeltiden (korrelationen är nästan fullständig).

Om därför icke-linjära gång- och cykeltidsparametrar används erhålls de resultat som visas i tabell 5.17.

Tabell 5.17 Effekt av olika tidskriterium vid påkodning av gång- och cykelalternativ

	12	13	14
Tidsgräns (enkel resa)	60	90	inget
Åktid bil eller kollektivt	-0,0533 (2,43)	-0,0326 (1,95)	-0,0263 (1,69)
Reskostnad bil eller kollektivt	-0,3130 (3,86)	-0,3076 (4,36)	-0,3079 (4,94)
Gång- och cykeltid			
0-30 min	-0,1200 (3,70)	-0,1125 (3,56)	-0,1058 (3,41)
31-60	-0,0538 (3,28)	-0,0513 (3,25)	-0,0531 (3,49)
60-90	-0,0730 (2,85)	-0,0661 (3,30)	-0,0508 (3,09)
90-	0,0134 (0,32)	-0,0047 (0,42)	-0,0175 (4,10)
Antal observationer	398	417	446
p2	0,494	0,479	0,501
Tidsvärde bil och kollektivtrafik	10,20	6,35	5,13

Med en uppdelning av gång- och cykeltidsparametern ökar signifikanserna påtagligt för bil- och kollektivrestiden. Fortfarande sjunker dock såväl absolutnivå som signifikans när tidskriteriet ökas. Detta avspeglar sig i ett sjunkande tidsvärde.

De uppdelade parametrarna illustrerar väl den sjunkande värderingen av gång- och cykeltiden.

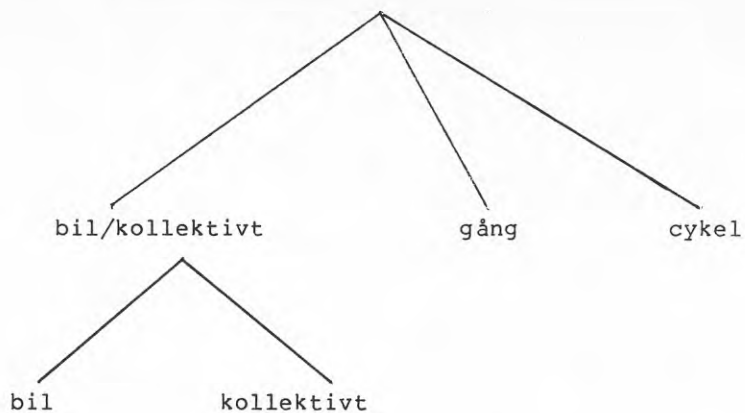
Resultaten visar att det för detta resärende inte är likgiltigt vilket tidskriterium som väljs. Samma resultat erhålls när analysen utförs för det totala service- och rekreationsresematerialet.

Som tidigare konstaterats är det uppenbart att gång- och cykelalternativet ibland väljs även på långa avstånd och att motivet till detta inte fångas in av de variabler som ingår i modellen (eller som finns tillgängliga i datamaterialet). Skall gång- och cykelalternativen kunna inkluderas fullständigt krävs information om exempelvis syftet med förflyttningen även varit att få motion.

Naturligtvis finns inte någon absolut gräns för när andra aspekter börjar påverka valet påtagligt. I det använda datamaterialet erhålls stabila resultat om icke-linjära gång- och cykeltidsparametrar används och en tidsgräns för gång- och cykelalternativen på högst 60 minuter för en enkel resa väljs. De modeller som redovisats tidigare i avsnittet har därför använt detta kriterium.

#### Strukturerade modeller

På samma sätt som för arbetsresorna har strukturerade modeller prövats för besöksresemodellerna (besök i annans bostad). Den tidigare använda strukturen med gång och cykel som undre nivå i modellen och ett kombinerat gång- och cykelalternativ samt bil och kollektivt på den övre nivån, visade sig ge en logsumparameter på drygt 2. Eftersom logsumparametern av teoretiska skäl ej får överstiga 1,0 användes i stället följande struktur:



I tabell 5.18 visas den slutmodell som erhöills.

Tabell 5.18      Strukturerad modell för besöksresor  
 på Jönköpingsmaterialet

	1 simultan	15 strukturerad
Bilkonstant	-3,8690 (2,56)	-7,1350 (1,85)
Busskonstant	-3,0690 (2,40)	-5,6020 (1,70)
Cykelkonstant	-2,7670 (4,15)	-2,4460 (3,74)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0560 (2,61)	-0,0622 (1,37)
Reskostnad	-0,3245 (3,99)	-0,4592 (2,83)
Gångtid till och från hållplats	-0,0199 (0,64)	-0,0128 (0,20)
Väntetid kollektivt	-0,0530 (3,01)	
Väntetid kollektivt 0-10 minuter		-0,1144 (0,55)
11-      "		-0,0988 (1,62)
Bytestid kollektivt	-0,0465 (2,35)	
Bytestid 0-10 minuter		-0,0803
Gång- och cykeltid 0-25 min	-0,1312 (3,04)	-0,1034 (2,07)
26-50 min	-0,0712 (3,85)	-0,0762 (4,28)
51- min	-0,0476 (4,45)	-0,0210 (5,05)
Bilkonkurrens - bil	+1,9920 (3,04)	+3,3840 (2,70)
Kön - kollektivt	+0,9397 (1,95)	+0,7871 (0,90)
Kön - gång	+1,6340 (3,79)	+1,3470 (3,81)
Kön - cykel	+1,0220 (1,92)	+0,6859 (1,38)
Förvärvsarbete-bil	+0,0334 (0,09)	+0,0664 (1,10)
Hushållsstorlek-bil	+0,0800 (0,56)	+0,2016 (0,76)

Ålder - kollektivt	+0,0192 (1,61)	+0,0227 (1,09)
Ålder - gång	+0,0030 (0,29)	-0,0008 (0,10)
Logsumvariabel		+0,4331 (2,77)
<hr/>		
Antal observationer	398	447
p2	0,490	0,595
<hr/>		

Med den använda strukturen får logsumparametern en teoretiskt rimlig storlek. Den strukturerade modellen blir förhållandevis lik den simultana. Den mest intressanta skillnaden är att vänte- och bytestidsvikterna nu är mer lika tidigare vikter. Förändringen har orsakats av en kombination av modellstruktur, ändrad variabeldefinition (brytgräns vid 10 minuter, i stället för som tidigare 20 minuter) samt något ändrad valgrupp.

#### 5.6 Jämförelse mellan modeller för olika res- ärenden

##### Tidsvärden

Tabellen nedan visar tidsvärdena för åktid i fordon (i bil eller i buss) för de erhållna slutmodellerna för inköpsresor och besök i annans bostad (dessa modeller är de enda som har tillräckligt säkra estimat av parametern för restid för att medge beräkning av tidsvärden).

Tabell 5.19 Tidsvärden kr/timme i 1979 års  
prinsnivå

##### Inköpsresor:

simultan slutmodell (1)	8,30
strukturerad modell (12)	6,60
modell för livsmedelsinköp (9)	8,50

##### Besök i annans bostad:

simultan slutmodell (1)	10,40
strukturerad modell (15)	8,10



Vikter på komponenter

Om åktiden i fordon ges vikten 1 erhålls följande relativa vikter för olika restidskomponenter:

Tabell 5.20 Vikter på restidskomponenter

	Inköpsresor		Besök i annans bostad
	simultan	strukturerad	
Åktid	1,0	1,0	1,0
Gångtid till och från hållplats	1,8	2,3	
Gång- och cykeltid		3,1	
0-25			2,3
26-50	2,8		1,3
51-	1,4		0,8
Bytestid	2,8	3,7	0,8
Väntetid			0,9

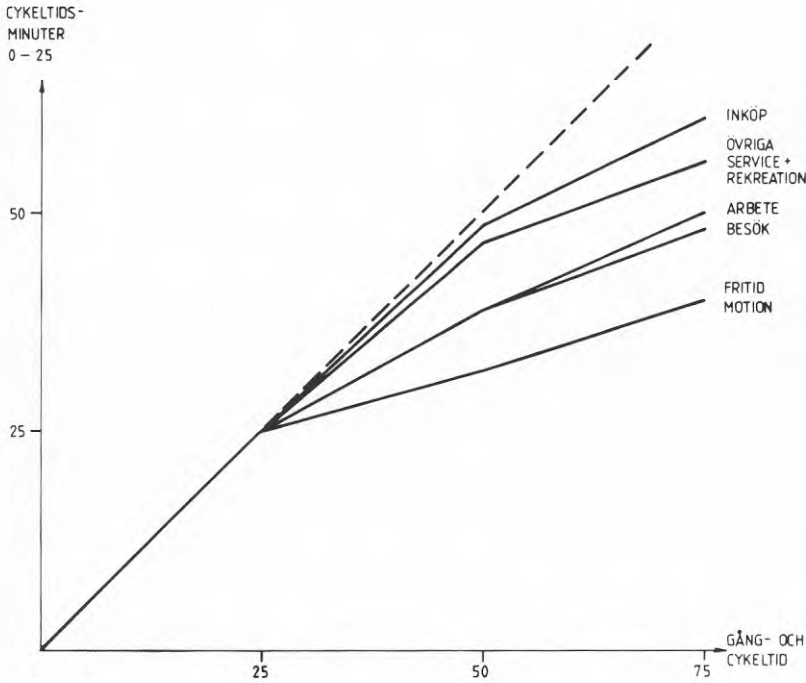
Vid jämförelser mellan vikterna och tidsvärdena i den simultana och den strukturerade inköpsresemodellen är det värt att hålla i minnet att den strukturerade modellen ej studerats mer utförligt. Endast en enda modellspecifikation har prövats, och placeringen av variablerna på den undre nivån har skett av rent praktiska skäl. Tills vidare finns det därför skäl att fästa större vikt vid resultaten från den simultana modellen. Resultaten från den strukturerade modellen har ändå medtagits som en känslighetsanalys som visar hur resultaten kan påverkas av alternativa antaganden.

Arbetsresemodellerna kan inte användas för att beräkna tidsvärden eller vikter på komponenter p g a de brister som finns i datamaterialet.

Gång- och cykelåktid

För samtliga resärenden i Jönköpingsmaterialet har modeller med icke-linjära gång- och cykeltidsparametrar testats. I samtliga fall har parameterestimaten visat att gång- och cykeltiden värderas allt

mindre negativt ju längre tiden är. I figur 5.1 nedan visas värderingen grafiskt. Figurens X-axel visar gång- och cykeltiden. Y-axeln visar resupoffringen omräknad i enlighet med värderingen av de första 25 minuternas gång- och cykeltid för respektive ärende. Kurvornas avvikelse från 45-graderslinjen visar därmed hur mycket värderingen av gång- och cykeltiden sjunker med tidens längd.



Figuren visar att värderingen sjunker minst för inköpsresorna. Detta är rimligt eftersom det sannolikt är mindre vanligt välja färdssätten gång eller cykel till butiken för att få motion. Kraftigast sjunker värderingen för fritids/motionsresorna där naturligtvis inslaget av resa för resans egen skull är vanligt bland de långa resorna (t ex långa promenader i motionssyfte).

Vänte- och bytestidsvikter

Icke-linjära vänte- och bytestidsvariabler har prövats för inköps- och service/rekreationsresorna. För arbetsresorna var tidskomponenterna alltför osäkert bestämda föratt göra en sådan studie meningsfull.

Resultaten för inköpsresematerialet blev visserligen statistiskt osäkra, men de motsäger inte hypotesen att väntetiden värderas enligt en avtagande funktion och bytestiden enligt en stigande funktion.

Resultaten för service/rekreationsresorna visas i tabell 5.21. Eftersom åktidsparametern för samtliga service- och rekreationsresor ej blev signifikant visas de uppdelade parametrarnas storlek i stället, satta i relation till den uppdelade vänte- respektive bytestidsvikten.

Tabell 5.21 Värdering av vänte och bytestid, simultan modell

	ouppdelad	0-20	21- min
Besök i annans bostad			
Väntetid	1,0	2,1	(-)
Bytestid	1,0	(-)	2,9
Alla service/rekr			
Väntetid	1,0	1,5	0,8
Bytestid	1,0	0,8	1,3

(-) = ej signifikant parameter

Tabellen visar (när parametrarna är signifikanta) att korta väntetider värderas mer negativt än genomsnittligt och att långa värderas mindre negativt, dvs väntetidsvärderingen sjunker med väntetidens längd.

På motsvarande sätt visar tabellen att värderingen av bytestiden stiger med bytestidens längd.

I tabell 5.22 visas vikten jämfört med åktid för besöksresorna (där åktidsparametern är signifikant).

Tabell 5.22 Vikter för vänte- och bytestid

	åktid	simultan modell		strukturerad	
		0-20	21- min	0-10	11-
Besök i annans bostad					
Väntetid	1,0	1,8	(-)	1,8	1,6
Bytestid	1,0	(-)	2,1	1,3	-

(-) = ej signifikant parameter

Den strukturerade modellen styrker ytterligare antagandet om avtagande väntetidsvikt.

#### Socioekonomiska variabler

För samtliga modeller som estimerats på Jönköpingsmaterialet har bilkonkurrensvariabeln visat sig ha mycket stor betydelse. Valet av att åka bil styrs - om man tillhör ett bilhushåll - i mycket stor utsträckning av vad övriga hushållsmedlemmar gör. Ju fler man är i hushållet som har körkort, desto svårare är det att få tillgång till hushållets bil. Detta resultat talar för att uttryckligen modellera hur beslutsmekanismerna i hushållet fungerar när det avgörs vem som skall få tillgång till bilen.

Könsvariablerna i modellerna visar att kvinnorna i betydligt större utsträckning än männen är hänvisade till att gå och att åka kollektivt. Även detta sammanhänger med fördelningen av tillgången till hushållets bilar och talar också för att modellera denna fördelning.

Variabeln "förvärvsarbete-bil" antas vara en dummyvariabel för att förvärvsarbetande hushåll har en mer begränsad tidsbudget och därför oftare väljer att åka bil. Variabeln har också förväntad inverkan på de resärenden där man har tider att passa, dvs rena serviceärenden och inköp. För de ärenden där det inte finns tider att passa blir parametern inte signifikant. Resultatet talar för att det är lämpligt att modellera öppettidernas inverkan på tidsbudget och färdmedelsval.

Analyserna visar även att äldre människor i större utsträckning än yngre väljer att åka buss eller att gå, även när övriga faktorer som ingår i modellerna är lika. Även detta resultat kan sammanhånga med att äldre hushåll har en mindre pressad tidsbudget. Det kan naturligtvis också avspegla olika attityder till olika färdmedel hos olika åldersgrupper.

## 5.7 Övriga slutsatser

### Modellera ett eller flera val

När modeller skall estimeras står man inför valet att nöja sig med att inkludera ett enda val i modellen, eller att samtidigt behandla flera olika val. De flesta modeller som hittills estimerats i landet har behandlat färdmedelsvalet vid arbetsresor. Alla färdmedelsvalsmodeller riskerar att få problem p g a att de två viktigaste variablerna - restid och reskostnad - samvarierar. För arbetsresor är detta problem något mindre än för övriga ärenden eftersom reseavdragen minskar samvariationen.

Analyserna av Jönköpingsmaterialet visar att samvariationen ställer till stora problem. Exempelvis är det inte alls möjligt att estimeras färdmedelsvalsmodeller för inköpsresorna. Slutsatsen blir därför att det är rekommendabelt att så ofta som möjligt behandla flera olika val i modellen för att därigenom effektivare utnyttja variationen i datamaterialet.

### Simultana eller strukturerade modeller

Strukturerade logitmodeller ger möjligheter till en mer realistisk beskrivning av individernas valbeslut. Nödvändigheten av att använda strukturerade modeller i stället för simultana modeller avgörs av hur "lika" de olika valen som behandlas i modellen är (se kapitel 2). Även i de fall då simultana modeller fungerar väl - som inköpsresemodellerna på Jönköpingsmaterialet - visar det sig att strukturerade modeller ger ett signifikant bättre modellresultat än simultana modeller.

Vid andra valbeslut än färdmedels- och färdmålsvalet finns det sannolikt ännu större anledning att använda strukturerade modeller.

Rekommendationen ovan att behandla flera valbeslut samtidigt medför därmed också rekommendationen att använda strukturerade modeller i stället för simultana.

### Samtidig eller sekvensiell estimering

Strukturerade logitmodeller kan antingen estimeras sekvensiellt eller simultant. Sekvensiell estimering innebär exempelvis att man först estimerar en färdmedelsvalsmodell, därefter använder den till att beräkna en logsumvariabel till nästa modellnivå och därefter estimerar denna högre nivå.

Vid den samtidiga estimeringen estimeras samtliga modellparametrar (inklusive alla logsumparametrar) i ett enda steg.

Ovan har vi påpekat att det ofta inte är möjligt att estimerade goda modeller för ett enda valbeslut, t ex färdmedelsvalet. Detta innebär att den sekvensiella estimeringen då ej är genomförbar. Slutsatsen blir därför att samtidig estimering ofta är nödvändig.

Förutom de teoretiska fördelarna med samtidig estimering är det även avsevärt lättare rent praktiskt att skatta modeller med denna metod.

#### Strukturerade modeller för olika färdmedel

Strukturerade modeller där gång och cykel har behandlats på en egen nivå i modellen har visat sig ge nära nog identiska resultat som modeller där alla färdmedel behandlas på samma nivå.

#### Reseavdrag

Jönköpingsmaterialet saknar uppgifter om reseavdrag och inkomster. Detta gjorde det omöjligt att skatta rimliga modeller för arbetsresorna. Sådana uppgifter är således helt nödvändiga att samla in om ett resevaneundersökningsmaterial skall användas för att skatta färdmedelsvalsmodeller för arbetsresor.

#### Parkeringsdata

Analyserna av Jönköpingsmaterialet har understrukt vikten av att samla in uppgifter om tillgång till gratis eller billig parkeringsplats vid arbetsresor, samt uppgifter om parkeringsavgifter i övrigt vid andra resänder.

#### Trafiknät

Trafiknätsdata för olika tidsperioder har ej varit tillgängliga för Jönköpingsmaterialet. För att erhålla säkra estimat för vänte- och bytestidens betydelse är detta naturligtvis nödvändigt.

#### Gångavstånd till hållplats

De genomförda analyserna har pekat på nödvändigheten att beräkna gångavstånden till hållplats på ett mer exakt sätt än enbart genom områdesvisa medelvärden. Speciellt viktigt är detta när andra resor än arbets- och inköpsresor skall analyseras.



### Påkodning av gång- och cykelalternativ

Jönköpingsresultaten har visat att det inte är likgiltigt vilket kriterium för påkodning av gång- och cykelalternativ som väljs. För inköpsresorna hade detta kriterium inte någon avgörande betydelse, men för service- och rekreationsresorna var det väsentligt.

Problemet uppkommer genom att vissa personer väljer att gå och cykla långa sträckor på samma motiv som inte täcks in av modellernas variabler. Främst gäller detta önskemålet att använda förflyttningen till att samtidigt få motion. Så länge resvaneundersökningsmaterialet inte behandlar sådana faktorer tvingas vi använda någon övre gräns för hur långa gång- och cykelresor som skall få ingå i modellerna.

### Typ av inköp

Resultaten av inköpsreseanalyserna visar att det är önskvärt att samla in mer detaljerade uppgifter om vad som faktiskt köpts vid inköpsresor. Detta är nödvändigt om separata modeller för annat än dagligvaruinköp skall skattas.

## 6. STOCKHOLMSMODELLERNA

Fyra studier som utvecklade logitmodeller har genomförts i Stockholms län.

Den första studien genomfördes av Stockholms generalplaneberedning och Stockholms läns landsting. Studien utnyttjade ett datamaterial från den utvidgade arbetskraftsundersökningen 1968. Undersökningen bestod av 10 000 telefonintervjuer i Stockholm. Med hjälp av materialet utvecklades modeller för valet mellan bil och kollektiva färdmedel vid resan till arbetet. Vid modellestimeringarna användes 1 050 observationer. Modellerna som utvecklades dokumenteras i Algiers et al. 1974. De betecknas fortsättningsvis AKU.

Den andra studien använde det resvaneundersökningsmaterial som samlades in vid den regionala trafikundersökningen TU 71. Undersökningen bestod av 10 000 hemintervjuer. På basis av detta material skattades färdmedelsvalsmodeller för resan till arbetet. Modellresultaten fick av olika skäl låg kvalitet och resultaten berörs bara i begränsad omfattning i denna rapport. Projektet genomfördes av landstingets trafikkontor.

I samband med det s k infartsparkeringsprojektet insamlade Vattenbyggnadsbyrån, VBB, ett datamaterial som även användes för att estimerade färdmedelsvalsmodeller för Stockholm. Modellestimeringarna utfördes av VBB och landstingets trafikkontor. Datamaterialet omfattade ca 500 observationer. Resultaten redovisas i VBB 1981 samt i Algiers 1982. Modellerna betecknas fortsättningsvis VBB.

Den s k Sollentunaundersökningen genomfördes av SL 1977. Datamaterialet avser valet mellan olika kollektivtrafiklinjer till innerstaden och omfattar boende i några bostadsområden i Sollentuna. Resultaten finns dokumenterade i Jansson 1981.

Nedan redovisas AKU-, VBB- och Sollentunastudiernas resultat.

### 6.1 Färdmedelsvalsmodellerna

AKU- och VBB-modellerna avser valet av färdmedel för resan till arbetet. AKU-modellen avser valet mellan bil- och kollektivtrafik. VBB-modellen har även med ett tredje alternativ, infartsparkering.

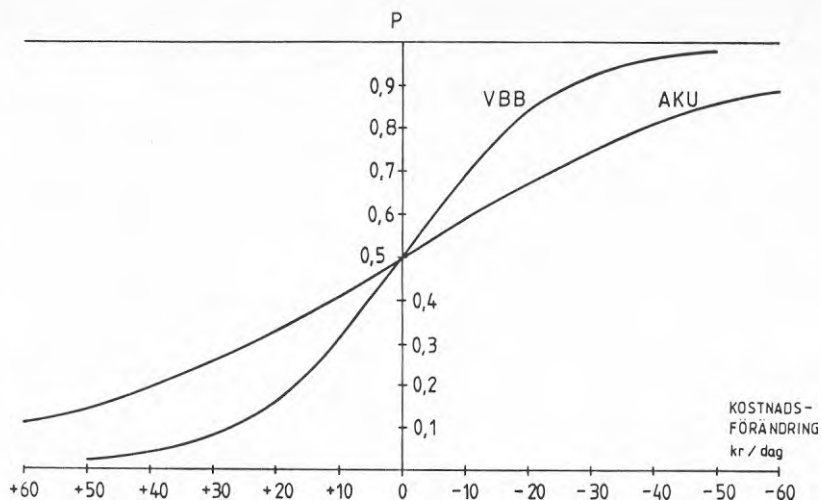
Det skiljer 12-13 år mellan AKU- och VBB-studiernas datamaterial. De skillnader som observeras kan därför dels bero på skillnader i urval, nätbeskrivningar, variabelinnehåll etc, dels bero på beteendeförändringar under tidsperioden.

Följande slutmodeller erhöjls:

	AKU	VBB
Åktidsdifferens	0,00728 (2,04)	0,022 (3,2)
Väntetid	0,02436 (2,55)	0,034 (3,8)
Gångtid	-	0,028 (3,2)
Byten	0,19789 (2,99)	-
Kostnadsdifferens	0,11475 (10,90)	0,100 (7,2)
Bil i arbetet	0,62345 (3,29)	-
Bilkonkurrens	-	-1,140 (5,7)
Bilkonstant	0,98889 (5,38)	-
Infartsparkerings- konstant	-	-1,500 (5,8)

Parametrarna i VBB-modellen är genomgående större än motsvarande parametrar i AKU-modellen. Vid jämförelse mellan kostnadsparametrarna måste observeras att AKU-parametern avser kostnader i 1968 års prisnivå och VBB-parametern kostnader i 1980 års prisnivå. Omräknad till 1980 års prisnivå skulle kostnadsparametern i AKU-modellen bli ca 0,04, dvs lägre än kostnadsparametern i VBB-modellen.

Höga parametervärden är generellt sett ett tecken på en god modell. De högre parametervärdena gör att sambandet mellan förändringar av variablerna i nyttofunktionen och sannolikheten att välja bil blir brantare.



Figur 6.1 AKU- och VBB-modellernas känslighet för förändringar av bilresekostnaden (1982 års prisnivå)

I figur 6.1 visas hur sannolikheten att välja bil enligt de två modellerna påverkas av kostnadsförändringar för en individ som i utgångsläget har sannolikheten 0,5 att välja bil. Kostnadsförändringen är uttryckt i 1982 års prisnivå.

VBB-modellen ger väsentligt kraftigare utslag för förändringar än AKU-modellen. Vid exempelvis en kostnadsökning för bilalternativet med 30 kr per dag ger AKU-modellen endast en minskning av sannolikheten att åka bil från 0,5 till 0,26. Kostnadsökningen motsvarar en restidsförlängning för bilalternativet med ca 2,5 timmar per dag. Motsvarande minskning enligt VBB-modellen är från 0,5 till 0,08.

VBB-modellens brantare kurva ger sannolikt en bättre beskrivning av trafikanternas beteende.

Vid jämförelse av modellerna bör noteras att de avser en något olika population. AKU-modellen gäller förvärvsarbete med körkort i bilhushåll som har (i princip) oinskränkt tillgång till hushållets bil. Personer med begränsad biltillgång (t ex p g a att någon annan använde bilen under mät dagen) har uteslutits ur urvalet. Personer som använder bilen i arbetet ingår i urvalet och effekten av detta fångas in med en särskild variabel.

VBB-modellens urval innehåller även de personer som har begränsad biltillgång. Effekten av detta fångas in med en särskild variabel för "bilkonkurrens" inom hushållet. Å andra sidan har de personer som använt bilen i tjänsten under mät dagen uteslutits ur urvalet.

Valgruppens betydelse - exemplet biltull till Stockholms innerstad

För att belysa både betydelsen av hur valgruppen definieras och vilken modell som väljs har effekterna av en biltull på 15 kr/dag (i 1982 års prisnivå) vid bilresor till Stockholms innerstad specialstuderats.

Den version av VBB-modellen som visas ovan bygger på ett urval där de intervjupersoner som använt bil under mät dagen uteslutits vid modellestimeringen. Ingen information om hur ofta intervjupersonerna normalt använde bilen i arbetet, eller om de var tvungna att ha med bilen utifall att de skulle behöva den i arbetet, samlades in.

Hälften av de som åkte bil till Stockholms innerstad i VBB-undersökningen uppgav att de använt bilen i tjänsten under mät dagen. Om denna hälft utesluts vid modellestimeringen innebär detta ett implicit antagande att dessa personer alltid kommer att fortsätta att åka bil, oavsett restider och reskostnader.

Under analysarbetet prövades även modeller där de som använt bilen i arbetet under mät dagen ingick vid modellestimeringen. Dessa observationer behandlades därmed som om de hade full möjlighet att välja att åka kollektivt trots att bilen använts i arbetet. Detta antagande kan naturligtvis vara helt fel för vissa observationer, men kan å andra sidan vara korrekt för andra (som t ex hade kunnat åka taxi, åka kollektivt eller kunnat gå vid tjänsteresan om bilen lämnats hemma).

Den bästa modellen där samtliga ingick jämförs i tabellen nedan med slutmodellen för VBB-materialet (tabellen visar parametrar samt inom parentes t-värden).

Tabell 6.1 Alternativa modeller för VBB-urvalet

	VBB utan individer med bil i arbetet	VBB med individer med bil i arbetet
Åktidsdifferens	0,022 (3,2)	0,015 (2,5)
Väntetid	0,034 (3,8)	0,048 (5,7)
Gångtid	0,028 (3,2)	0,034 (5,0)
Kostnadsdifferens	0,100 (7,2)	0,092 (7,8)
Bilkonkurrens	-1,140 (5,7)	-1,150 (6,1)

Vid AKU-undersökningen frågade man enbart efter hur ofta bilen användes i tjänsten. En särskild dummyvariabel fångar in effekten av om bilen regelbundet används i tjänsten. Valgruppen omfattar således samtliga bilpendlare. Ingen information finns om bilen användes i tjänsten under mät dagen.

Tabell 6.2 visar den procentuella minskningen av bilresandet till innerstaden i valgruppen och totalt för alla arbetsresor med bil till innerstaden om en bil-tull införs.

Tabell 6.2 Alternativa modeller för VBB-urvalet

	procentuell minskning i valgruppen	procentuell minskning av alla arbetsresor med bil till innerstaden
VBB utan bil i arbetet	-54	-27
VBB med bil i arbetet	-43	-43
AKU	-13	-13

VBB-modellen som estimerats utan observationerna som använt bil i arbetet ger den kraftigaste effekten i valgruppen. Eftersom valgruppen här bara omfattar hälften av de faktiska bilpendlarna blir reduktionen 27 % när den slås ut på samtliga bilpendlare.



VBB-modellen där samtliga bilpendlare ingår ger 60 % större minskning av bilresandet än modellen som estimerats för den begränsade valgruppen.

AKU-modellen ger - trots att den avser samtliga pendlare - endast en minskning med 13 %. Skillnaden förklaras av den mindre känslighet för förändringar hos denna modell som diskuterats i tidigare avsnitt.

VBB-modellen där samtliga pendlare ingår är sannolikt olämplig eftersom ingen information om bilanvändningen i tjänsten finns. Även om mindre vikt fästs vid detta resultat är ändå den återstående skillnaden anmärkningsvärd. Det är naturligtvis också otillfredsställande att anta att hälften av bilpendlarna överhuvud taget ej påverkas av restider och reskostnader.

Resultatens känslighet visar på behovet av att i framtiden på ett bättre sätt ta hänsyn till bilanvändning i tjänsten vid såväl datainsamling som modellutveckling.

I framtida studier måste även definitioner av valgruppen ägnas mer omsorg när modeller utvecklas och prognosystem konstrueras.

## 6.2 Modellen för val mellan kollektiva färdstätt

Sollentunaundersökningen avsåg valet mellan pendeltåg och buss vid arbetsresor till Stockholms innerstad från tre bostadsområden i Sollentuna. Undersökningen genomfördes innan bussen infördes och intervjupersonerna fick uppge hur de skulle komma att välja.

Urvalet som användes vid modellestimeringen bestod av 210 personer. Samtliga dessa personer arbetade i innerstaden och åkte normalt kollektivt till arbetet.

Följande slutmodell erhöles:

Åktid i fordon	-0,123 (5,3)
Gångtid till hållplats	-0,188 (4,0)
Bytestid	-0,185 (5,4)

## 7. ÖVRIGA MODELLER

Förutom de studier som hittills behandlats i rapporten har logitmodeller för persontransporter använts av fem ytterligare svenska studier.

7.1 AIB-modellerna

Allmänna Ingenjörbyrå AB genomförde 1974 enkäter på arbetsplatser i Uppsala, Västerås och Stockholm. Datamaterialet användes för att skatta färdmedelsvalsmodeller för arbetsresor. Huvudsyftet med projektet var att studera hur efterfrågan på parkeringsplatser påverkades av olika faktorer.

Slutmodellen, som redovisas nedan, bygger på data från Uppsala och Västerås. Totalt användes 496 observationer i denna modell. Modellerna avser valet mellan det alternativ som använts och individens enligt egen uppfattning bästa andra alternativ (kollektivt, bil, gång eller cykel). Modellerna betecknas försättningsvis "AIB".

Följande slutmodell erhöles:

Bilkonstant	-0,245 (0,96)
Åktid	-0,0168 (3,07)
Reskostnad	-0,102 (1,97)
Gångtid p-plats - arbete	-0,105 (4,34)
Väntetid - kollektivt	-0,119 (5,51)
Bil i arbetet - bil	+1,408 (5,73)
$p^2$	0,298

I kostnadsvariabeln ingick endast parkeringskostnaden för bilalternativet.

Undersökningsresultaten dokumenteras i AIB 1974.

## 7.2 Malmömodellerna

Vid Lunds Tekniska Högskola genomfördes 1973-76 ett projekt där tillgång till färdmedel, färdmedelsval samt val av parkeringsplats studerades. För undersökningen insamlades ett datamaterial i Malmö. Materialet analyserades bl a med hjälp av logitanalys.

De modeller som erhöles blev dåliga. Ingen färdmedelsvalsmodell innehåller både signifikanta åktids- och reskostnadsparametrar. Studien behandlas därför ej vidare i denna rapport.

Malmömodellerna dokumenteras i Bfr-rapporten R28:1976.

## 7.3 Öresundsmodellerna

I samband med 1975 års utredning av fasta förbindelser över Öresund (SOU 1975:18) genomfördes en intervjuundersökning med syftet att skatta logitmodeller för Öresundsresandet. Undersökningen genomfördes 1976-77. Modellerna avser valet av överfartsställe samt färd sätt på land. Alternativen består därför av olika kombinationer av färd sätt på land samt ställe för överfarten för såväl tur- som returresa:

Färd sätt på land:	Överfartsställena:
Bil	Helsingborg - Helsingör
Kollektivt	Landskrona - Tuborg
Gång/övrigt	Malmö - Köpenhamn (flygbåt)
	Malmö - Köpenhamn (stor båt)
	Limhamn - Dragör

Vid estimeringen användes 1 589 observationer. Följande resultat erhöles:

Variabel	Tjänste- och arbetsresor	Besöks- och Utflyktsresor	Långdistanta bilresor	Övriga resor
Gång- och väntetid	-0,0375 (3,7)	-0,0134 (2,5)	-	-0,0093 (4,5)
Åktid kollektivt	-0,0330 (4,5)	-0,0174 (5,4)	-	"
Åktid bil	-0,0321 (4,2)	-0,0122 (4,2)	-0,0068 (2,2)	-0,0062 (2,0)
Åktid båt	-0,0214 (5,2)	-0,0073 (4,2)	-0,0180 (9,0)	-0,0141 (8,3)
Res- kostnad	-0,0257 (4,2)	-0,0457 (6,7)	-0,0910 (10,1)	-0,0418 (6,3)
Konstant	0,92 (2,0)	-	-	0,398 (2,0)
Antal obs	216	400	430	543

Restiderna är uttryckta i minuter och reskostnaderna i kronor. Undersökningen och modellresultaten finns dokumenterade i DSK 1978:4.

#### 7.4 NPK-modellerna

Nordisk Planeringskonsult AB genomförde 1977-1978 en studie i Örebro där logitmodeller för färdmedelsvalet vid arbetsresor användes. Alternativen i modellen var bil som förare, bil som passagerare, buss och cykel/moped.

Modellerna gav ej signifikanta kostnadsparametrar och gav ej heller signifikanta estimat på uppdelade tidskomponenter. Resultaten behandlas därför ej vidare i rapporten.

NPK-modellerna dokumenteras i NPK 1978.

#### 7.5 SBK-modellerna

Göteborgs Stadsbyggnadskontor (SBK) genomförde under 1981 en modellstudie. Datamaterialet samlades in genom en telefonundersökning. I modellerna användes ca 600 observationer. Modellerna som utvecklades avsåg valet mellan att åka bil och att åka kollektivt.

Följande slutmodell erhöjls:

	SBK 1981
Bilkonstant	+0,6236 (2,8)
Åktid	-0,0234 (2,7)
Reskostnad	-0,2444 (8,9)
Spilltid	-0,0431 (3,5)
Antal byten	-0,3185 (2,6)

Analyserna redovisas i Algern och Widlert 1982.

#### 7.6 TULT-modellerna

Vattenbyggnadsbyrån (VBB) har genomfört projektet "Effekter av taxe- och utbudsförändringar för landsbygdstrafik". Projektet förkortas TULT.

Datainsamlingen genomfördes med telefonintervjuer i Uppsala län (1982) och i Älvsborgs län (1983). Det slumpvisa telefonurvalet förstärktes med ett extra "choice-based" urval av bussresenärer (alltför få i det slumpmässiga urvalet hade valt buss). Datamaterialet avser landsbygdsresor, dvs resor utförda av personer bosatta på landsbygden. Som ett led i arbetet estimerades modeller för valet mellan bil och buss vid resan till arbetet. Modellerna utnyttjade enbart datamaterialet från Uppsala.

Följande slutmodell erhöjls:

---

Bilkonstant	-1,6900 (3,7)
Åktid	-0,0162 (2,1)
Reskostnad	-0,0535 (3,1)
Gångtid	-0,0209 (2,6)
Väntetid	-0,0459 (3,4)
Bytestid	-0,0335 (2,1)
Bil i arbetet - bil	+2,2530 (4,3)
Bilkonkurrens - bil	-0,8629 (2,8)
Kön - buss	+0,7974 (2,6)
Ärenden - bil	+1,9020 (4,8)

---

p <sup>2</sup>	0,444
----------------	-------

---



## 8. AGGREGERINGSFEL

Syftet med avsnittet om aggregeringsfel är dels att visa storleken på de aggregeringsfel som i praktiken kan uppkomma när logitmodellen används på de sätt som hittills varit vanliga i Sverige, dels att ge praktiska råd om hur felen enkelt skall kunna minskas.

8.1 Aggregeringsfel i logitmodellen

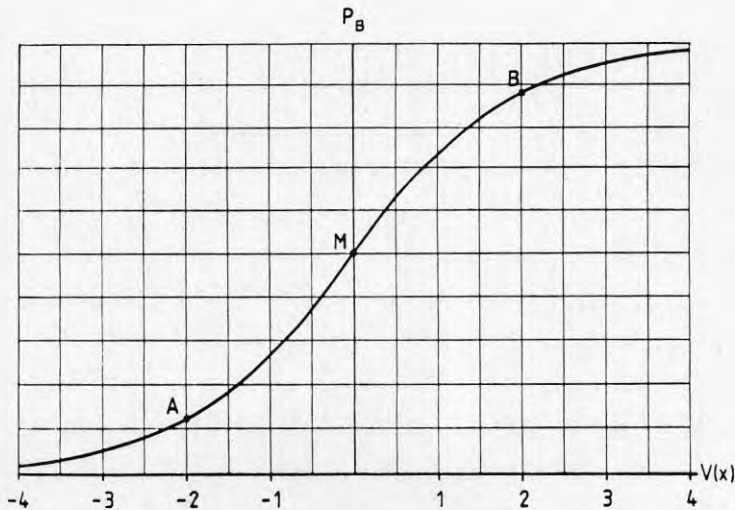
Enligt kapitel 2 har den vanliga modellen för val mellan bil och kollektivtrafik formen:

$$P_B = \frac{e^{V(X)}}{1 + e^{V(X)}}$$

där  $P_B$  = sannolikheten att välja bil

$V(X)$  = nyttofunktionen = en funktion av variabler som t ex restid, reskostnad osv.

Modellens formulering innebär att sambandet mellan sannolikheten att välja bil och nyttofunktionen inte är linjärt utan beskrivs av en S-formad kurva. Sambandet illustreras i figur 8.1.



Figur 8.1 Samband mellan  $P_B$  och  $V(X)$

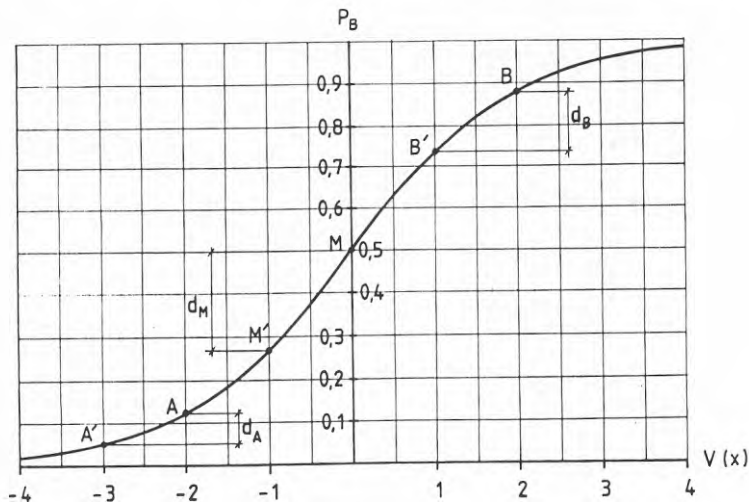
Logitmodellen beskriver sannolikheten för att en viss individ väljer ett visst alternativ. I figuren markeras tre olika individer - A, B och M - för vilka bil-

alternativet är olika attraktivt jämfört med kollektivalternativet. Alternativens olika attraktivitet avspeglar sig i olika värden på nyttofunktionen  $V(X)$  och därmed också i olika sannolikhet att välja bil.

Av figuren framgår att både individ A (för vilken bilalternativet är dåligt) och individ B (för vilken bilalternativet är bra) påverkas mindre av en liten förändring av  $V(X)$  än individ M, för vilken alternativen är likvärdiga. Med andra ord är det främst individer med attraktiva alternativ som påverkas av t ex restids- och reskostnadsförändringar, vilket är en intuitivt rimlig egenskap hos modellen.

Vi konstaterade ovan att modellen gäller en viss individ. När modellerna skall användas är det ofta inte möjligt att använda data för enskilda individer. I stället används då någon form av aggregerade data. Ett vanligt exempel är att använda medelvärden för restider och reskostnader mellan olika delområden.

I figur 8.2 visas återigen fallen A, B och M. Värdet på nyttofunktionen för M är lika med medelvärdet av värdena för A och B. Punkten M kan därför tänkas representera de båda individerna A och B, om medelvärden för förklaringsvariablerna används.



Figur 8.2 Aggregeringsfel

Vi tänker oss att en förändring inträffar som innebär att både A och B får en minskning av värdet på nyttofunktionen med -1 (värdet på nyttofunktionen

är sortlöst). Även medelvärdet  $M$  påverkas då lika mycket.  $A$ ,  $B$  och  $M$  får då de nya lägena  $A'$ ,  $B'$  och  $M'$ .

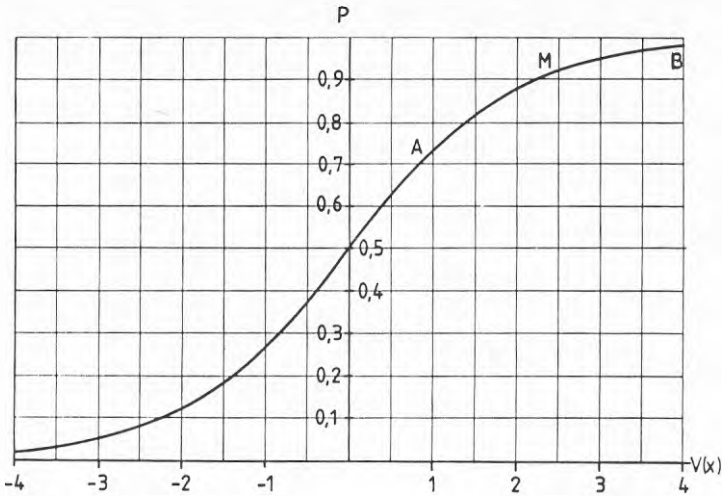
I figuren markeras den minskade sannolikheten att åka bil med  $d_A$ ,  $d_B$  och  $d_M$ . Följande förändringar erhålls:

	ändrad sannolikhet att åka bil
$d_A$	0,07
$d_B$	0,15
medelvärde $d_A$ och $d_B$	0,11
$d_M$	0,23

För  $A$  blir det dåliga alternativet ännu sämre och förändringen liten. Effekten för  $B$  blir större efter-  
som förändringen gör alternativen något mer likvärdiga. Den genomsnittliga förändringen av sannolikheten att åka bil blir 0,11. Görs beräkningen i stället med medelvärden - representerat av  $M$  - blir den beräknade effekten mer än dubbelt så stor som vid den individvisa beräkningen. Exemplet visar att aggregerade data kan ge upphov till betydande fel.

I figur 8.3 visas ytterligare ett fall med observationerna  $A$  och  $B$  samt deras medelvärde  $M$ . Observationerna har nu andra lägen längs kurvan. För detta exempel skall vi studera tre olika fall där medelvärdet i samtliga fall minskas med 0,5 enheter men där den bakomliggande förändringen fördelar sig olika på  $A$  och  $B$ :

1.  $A$  och  $B$  påverkas lika mycket, dvs värdet på nyttofunktionen minskas med 0,5 enheter för både  $A$  och  $B$
2.  $A$ :s nytta minskas med 1,0,  $B$  påverkas ej alls
3.  $A$  påverkas ej alls,  $B$ :s nytta minskas med 1,0.



Figur 8.3 Aggregeringsfel

Följande förändringar av sannolikheten att åka bil erhålls i de tre fallen:

	1	2	3
$d_A$	0,11	0,23	0
$d_B$	0,01	0	0,03
medelvärde $d_A$ och $d_B$	0,06	0,12	0,01
$d_M$	0,04	0,04	0,04

I fall 1 när A och B påverkas lika mycket underskattar den aggregerade beräkningen effekten med ca 30 %. Resultatet kan jämföras med det föregående exemplet där observationerna låg symmetriskt längs kurvan och den aggregerade beräkningen i stället överskattade förändringen med ca 100 %. Fall 1 kan vara typiskt för t ex ändrade kollektivtaxor som drabbar alla trafikanter lika mycket.

I fall 2 påverkas endast A, dvs observationen med det mest attraktiva kollektivalternativet. Exemplet kan vara typiskt för t ex ökade parkeringskostnader, vilka endast drabbar de bilister som ej har tillgång till fri parkeringsplats vid arbetet. I detta fall underskattar den aggregerade beräkningen effekten med ca 70 %.

I fall 3 drabbas enbart B, som i utgångsläget har mycket hög sannolikhet för att välja bil. Fallet kan vara representativt för t ex slopade bilreseavdrag. Eftersom endast observationen med låg känslighet (liten lutning på kurvan) påverkas överskattar den aggregerade beräkningen effekten med ca 300 %.

De illustrerade exemplen visar hur aggregerade data ger upphov till fel. Felen uppkommer p g a att modellen är icke-linjär. Samtidigt är icke-linjära modeller en nödvändighet för att ge en realistisk beskrivning av verkligheten.

Exemplen har valts så att effekterna skall bli tydliga, dvs så att felen skall bli stora. De fel som i praktiken kan uppkomma behandlas nedan i avsnitt 8.3.

Exemplen visar också att aggregeringsfelen kan medföra såväl över- som underskattningar. Såväl storleken som tecknet på felen beror av observationsmaterialets fördelning längs kurvan och på hur de studerade förändringarna påverkar olika individer med olika läge längs kurvan.

## 8.2 Metoder för att begränsa eller undvika aggregeringsfel

Det finns flera olika metoder för att utföra aggregerade prognoser med disaggregerade modeller. Den enklaste är att, trots de fel som då uppkommer, använda medelvärden.

För att begränsa aggregeringsfelen finns tre huvudgrupper av metoder:

1. I stället för medelvärden för hela den studerade populationen används medelvärden för mer eller mindre homogena grupper. Metoden kallas segmentering.
2. Ett urval av individer får representera den aktuella populationen. Den disaggregerade modellen används på individnivå för detta urval. Metoden kallas uppräknig av urval eller Sample Enumeration.
3. Olika statistiska metoder kan användas för att utöver variabelmedelvärdena även ta hänsyn till variabelvärdernas fördelning över populationen.

Syftet med detta avsnitt är att för två verkliga datamaterial visa aggregeringsfelets storlek, samt hur det kan minskas med enkla metoder.

Den tredje metoden ovan är mer teoretiskt komplicerad, den kräver kunskap (eller antaganden) om förklaringsvariablernas fördelning och den är rent prak-

tiskt ofta svår att genomföra. Denna grupp av metoder används sällan i praktiken och behandlas därför ej här. Den intresserade läsaren hänvisas till Koppelman (1975) eller Sävenstedt (1981).

### Uppräkning av urval (Sample Enumeration)

För att estimeras logitmodellens parametrar krävs att ett observationsmaterial samlas in som visar hur olika individer faktiskt valt när de befunnit sig i den aktuella valsituationen.

När modellerna väl utvecklats kan urvalet även användas som bas för prognosberäkningarna. Logitmodellen används då för en individ i taget. De individuvisa sannolikheterna för olika alternativ kan därefter summeras för hela observationsmaterialet och räknas upp till totalresultat.

Effekterna av olika åtgärder beskrivs genom att förändra variabelvärdena för de individer som påverkas av åtgärden och därefter genomföra beräkningen individ för individ med de nya variabelvärdena.

Genom att individuvisa variabelvärden används försvinner aggregeringsfelet helt. Metoden har även en rad andra fördelar och är därför lämplig i många fall. Metodens främsta nackdel är att det av ekonomiska skäl i allmänhet inte är möjligt att få ett så stort urval att resultaten kan brytas ner till fin områdesnivå eller länknivå. Vid långsiktiga prognoser tillkommer även problemet att göra urvalet representativt för den framtida situationen. Forskning pågår för närvarande med målet att utveckla metoder för detta.

### Segmentering

Av kapitel 8.1 framgick att aggregeringsfel uppkommer när individerna befinner sig på olika punkter längs kurvorna i figurerna. Detta kan alternativt uttryckas så att problemet uppkommer när individerna har olika värden på sina nyttofunktioner. Låt oss anta att vi kan dela in individerna i olika grupper (segment) där varje grupp består av individer med samma värde på nyttofunktionen. Används logitmodellen sedan för en grupp i taget, med variabelmedelvärden för respektive grupp, uppstår inget aggregeringsfel. I praktiken är det inte möjligt att göra grupperna fullständigt homogena utan ett visst aggregeringsfel uppstår alltid.

Skillnaden i variabelvärden för olika individer (och därmed skillnaden i värdet på nyttofunktionen) uppkommer av en rad olika anledningar. Några exempel är:

1. Olika reslängd ger olika restider och reskostnader



2. Vägstandarden varierar och ger olika restider
3. Kollektivtrafikens standard varierar och ger olika restider. I vissa områden saknas t o m kollektivförbindelser.
4. Vissa trafikanter har tillgång till gratis parkeringsplats i områden där parkeringen normalt är avgiftsbelagd
5. Genom att bilen används i tjänsten har vissa bilister rätt till bilavdrag utan krav på tidsvinst, vilket ger lägre kostnad för resan till arbetet
6. Bilinnehavet varierar mellan olika hushåll.

Det är värt att påpeka att målet i sig inte är att hitta grupper med liten inomgruppsvariation på enstaka variabler i nyttofunktionen, utan i stället att hitta grupper med liten inomgruppsvariation för hela nyttofunktionen.

Normalt kan man inte klassificera populationen efter alla de variabler som ingår i modellen. Om modellen exempelvis innehåller 10 variabler och vi delar in varje variabel i två grupper får vi  $2^{10} = 1\,024$  olika grupper. I stället görs klassificeringen efter de variabler som är viktigast.

Eftersom beräkningskostnaderna är lika oavsett gruppens storlek är det lämpligt att undvika alltför små grupper.

I praktiken har det visat sig särskilt viktigt att klassificera efter alternativtillgången, t ex efter bilinnehavet.

Vid trafikprognoser delas undersökningsområdet ofta in i ett antal delområden. Resandet mellan delområdena beskrivs då i en resmatris. Restider och reskostnader beräknas som medelvärden för varje områdesrelation. Logitmodeller kan sedan användas för att utifrån dessa medelvärden beräkna färdmedelsfördelningen i varje områdesrelation. Trafikanterna i varje områdesrelation utgör således en grupp. Metodiken innebär därmed en form av segmentering. Aggregeringsfelets storlek avgörs av hur homogen gruppen är m a p de variabelvärden som ingår i modellen. Om områdesindelningen görs tillräckligt fin får samtliga som reser i en viss områdesrelation ungefär lika restider med de olika färsätten. Genom att räkna separat för varje områdesrelation blir aggregeringsfelet p g a punkterna 1 - 3 ovan litet.

Med relationsspecifika variabelmedelvärden kan hänsyn tas till att t ex parkeringsavgifter endast förekommer i vissa områden och att bilinnehavet varierar

mellan olika områden. Hänsyn tas dock normalt inte till att vissa personer tillhandahålls gratis parkeringsplats av arbetsgivaren (punkt 4) eller till att såväl förekomsten av bilavdrag som bilinnehavet varierar för de som reser i en viss relation.

### 8.3 Aggregeringsfel vid praktisk tillämpning

Logitmodeller har använts under en lång följd av år vid den praktiska trafikplaneringen i Stockholm. Modellanvändningen har skett både genom uppräknning av urval, användning av medelvärden för hela regionen och medelvärden för olika grupper (segment) samt genom att modellerna inkluderats i områdesbaserade trafikprognosystem. Modellanvändningen i Stockholm tas därför som utgångspunkt för analysen av aggregeringsfelen vid praktiska tillämpningar.

#### Modeller och datamaterial

Aggregeringsfelens betydelse har analyserats med de två Stockholmsmodeller som tidigare beskrivits i kapitel 6. Modellerna betecknas AKU och VBB. Enligt jämförelserna i kapitel 6 har VBB-modellen ett brantare samband mellan sannolikheten att åka bil och nyttofunktionen. Detta innebär att vi kan vänta oss mer betydande aggregeringsfel med denna modell.

#### Studerade förändringar

De två modellerna har använts för att beräkna effekterna av ett antal olika förändringar:

- o stegvis varierad kollektivrestid mellan +30 % och -30 %
- o stegvis varierad väntetid mellan +30 % och -30 %
- o stegvis varierad bilreskostnad mellan +50 % och -50 %
- o kollektivtrafiksatsning:
  - 10 % åktid kollektivt
  - 10 % väntetid kollektivt
  - 10 % reskostnad kollektivt
  - +10 % bilreskostnad
- o ökad bilreskostnad med 20 kr/dag (i 1985 års prisnivå)

De fyra första förändringarna innebär att samtliga observationer påverkas procentuellt lika mycket, dvs att den absoluta förändringen blir större för individer med höga variabelvärden.

Den ökade bilreskostnaden med 20 kr/dag är lika stor för alla individer. Kostnadsökningen motsvarar i VBB-fallet en ökad åktid på 56 minuter per dag och i AKU-fallet en ökad åktid på 73 minuter per dag. Skillnaderna mellan modellerna förklaras av de två modellernas något skilda tidsvärden.

### Felbegrepp

Vid analysen av aggregeringsfelen jämförs alltid ett modellberäknat utgångsläge med modellberäknat läge efter en viss förändring, dvs modellberäknad effekt (i %):

$$= \left( \frac{\text{modellberäknat läge efter förändring}}{\text{modellberäknat utgångsläge}} - 1 \right) \times 100$$

Den "sanna" effekten av en viss åtgärd ges av den modellberäknade effekten enligt metoden "uppräknning av urvalet" (vilken inte ger några aggregeringsfel).

Aggregeringsfelet definieras som:

$$\text{aggregeringsfel (i \%)} = \left( \frac{\text{modellberäknad effekt}}{\text{"sann" effekt}} - 1 \right) \times 100$$

Olika alternativa sätt att definiera aggregeringsfelet är tänkbara. Den vanligaste metoden vid praktisk modell användning brukar vara att jämföra ett modellberäknat utgångsläge (som ev kalibreras in mot det sanna utgångsläget) och ett modellberäknat läge efter förändringar. De redovisade felen är representativa för denna beräkningsmetod.

### Aggregeringsfel vid medelvärdesberäkning och segmentering

Vid beräkningen av aggregeringsfelet vid medelvärdesberäkning och segmentering till homogena grupper har de två modellerna använts på de datamaterial de estimerades för.

Utifrån kunskaper om vilka variabler som varierar kraftigast över individerna i urvalen har sex alternativa uppdelningar av materialet prövats. Vid varje uppdelning bildas ett antal olika, så långt möjligt homogena, segment. För varje sådant segment har medelvärdet för varje variabel som ingår i de aktuella logitmodellerna beräknats. I tabell 8.1 visas den använda indelningen. För att ge en uppfattning om skillnaden mellan grupperna visas även den modellberäknade sannolikheten att välja bil för respektive segment i de två urvalen.

Tabell 8.1 Indelning i segment

Uppdelning	Segment	Modellberäknad sannolikhet att välja bil	
		AKU	VBB
1	medelvärde för alla	0,82	0,38
2	2.1 med bilavdrag	0,92	0,84
	2.2 utan bilavdrag	0,74	0,26
3	3.1 med gratisparkering	0,87	0,59
	3.2 utan gratisparkering	0,60	0,13
4	4.1 med gratisparkering och bilavdrag	0,93	0,85
	4.2 med gratisparkering utan bilavdrag	0,82	0,46
	4.3 med bilavdrag utan gratisparkering	0,80	0,75
	4.4 varken gratisparkering eller bilavdrag	0,47	0,11
5	5.1 längre kollektivåktid än genomsnittligt	0,85	0,47
	kortare - " - " - " -	0,79	0,33
6	6.1 gratisp, bilavdrag lång restid koll	0,95	0,88
	6.2 - " - kort - " -	0,92	0,76
	6.3 gratisp ej bilavdrag lång restid koll	0,84	0,38
	6.4 - " - kort - " -	0,80	0,50
	6.5 bilavdrag ej gratisp lång restid koll	0,86	0,81
	6.6 - " - kort - " -	0,77	(0,04) *
	6.7 varken bilavdrag el gratisp, lång restid koll	0,51	0,09
	6.8 varken bilavdrag el gratisp, kort restid koll	0,44	0,12

\* få observationer

Som framgår av de modellberäknade sannolikheterna för att åka bil är det - framförallt i VBB-urvalet - stora skillnader mellan de olika grupperna.

Effekterna av de åtgärder som beskrivits ovan har beräknats separat för varje segment (enligt medelvärdena i segmentet) och därefter räknats om till en totaleffekt för vardera av de sex grupperna i tabellen ovan.

Tabell 8.2 Beräknade effekter på resandet vid olika åtgärder.  
AKU-modellen på AKU-urvalet

Uppdelning	Ändrat kollektivresande i % vid:			Ändrat bilresande i % vid:	
	kollektiv- restid +30 %	väntetid +30 %	kollektiv- satsning	bilkostnad +50 %	bilkostnad +20 kr/dag
Uppräkning av urvalet ("sann" effekt)	-7	-3	+8	-5	-11
1 medelvärde alla	-11	-4	+11	-4	-11
2 avdrag	-10	-4	+11	-5	-12
3 parkering	-9	-4	+10	-4	-11
4 avdrag och parkering	-9	-3	+10	-5	-11
5 restid kollektivt	-10	-4	+11	-4	-11
6 avdrag, parke- ring och restid	-8	-3	+10	-5	-11

Tabell 8.3 Aggregeringsfel i %, AKU-modellen på AKU-urvalet

Uppdelning	kollektiv- restid +30 %	väntetid +30 %	kollektiv- satsning	bilkostnad +50 %	bilkostnad +20 kr/dag
1 medelvärde	+47	+42	+37	-19	+4
2 avdrag	+36	+32	+35	+7	+6
3 parkering	+31	+26	+20	+18	+1
4 avdrag och parkering	+21	+16	+17	+0	+1
5 restid kollektivt	+36	+40	+31	-22	+4
6 avdrag, parke- ring och restid	+15	+15	+14	+0	+1

I tabell 8.2 och 8.3 visas resultaten för AKU-materialet. I tabellerna visas enbart effekterna för +30 % åktid och väntetid, samt +50 % reskostnad. Hela intervallet +30 % respektive +50 % har studerats i analysen. Resultaten är dock mycket samstämmiga över hela intervallet.

Tabell 8.2 visar den beräknade förändringen av resandet vid de olika uppdelningarna. Effekterna är förhållandevis små. De absoluta skillnaderna mellan de beräknade effekterna i de olika uppdelningarna är därmed också små.

Det procentuella aggregeringsfelet som redovisas i tabell 8.3 är dock betydande. De procentuellt verkande kollektivåtgärderna ger aggregeringsfel på ca 50 % om ett enda medelvärde används. Om separata medelvärden används för de fyra grupperna i indelningen efter avdrag och parkering sjunker aggregeringsfelet till 15-20 %. Vid en indelning efter både avdrag, parkering och medelrestid (8 segment) blir aggregeringsfelet ca 15 %.

En bilkostnadsökning på 50 % ger lägre aggregeringsfel, vilket förklaras av att variabelvärdena har en annan fördelning över urvalet (främst p g a att vissa har bilavdrag och därmed inte antas ha någon rörlig bilresekostnad). Aggregeringsfelet blir ca -20 % vid en enkel medelvärdesberäkning. Med en indelning efter avdrag sjunker aggregeringsfelet till 7 % för att helt försvinna vid en segmentering efter både avdrag och tillgång till gratisparkering.

Aggregeringsfelen är således i detta fall absolut sett små. En skillnad i beräknad effekt av en residsförlängning på kollektivtrafiken mellan t ex 7 % ("sann" effekt) och 11 % ("medelvärde för alla"), dvs med 4 procentenheter är i de flesta fall betydelselös. Eftersom det procentuella felet nästan är 50 % är dock naturligtvis aggregeringsfelet i vissa fall mycket allvarligt. Sådana fall inträffar när förändringen är mycket stor, t ex för de som påverkas när nya busslinjer inrättas.

I tabell 8.4 och 8.5 redovisas motsvarande resultat för VBB-modellen använd på VBB-urvalet. På grund av de olika definitionerna av valgruppen kan de beräknade effekterna inte direkt jämföras med AKU-effekterna. Skillnaderna i bilandel i utgångsläget gör även att de procentuella effekterna blir svåra att jämföra.



Tabell 8.4 Beräknade effekter på resandet vid olika åtgärder.  
VBB-modellen på VBB-urvalet

Uppdelning	Ändrat kollektivresande i % vid:			Ändrat bilresande i % vid:	
	kollektiv- restid +30 %	väntetid +30 %	kollektiv- satsning	bilkostnad +50 %	bilkostnad +20 kr/dag
Uppräkning av urvalet ("sann" effekt)	-9	-3	+6	-10	-43
1 medelvärde alla	-13	-3	+8	-20	-60
2 avdrag	-9	-3	+6	-16	-48
3 parkering	-11	-3	+7	-14	-52
4 avdrag och parkering	-9	-3	+6	-13	-46
5 restid kollektivt	-13	-3	+8	-20	-59
6 avdrag, parke- ring och restid	-9	-3	+6	-13	-45

Tabell 8.5 Aggregeringsfel i %, VBB-modellen på VBB-urvalet

Uppdelning	kollektiv- restid +30 %	väntetid +30 %	kollektiv- satsning	bilkostnad +50 %	bilkostnad +20 kr/dag
1 medelvärde	+48	+34	+41	+101	+40
2 avdrag	+9	-1	+8	+55	+11
3 parkering	+25	+19	+22	+40	+21
4 avdrag och parkering	+4	+1	+7	+31	+7
5 restid kollektivt	+47	+32	+43	+101	+38
6 avdrag, parke- ring och restid	+0	+0	+2	+24	+6

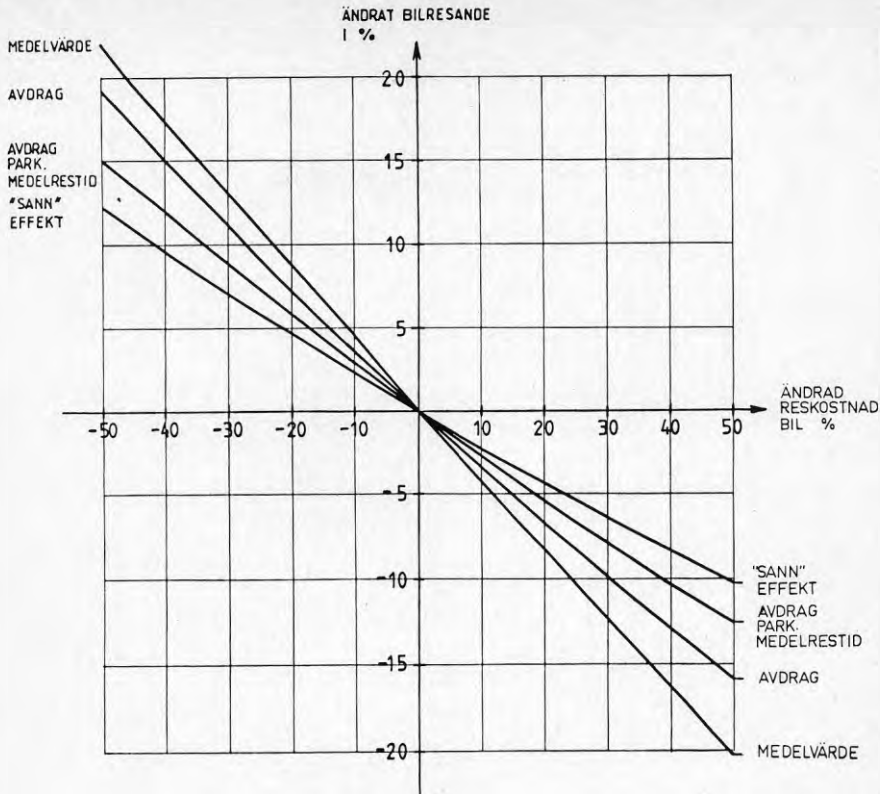
Precis som för AKU-materialet är de absoluta effekterna av kollektivåtgärderna i tabell 8.4 små. En ökning av bilreskostnaderna med 50 %, eller en reskostnadsökning med 20 kr per dag, ger dock betydande effekter. Även den absoluta skillnaden mellan indelningarna är betydande för bilåtgärderna.

Det procentuella aggregeringsfelet som redovisas i tabell 8.5 är för den enkla medelvärdesberäkningen av kollektivtrafikåtgärderna av samma storlek som för AKU-materialet, dvs ca 40-50 %. Effekten av att segmentera efter bilavdrag är i detta fall slående. Aggregeringsfelet blir i samtliga fall där stratifiering efter avdrag ingår litet. Även stratifiering efter gratisparkering halverar aggregeringsfelet. En segmentering efter både avdrag, gratisparkering och medelrestid eliminerar praktiskt taget helt aggregeringsfelet vid kollektivåtgärderna.

Det är värt att notera i sammanhanget att bilavdragen endast kunnat identifieras approximativt i AKU-materialet, vilket kan förklara att denna stratifiering inte hade lika stor effekt för detta material.

Även för bilåtgärderna har segmenteringen efter avdrag avgörande betydelse. Aggregeringsfelet vid procentuellt ökade bilkostnader blir så stort som +100 % vid en enkel medelvärdesberäkning, för att sjunka till +24 % vid en segmentering efter både avdrag, gratisparkering och medelrestid.

I figur 8.5 visas hur bilresandet påverkas av olika stora procentuella bilreskostnadsökningar när beräkningen utförs med några av de studerade indelningarna.



Figur 8.5 Förändrat bilresande som funktion av ändrad bilreskostnad. VBB-modellen.

Av figuren framgår att de procentuella aggregeringsfelen är relativt konstanta vid olika stora variabelförändringar. Samma förhållande råder för övriga studerade åtgärder.

Figuren visar även tydligt de betydande såväl absoluta som relativa aggregeringsfel som kan erhållas vid okritisk användning av medelvärden.

#### Aggregeringsfel vid modell användning i standardprogram

Vi har redan tidigare nämnt att ett vanligt användningsområde för logitmodellen är som färdmedelsvalsmodell i områdesbaserade trafikprognossystem. Vid landstingets trafikkontor i Stockholm används ett sådant programsystem som kallas Tk90 (eftersom horisontåret för prognoserna var 1990 vid de första tillämpningarna).

Stegen i Tk90-programmet är:

bil + kollektivmatris för 180 områden från FoB75
--



1. modellberäkning av färdmedelsfördelningen år 1975



2. korrektionskvoter bildas för att modellberäknad färdmedelsfördelning 1975 skall stämma med FoB75



3. bil + kollektivmatrisen Cross-Fratar justeras m h t ny markanvändning vid prognosåret



4. ny färdmedelsfördelning för prognosåret m h t nya förutsättningar (tider, kostnader, bil-innehav etc)



5. korrektionskvoterna från steg 2 appliceras på resultaten



6. redovisning på områdesnivå

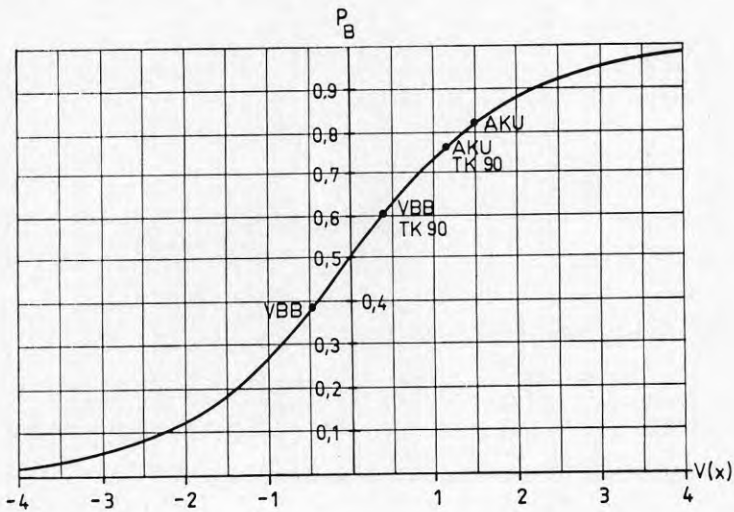
Det områdesbaserade prognosprogrammet innebär en segmentering efter restider, reskostnader och parkeringskostnader. Systemet tar ej i sin nuvarande utformning hänsyn till att förekomsten av bilavdrag är ojämnt fördelad på olika relationer, eller att en betydande del av pendlarna har gratis parkering som tillhandahålls av arbetsgivaren (i målområden där parkeringen annars är avgiftsbelagd). Olika aggregeringfel kan därför förväntas uppstå.

Både AKU- och VBB-modellen har därför använts i TK90-programmet för att beräkna effekten av de åtgärder som tidigare analyserats. Samtliga steg utom Cross-Fratarjusteringen har därvid genomlöpts.

När effekterna från Tk90-programmet jämförs med effekterna från uppräknade av urvalet måste man hålla i minnet att Tk90-beräkningarna gäller effekterna om åtgärder vidtagits år 1975 (eftersom pendlingsmatrisen från FoB75 använts). AKU-materialet avser 1968 och VBB-materialet 1980/81. Dessutom gäller både AKU- och VBB-modellerna en viss begränsad - och sinsemellan olika - valgrupp. När modellerna har implementerats i Tk90-systemet har visserligen den aktuella valgruppen avgränsats så noga som möjligt, men det är ändå ofrånkomligt att valgruppsdefinitionen ger upphov till felaktigheter. Exempelvis tillhör enbart personer i hus-

håll med bil valgruppen. I FoB-matrisen vet vi inte vilken resa som gjorts av personer i bilhushåll utan vi känner enbart det totala bilinnehavet i startområdet. Vi tvingas därför anta att bilinnehavet är lika för samtliga som reser från ett visst område, oavsett vart resan går.

Skillnaderna resulterar bl a i olika variabelmedelvärden i Tk90 respektive VBB- och AKU-urvalet. I figur 8.6 illustreras skillnaderna genom att visa de punkter på logitkurvan som erhålls när VBB-modellen tillämpas på medelvärdena från sitt eget urval (VBB) respektive på medelvärdena ur Tk90-matriserna (VBB Tk90), samt motsvarande två punkter med AKU-modellen.



Figur 8.6 VBB- och AKU-modellerna tillämpade på medelvärden från olika urval

Skillnaderna i läge längs kurvan är betydande. Skillnaderna beror dels på skillnaderna mellan parametrarna i de två modellerna, dels på skillnaderna i variabelmedelvärden från de två undersökningarna.

I tabell 8.6 redovisas de beräknade effekterna av de studerade åtgärderna enligt Tk90-programmet. Effekterna jämförs med resultaten från uppräkningsurvalet. I tabell 8.7 visas den procentuella skillnaden mellan den beräknade och "sanna" effekten (enligt uppräkningsurvalet).

Vid jämförelser bör noteras att effekterna av bilåtgärderna ej kan jämföras mellan AKU- och VBB-beräkningarna eftersom valgruppen definieras olika för de två modellerna.

Tabell 8.6 Beräknade effekter på resandet i valgruppen. Jämförelse mellan uppräknig av urvalet och Tk90-programmet. VBB-modellen och AKU-modellen

	Ändrat kollektivresande i % vid:		Ändrat bilresande i % vid:	
	kollektiv- restid +30 %	väntetid +30 %	bilkostnad +50 %	bilkostnad +20 kr/dag
Uppräkning VBB-urval	-9	-3	-10	-43
Tk90 VBB-modell	-12	-5	-10	-45
Uppräkning AKU-urval	-7	-3	-5	-11
Tk90 AKU-modell	-4	-4	-3	-16

Tabell 8.7 Procentuell skillnad mellan effekt enligt uppräknig av urval och Tk90. %

	kollektiv- restid +30 %	väntetid +30 %	bilkostnad +50 %	bilkostnad +20 kr/dag
Tk90 VBB	+38	+80	-1	+6
Tk90 AKU	-42	+47	-31	+45

Skillnaderna mellan Tk90 och uppräknig av urvalet kan som framgått inte enbart tillskrivas aggregeringsfelen utan beror även av valgruppsdefinition, undersökningsår osv.

Effekterna av kollektivåtgärderna överskattas när VBB-modellen används i Tk90-programmet. Den absoluta skillnaden är liten (2-3 procentenheter), men den procentuella skillnaden är stor. Storleken på effekterna av bilåtgärderna överensstämmer för VBB-modellen mycket väl mellan uppräknig av urval och Tk90-programmet.

Även för AKU-modellen är den absoluta skillnaden mellan resultaten från uppräknig av urvalet och Tk90-programmet måttliga. De procentuella skillnaderna är dock så stora som +30-50 %.



### 8.4 Slutsatser

Logitmodellen beskriver individens beteende. Eftersom modellen inte är linjär uppstår aggregeringsfel om modellen tillämpas på medelvärden för grupper av individer.

Aggregeringsfelen kan leda till att effekter av förändringar såväl över- som underskattas. Felen kan i extrema fall vara mycket stora.

Felens storlek avgörs dels av modellens utseende, dels av hur individernas resmöjligheter ser ut och slutligen också av hur de studerade effekterna drabbar olika individer.

Praktiska exempel visar att en beräkning med en enda uppsättning medelvärden ofta leder till aggregeringsfel i storleksordningen 30-40 %, dvs att effekten av förändringar felkattas med 30-40 %.

Om istället separata medelvärden för trafikantgrupper med inbördes likartade förhållanden används vid beräkningen kan aggregeringsfelen kraftigt reduceras.

För de Stockholmsurval som studerats visar det sig särskilt viktigt att behandla bilister med bilavdrag och bilister med gratis parkeringsplats vid arbetet separat. En sådan segmentering reducerar i de flesta fall felen till måttliga nivåer.

Vanliga områdesbaserade trafikprognosprogram innebär en segmentering efter restid och reskostnad. Det är inte möjligt att separera aggregeringsfelet från de övriga fel och osäkerheter som uppkommer när de disaggregerade modellerna installeras i programsystemen. Skillnaderna mellan resultaten från en disaggregerad beräkning och resultaten från det aggregerade programsystemet ligger i de studerade fallen i allmänhet inom intervallet 0-50 %.

Effekterna av de åtgärder som studeras inom trafiksektorn är i allmänhet förhållandevis små. Även stora relativa fel kan därmed innebära en fullt acceptabel noggrannhet vid den praktiska planeringen. Ett fel på 20 % kan exempelvis innebära att effekten av en åtgärd beräknas till 12 % istället för 10 %. Skillnader av denna storlek är normalt fullt acceptabla. Vid stora förändringar kan aggregeringsfelen å andra sidan innebära ett allvarligt problem som måste beaktas för att resultaten skall bli tillförlitliga.

Även de aggregerade områdesbaserade trafikprognossystemen kan sannolikt förbättras påtagligt om separata matriser används för personer med bilavdrag och personer med gratisparkering. Tillräcklig aggregerad information för att möjliggöra en sådan särbehandling finns ofta.

Olika mer eller mindre komplicerade metoder för att korrigera för aggregeringsfelen finns utvecklade.

Den enklaste metoden för att helt undvika aggregeringsfelen är att använda ett disaggregerat datamaterial och tillämpa modellen individvis. Om det datamaterial som använts vid modellestimeringen är representativt och tillräckligt omfattande kan detta med fördel användas. Metoden kallas "uppräknig av urval" eller "Sample Enumeration". Förutom att aggregeringsfelen försvinner innebär metoden även att valgruppen lättare hålls under kontroll samt att variabelvärden verkligen finns tillgängliga för alla variabler som ingår i modellen.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att det är nödvändigt att ta hänsyn till aggregeringsfelen. Felen kan vara mycket stora och kan påtagligt störa beräkningsresultaten. Med kunskap om felens uppkomst och de använda datamaterialens struktur kan felen dock med enkla metoder nedbringas till acceptabla nivåer. Metoden att använda ett disaggregerat urval vid modellberäkningen löser helt aggregeringsproblemet och innebär dessutom flera andra fördelar.

## 9. VÄRDERING AV TRAFIKSTANDARDKOMPONENTER I OLIKA STUDIER

### 9.1 Inledning

Ett huvudsyfte med föreliggande projekt är att studera logitmodellens stabilitet och generaliserbarhet. En viktig aspekt i detta sammanhang är hur stabila de modellresultat är som visar hur trafikanterna värderar olika trafikstandardkomponenter.

I detta kapitel visas vilken vikt olika restidskomponenter fått i studierna, jämfört med vikten för åktid. Dessutom redovisas åktidsvikten uttryckt som åktidsvärde i kronor per timme.

Syftet med jämförelsen är att kunna rekommendera en uppsättning vikter som kan användas vid trafikplaneringen i landet.

Ett viktigt problem som försvårar jämförelserna är att de skillnader som erhålls ofta kan vara resultatet av brister i de undersökningar som samlat in datamaterialet till modellerna. Dessa brister är i allmänhet mycket svåra att upptäcka i efterhand. Jämförelserna som redovisas nedan ger därför egentligen inte svaret på om logitmodellen som sådan är stabil och generaliserbar, utan i stället svaret på hur stabila och generaliserbara de empiriska resultat är som hittills erhållits på olika platser och vid olika tidpunkter.

I kapitlet jämförs resultaten från samtliga de slutmodeller som redovisats tidigare i rapporten, dvs modeller från samtliga de svenska studier som givit acceptabla resultat.

### 9.2 Restidskomponenter

#### Arbetsresor

Sju olika studier har givit resultat som kan användas för att analysera trafikanternas värdering av olika restidskomponenter vid arbetsresor:

Studie	Ort	Undersökningsår
AKU	Stockholm	1968
AIB	Uppsala/Västerås	1974
VBB	Stockholm	1980/81
SBK	Göteborg	1981
GS	Göteborg	1982
SOLL	Sollentuna	1977
TULT	Uppsala län	1982

Samtliga studier utom Sollentunastudien avser färdmedelsval. Sollentunastudien gäller valet mellan olika kollektivtrafikmedel. Samtliga studier utom TULT avser tätortsförhållanden. TULT gäller resor på landsbygden runt omkring Uppsala.

Tabell 9.1 Vikter på restidskomponenter. Arbetsresor

	AKU	AIB	VBB	SBK	GS	SOLL	TULT
Åktid	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Väntetid (halva turtät)	3,3				1,5		2,8
Väntetid (vid stolpe)	12,0	7,1			5,0-8,6		
Bytestid					2,2	1,5	2,1
Vänte- + bytestid			1,6		1,6		
Gångtid t hållplats			1,3		2,4	1,5	1,3
Gångtid t parkering		6,3			4,5		
Vänte-, bytes- och gångtid				1,8			

AKU-modellernas väntetidsvikter är högre än i de övriga studierna där väntetid ingår. I Sollentunaundersökningen lyckades man ej skatta någon parameter för väntetiden, utan denna vikt sattes lika med bytestiden.

I övrigt är studierna samstämmiga vad gäller väntetidsvikter, när väntetiden definieras som halva turintervall. I GS-studien, där den förekommer ensam, är den 1,5. I kombination med bytestiden är den 1,6 och tillsammans med den högre värderade gångtiden är den 1,8.

När väntetiden vid stolpe används blir vikterna väsentligt högre.

Bytestidsvikten är högre i GS- och TULT-studerna än i Sollentunaundersökningen. Den troliga förklaringen är att bytestiderna i Sollentunaundersökningen är mycket korta eftersom studien avser resor till innerstaden. Enligt resultaten nedan är bytestidsvikten lägre vid korta bytestider. VBB- och SBK-studierna stöder antagandet om en högre bytestidsvikt än i Sollentunastudien.

Gångtidsvikten för gång till hållplats varierar mellan 1,3 och 2,4 i studierna. Medelvärdet ligger nära 2. I VBB- och TULT-undersökningarna erhöles gångtiden till hållplats genom en direkt fråga till intervjupersonerna. Därmed uppstår problem med avrundade värden (dålig spridning).

Vikten för gång till och från parkering är hög i såväl AIB- som GS-studien. I båda undersökningarna fick intervjupersonerna själva uppge sin gångtid, vilket ger de nämnda problemen med avrundningar.

Göteborgsundersökningen är den enda arbetsresestudien som givit underlag för beräkning av uppdelade vänt- och bytestidsvikter:

Tabell 9.2 Vikter på vänt- och bytestid i Göteborgsundersökningen

	Vikt väntetid	bytestid
Den del av tiden som understiger 10 min per resa	2,0	1,4
Den del av tiden som överstiger 10 min per resa	1,1	3,2

Det bör observeras att de parametrar som de uppdelade vikterna baserar sig på har relativt låg signifikans. Resultaten måste därför behandlas med stor försiktighet.

#### Inköpsresor

Endast två studier av inköpsresor har hittills genomförts. Resultaten av dessa redovisas i rapportens kapitel 3 (Västerås) och 5 (Jönköping). Båda studierna gäller valet av färd sätt och färdmål vid bostadsbaserade inköpsresor.

Tabell 9.3 Vikter på restidskomponenter.  
Inköpsresor

	Västerås	Jönköping Simultan modell	Strukturerad modell
Åktid	1,0	1,0	1,0
Gångtid till och från hållplats	2,0	1,8	2,3
Bytestid		2,8	3,7
Gång- o cykeltid hela vägen	6,2		3,1
0 - 50 min		2,8	
51 - "		1,4	

De två studierna är relativt samstämmiga när det gäller vikten för gångtid till och från hållplats. Denna får en vikt som är ungefär dubbelt så hög som vikten för åktid i fordon.

Bytestiden vid inköpsresor får en hög vikt jämfört med arbetsresorna. Detta kan vara rimligt med tanke på att det är extra besvärligt att göra byten när man har varor att bära på.

Vikten för tiden vid gång hela vägen och cykeltiden skiljer sig kraftigt i de två studierna.

#### Övriga resor

Två studier av "övriga resor", dvs andra resor än arbets- och inköpsresor, finns tillgängliga. Dessa är dels service- och rekreationsresemodellerna för Jönköpingsmaterialet, dels modellerna för Öresundsresorna.

I Jönköpingsmaterialet var det enbart modellerna för ärendet "besök i annans bostad" som gav tillräckligt signifikanta estimat på åktidsparametern för att medge viktberäkningar. Följande vikter erhöles:



Tabell 9.4 Vikter på restidskomponenter.  
 Reseärendet "besök i annans bostad"

	vikt
Åktid	1,0
Gång- o cykeltid	
0 - 25 min	2,3
26 - 50 "	1,3
51 - "	0,8
Bytestid ouppdelad	0,8
"       0 - 20 min	-
"       21 - "	2,1
Bytestid 0 - 10 "	1,3
Väntetid ouppdelad	0,9
"       0 - 20 min	1,8
"       21 - "	-
Väntetid 0 - 10 "	1,8
"       10 - "	1,6

Vänte- och bytestidsvikterna påverkas kraftigt av om uppdelade vikter används eller ej. Förklaringen till instabiliteten kan vara att endast trafiknät för högtrafikförhållanden funnits tillgängliga.

Med en strukturerad modell och en annan indelning av de uppdelade parametrarna (0-10 resp 11-) bekräftas väntetidens avtagande vikt. Den låga bytestidsvikten i det undre intervallet jämfört med vikten i intervallet "21-" indikerar även att det är sannolikt att bytestidsvikten ökar med bytestidens längd.

#### Vänte- och bytestidsvikter

Icke-linjära vänte- och bytestider har även prövats för samtliga service- och rekreationsresor. Eftersom restidsparametern var osäkert skattad görs jämförelsen i stället mot den uppdelade vänte- respektive bytestidsparametern. Följande resultat erhålls då:

Tabell 9.5 Värdering av vänte- och bytestid

	ouppdelad	0-20 min	21- min
Besök i annans bostad			
Väntetid	1,0	2,1	(-)
Bytestid	1,0	(-)	2,9
Alla service/rekreation			
Väntetid	1,0	1,5	0,8
Bytestid	1,0	0,8	1,3

(-) = ej signifikant parameter

Tabellen visar (när parametrarna är signifikanta) att korta väntetider värderas mer negativt än genomsnittligt och att långa värderas mindre negativt, dvs väntetidsvärderingen sjunker med väntetidens längd.

På motsvarande sätt visar tabellen att värderingen av bytestiden stiger med bytestidens längd. Resultaten för arbetsresematerialet från Göteborg bekräftas således.

Öresundsresorna är speciella av flera skäl (de innebär gränsövergång, de äger i stor utsträckning rum sommartid). De avser också ärenden som inte är direkt jämförbara med vanliga arbets- och inköpsresor. Resultaten är av intresse dels med tanke på skillnaderna gentemot de vikter som redovisats för arbets- och inköpsresor, dels med tanke på de inbördes skillnader som finns i Öresundsmaterialet. Den förstnämnda skillnaden tar sig främst uttryck i den låga vikten på gång- och väntetid. Den sistnämnda skillnaden visar sig främst i att bilrestid värderas lägre än kollektivrestid för vissa ärenden och att gång- och väntetid också kan värderas lägre än kollektivåktid. Vidare värderas båtrestid (unikt för Öresundsresandet) annorlunda än kollektivåktid.

Tabell 9.6 Vikter i Öresundsmodellerna

Komponent	Modell		
	Arbets- och tjänsteresor	Besöks- och utflyktsresor	Övriga resor
Åktid kollektivt	1	1	1
Åktid bil	1	0,7	0,7
Åktid båt	0,6	0,4	1,5
Gång- och väntetid	1,1	0,8	1

De slutsatser man kan dra av Öresundsresultaten i detta sammanhang torde främst vara att väsentligt annorlunda ressituationer och andra resärenden kan innebära andra vikter än de som rekommenderas för tätortsresor.

### 9.3 Värdering av sittplats

Enligt kapitel 4 värderas obehaget att stå i Göteborgsundersökningen till ca 18 kr/timme i 1982 års prisnivå utöver åktiden sittande. Detta innebär en vikt för att åka stående på 2,3. Dessutom erhålls ett tidsberoende ståplatstillägg på ca 4,50 kr/resa där trafikanten tvingas stå. Detta tillägg kan dock vara behäftat med vissa fel och bör användas med försiktighet.

TU 71-modellerna innehöll signifikanta estimat på ståplatsvikt. Vikten för att åka stående blev 1,4 - 1,8 i olika modellformuleringar.

Den sittplatsvärdering som hittills använts i Stockholm har varit 3 - 6 kr i 1982 års prisnivå, vilket motsvarar en vikt på ca 1,25 - 1,5. Denna tidigare beräkning har varit osäker och har grundats på en kombination av uppgifter från olika källor.

Om GS-studiens höga sittplatsvärde används i utvärdering av projekt påverkas resultaten påtagligt. Med de låga vikter som hittills använts har värdet av att kunna erbjuda trafikanterna sittplats fått liten betydelse i den samhällsekonomiska utvärderingen. Med den höga GS-vikten blir förhållandet det omvända.

TU 71-resultaten är generellt sett av betydligt sämre statistisk kvalitet. Just ståplatsvärdena har dock kunnat skattas med god precision.

Tills vidare föreslås att ståplatsvikten 2,0 används och att känslighetsanalyser inom intervallet 1,4 - 2,3 utförs. Ytterligare kunskap är uppenbarligen av stor vikt för att kunna minska osäkerheten om trafikanternas värdering av att ha tillgång till sitt-plats.

#### 9.4 Cykelbanor

Analysresultat som visar trafikanternas värdering av cykelbanor återfinns enbart i GS-studien. Dessa resultat tyder på att restiden på cykel upplevs dubbelt så negativt när det saknas cykelbana, jämfört med när det finns cykelbana.

#### 9.5 Tidsvärden

Ur åktids- och reskostnadsparametrarna kan trafikanternas värdering av åktiden härledas, uttryckt i t ex kronor per timme. Värdet kommer att påverkas av vilket år undersökningen genomförts. Omräknas tidsvärdena från de olika undersökningarna till 1985 års löne- och prisnivå erhålls:

	Tidsvärde kr/timme i 1985 års pris- och lönenivå
<u>Arbetsresor</u>	
AKU	19
VBB	18
SBK	8
GS bil/koll	18
GS alla färdmedel	18
TULT	23
<u>Inköpsresor</u>	
Västerås	17
Jönköping	14
<u>Besöksresor</u>	
Jönköping	17

AIB-studien saknar parameter för rörlig reskostnad (endast en parkeringskostnadsparameter ingår). Modellen ger därför ej underlag för att beräkna tidsvärden.

Arbetsresemmodellerna (förutom SBK-modellen) ger ett tidsvärde på 18 - 23 kr per timme. Detta värde utgör 20 - 30 % av bruttotimlönen och överensstämmer därmed med utländska erfarenheter. SBK-modellens tidsvärde ligger mycket lågt (kostnadsparametern är hög) både jämfört med svenska och utländska studier. Skillnaden förklaras helt av kostnadsparametern. Övriga parametrar överensstämmer väl.

Bortsett från SBK-modellen är således tidsvärdet för arbetsresor mycket likartat och stabilt i undersökningar från olika orter och tidpunkter.

Tidsvärdet för inköps- och besöksresorna ligger något lägre än tidsvärdet för arbetsresorna.

I nedanstående tabell redovisas tidsvärden från Öresundsundersökningen.

Tabell 9.7 Tidsvärden i Öresundsundersökningen (åktid kollektivt):

Modell	Tidsvärde 1976	Tidsvärde 1985
Arbets- och tjänsteresor	77 kr	172 kr
Besöks och utflyktsresor	23 kr	51 kr
Övriga resor	13 kr	29 kr

Som framgår av tabellen är tidsvärdena mycket varierande mellan de olika ärendena och överstiger också de värden som redovisats för arbets- och inköpsresor. Annorlunda ressituationer tycks således kunna ge andra tidsvärden.

## 9.6 Slutsatser och rekommendationer

### Restidskomponenter

De redovisade studierna är samstämmiga när det gäller att visa att vänte-, bytes- och gångtid värderas mer negativt än åktid. Den statistiska kvaliteten på resultaten varierar mellan undersökningarna. De hittills mest fullständiga och stabila resultaten har erhållits i Göteborgsundersökningen (GS). Resultaten från denna undersökning förtjänar därför en särskild tyngd när en slutlig uppsättning vikter för arbetsresor skall väljas.

För inköpsresorna är Jönköpingsresultaten de mest fullständiga och tillförlitliga. För besöksresorna finns enbart resultat från Jönköping.

Vikterna i de olika studierna varierar en hel del. De är normalt ej signifikant skilda från varandra (vilket innebär att den statistiska precisionen i estimaten ej är tillräcklig för att medge en exakt bestämning av vikterna).

Vikter används regelmässigt vid utvärdering av projekt. Vikternas storlek har stor betydelse för resultaten. Det är därmed angeläget att genomföra stora högkvalitativa studier för att få säkrare resultat.

Tills vidare föreslås att vikter enligt tabellen nedan används. P g a osäkerheten anges vikterna avrundade till hel- och halvtal.

	Arbets- resor	Inköps- resor	Besöks- resor
Åktid	1,0	1,0	1,0
Väntetid	1,5	1,5	1,5
Bytestid	2,0	3,0	2,0
Gångtid hållplats	2,0	2,0	2,0
Gång- och cykeltid hela vägen	2,0	3,0	2,0

Arbetsresevikterna innebär en nedjustering av gångtidsvikterna från Göteborgsstudien.

För inköpsresor finns inga estimerade väntetidsvikter. Det är dock rimligt att anta att denna vikt överensstämmer med arbetsresornas. En högre bytestidsvikt är rimlig med tanke på det extra besväret att byta färdmedel när man har varor att bära på.

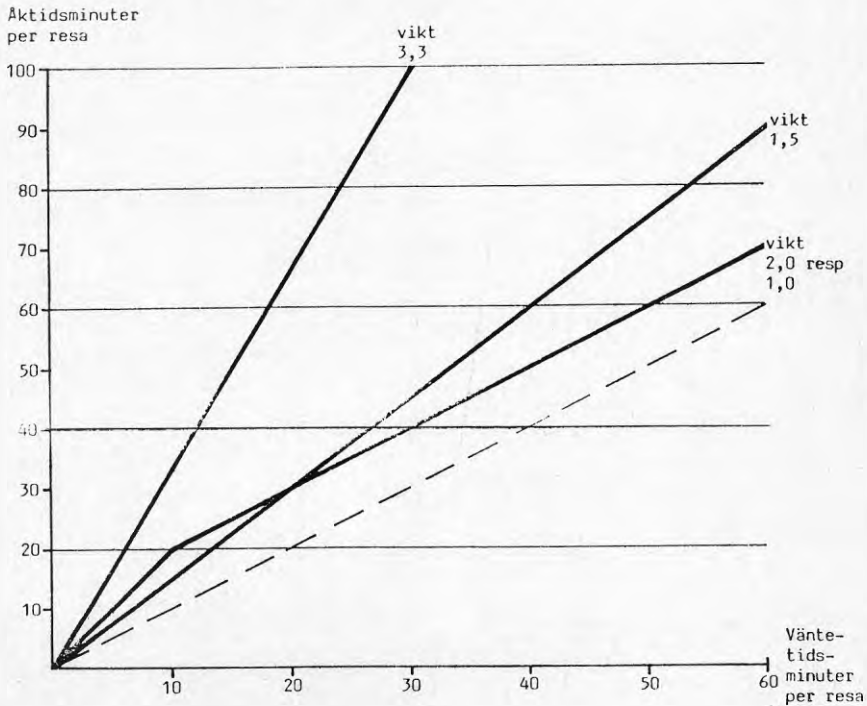
Besöksresevikterna innebär att vänte- och bytestidsvikterna antas överensstämma med arbetsresornas.

Ingen av de använda undersökningarna är tillräckligt omfattande för att möjliggöra statistiskt säkra uppdelningar av vänte- respektive bytestidsparametrarna. Eftersom resultaten av Göteborgsundersökningen tydligt indikerar att värderingen påverkas av tidens längd föreslås att följande vikter, som baseras på Göteborgs- och Jönköpingsresultaten, tills vidare används för alla resärenden när en sådan uppdelning är önskvärd:



	Vikt väntetid	bytestid
Den del av tiden som understiger 10 min per resa	2,0	2,0
Den del av tiden som överstiger 10 min per resa	1,0	3,0

Figuren nedan visar skillnaden mellan att använda vikten 1,5 för väntetid, eller att använda den uppdelade väntetidsvikten. Dessutom visas effekten av att använda vikten 3,3. Figuren visar hur många åktidsminuter som olika antal väntetidsminuter motsvarar. Väntetiden är beräknad som halva turintervallet.



Skillnaden mellan att använda den uppdelade väntetidsvikten och vikten 1,5 är liten vid "normala" väntetider. När effekten av turtäthetsförbättringar på linjer med gles turtäthet skall utvärderas kan dock skillnaden mellan vikterna påverka resultatet.

Vikten 3,3 ger en helt avvikande värdering av tur-  
täthetens värde för trafikanterna.

Tills vidare föreslås att ståplatsvikten 2,0 används  
och att känslighetsanalyser inom intervallet 1,4 -  
2,3 utförs.

Vid värdering av cykelbanor föreslås att restids-  
värdet för cykeltid halveras om cykelbanor finns,  
jämfört med om cykelbanor saknas helt.

#### Tidsvärde

För 1985 rekommenderas ett tidsvärde för åktid på  
18 kr/timme vid arbetsresor.

Tidsvärdena för inköpsresor är något lägre. För 1985  
rekommenderas ett tidsvärde på 15 kr/timme.

För besöksresor finns endast en enda studie. Tids-  
värdet från denna är ej signifikant skilt från tids-  
värdet för inköpsresor. Det ter sig rimligt att anta  
samma tidsvärde för besöks- och inköpsresor, dvs 15  
kr/timme.

Sammanfattningsvis erhålls följande rekommenderade  
tidsvärden:

	Tidsvärde kr/timme 1985 års prisnivå
Arbetsresor	18
Inköpsresor	15
Besöksresor	15

Samma tidsvärde bör gälla för tätorts- och glesbygds-  
resor.

Vid andra typer av resor (t ex rekreationsresor) är  
det sannolikt att tidsvärdet kan vara annorlunda.  
Öresundsstudien tyder på att tidsvärdet kan variera  
påtagligt i speciella situationer.

De rekommenderade tidsvärdena överensstämmer väl med  
de värden som rekommenderas av Vägverket. Tidsvär-  
dena ovan avser prisnivån medio 1985. Vägverket an-  
ger sina värden för januari 1985. Vägverkets värden  
är 17 kr/timme för arbetsresor, 14 kr/timme för in-  
köpsresor och 10 kr/timme för övriga resor. Värdena  
för arbets- och inköpsresor överensstämmer således  
om hänsyn tas till skillnaden i prisnivå. I "övriga  
resor" ingår även bl a rekreationsresor, vilka sanno-  
likt har ett lägre tidsvärde än besöksresorna.

Ytterligare forskning

Mer kunskap om hur trafikanterna värderar olika trafikstandardkomponenter vid olika typer av resor kommer att vinnas när resultatet från den stora resvaneundersökningen i Stockholm föreligger. Storleken hos denna undersökning - och dess uppläggning - bör göra det möjligt att erhålla både mer uppdelade vikter och separata vikter för olika grupper.

Stockholmsundersökningen kommer även att kunna ge tidsvärden som är differentierade för olika trafikantgrupper, olika resärenden och olika tidpunkter.

## 10. LOGITMODELLENS GEOGRAFISKA OCH TIDSMÄSSIGA STABILITET

### 10.1 Begreppet överförbarhet

Med överförbarhet avses om en modell som estimerats för en viss plats vid en given tidpunkt också kan anses vara giltig för framtida tidpunkter och för andra platser.

För att en modell skall vara överförbar krävs naturligtvis att modellens parametrar är stabila över tid och rum. I denna rapport används begreppen överförbarhet och stabilitet synonymt.

Det stora intresset för modellernas överförbarhet orsakas till stor del av att tidsmässig stabilitet är en förutsättning för att modellen skall kunna användas för prognoser om framtiden.

Om modellerna är geografiskt stabila är det dessutom möjligt att spara tid och pengar genom att använda samma modeller på flera platser.

Givet att en tillräcklig grad av stabilitet finns är det också möjligt att använda erfarenheterna från tidigare modeller när nya modeller skall kalibreras. Inte minst gör detta det möjligt att förenkla datainsamlingen (genom att begränsa denna till de variabler som tidigare visat sig mest avgörande för det val som skall studeras).

En första fråga är vad som egentligen avses med att en modell är överförbar. Flera författare (Ben Akiva 1981, Hansen 1981) menar att man kan identifiera olika nivåer på överförbarhet. Hansen t ex identifierar fyra nivåer:

1. Teorin bakom modellerna (tex nyttomaximering) är överförbar
2. Modellformuleringen är överförbar
3. Modellspecifikationen är överförbar
4. De erhållna parametrarna är överförbara

I denna rapport sysslar vi främst med de två understa nivåerna.

Det finns två principiellt olika synsätt på överförbarhet. Det första representeras av ett antal studier som har studerat överförbarhet genom att jämföra en tidigare modell med en helt nyestimerad modell och med olika statistiska test undersökt om man kan förkasta hypotesen att de kan vara identiska (givet den statistiska precisionen som modellerna skattats med). Testerna anger antingen att en modell är, eller inte är, överförbar. Ben Akiva (1981) ger en översikt över dessa studier.

Bakom de statistiska testerna ligger synsättet att det skulle kunna finnas en bakomliggande "sann" modell som är giltig överallt.

De genomförda studierna har givit växlande resultat. Oftast har hypotesen att modeller från olika platser skulle vara identiska kunnat förkastas.

Eftersom alla modeller i verkligheten är mer eller mindre ofullständigt specificerade kan det vara olämpligt att kategoriskt klassa en modell som överförbar eller inte.

Författare som Lerman (1981), McCarthy (1981) och Gunn och Poi (1985) argumenterar för en mer pragmatisk ansats. Eftersom det inte är möjligt att utveckla en "perfekt" modell står valet mellan modeller med större eller mindre grad av osäkerhet och approximation.

Givet att det inte finns någon "sann" modell har de nämnda statistiska testerna betydande svagheter. Om datamaterialen är tillräckligt små (och precisionen i estimaten därmed är tillräckligt liten) kommer testerna att acceptera hypotesen om överförbarhet. Om å andra sidan datamaterialen är tillräckligt stora och av tillräckligt god kvalitet kommer hypotesen alltid att kunna förkastas.

Louviere (1981) har påpekat risken med att dra generella slutsatser om modellens överförbarhet utifrån erfarenheter med modeller som är behäftade med ofullkomligheter både vad avser specifikation och använda indata.

Louviere menar att det egentligen ännu är alltför tidigt att dra slutsatser om modellernas överförbarhet. Innan detta kan ske krävs en större enhetlighet hos de modeller som utvecklas.

Louvieres synpunkter understryks starkt av de erfarenheter som vunnits under arbetet med föreliggande projekt. Betydelsen av goda indata, och av att undvika fel i bearbetningen av dessa, kan inte nog understrykas. Många bristfälliga modellresultat förklaras helt av sådana problem. Självklart kan man inte vänta sig att en modell som egentligen inte fungerar särskilt bra i den omgivning där den är estimerad, skall fungera i en helt annan omgivning.

Med det mer pragmatiska synsättet är den avgörande frågan om den befintliga modell som finns tillgänglig kan ge någon information som kan vara till nytta i en ny situation. Frågan är alltså inte om den gamla modellen är "riktig" i den nya situationen, utan om den kan förbättra prognoserna i den nya situationen.

Svaret på överförbarhetsfrågan kommer då även att bero på hur god information som finns i den nya situationen. Finns god information, och kanske till och med nya modeller, kan en modell från andra förhållanden försämlra prognoserna. Finns endast mycket bristfällig information kan t o m en "dålig" modell vara till stor nytta.

Det är således rimligt att anta att modeller i större eller mindre utsträckning alltid är beroende av den omgivning där de är estimerade. Det är en utopi att tro att samtliga de variabler som påverkar valet skall kunna fångas in i modellen. Dessa bakomliggande variabler (vilka alltså påverkar parametervärdena för de variabler som ingår i modellen) kommer att skifta från plats till plats. Hur statistiskt säkert en viss modell än är skattad kommer man därmed alltid att introducera en extra osäkerhet när modellen appliceras i en annan omgivning.

En viktig del i en överförbarhetsstudie är därför att försöka utnyttja information från den nya omgivningen (platsen och/eller tidpunkten) för att anpassa modellen och därmed minska osäkerheten.

Vår studie ansluter sig till detta senare synsätt. Vårt mål är att se i vilken utsträckning tidigare modeller kan vara till nytta i nya situationer, och vilka fel som då introduceras. Detta görs oavsett om klassiska statistiska test skulle visa att modellerna är överförbara eller ej.

Två studier har utvecklats den ansats som används vid vår överförbarhetsstudie.

Gunn och Pol (1985) rapporterar en studie där ett komplett modellsystem flyttas från en region till en annan. Systemet var de s k Zuidvleugel-modellerna (1977-1981) som byggdes upp med data för området runt Rotterdam och Haag. Modellsystemet flyttades till området runt Utrecht. Slutsatserna av studien var att det är möjligt att flytta ett helt modellsystem, förutsatt att nya konstanter estimeras och att skalan på övriga parametrar anpassas. Separata skalfaktorer för trafikstandardvariabler och övriga variabler förbättrade enbart resultaten marginellt.

Daly (1985) rapporterar en fransk studie där modeller för Grenoble överfördes till Nantes. På samma sätt som i vår svenska studie och som i studien ovan estimerades nya skalfaktorer och nya konstanter. Modellerna som överfördes avsåg färdmedelsvalet vid arbetsresor respektive skolresor. Skolresomodellerna blev dåliga på båda orterna och gick därför naturligt nog ej bra att överföra. Arbetsresomodellerna från Grenoble fungerade mycket bra i Nantes och slutsatsen var att Grenoble-modellerna med största sannolikhet kan fungera väl i andra franska städer.



## 10.2 Uppläggnig av överförbarhetsstudien

Syftet med överförbarhetsstudien är att besvara frågan om modeller från en ort kan användas på en annan ort. En rad praktiska problem är uppenbara när denna fråga skall besvaras. De modellstudier som hittills genomförts har varit långt ifrån enhetliga. Olika kriterier har använts för vilka observationer som skall tas med i modellerna (Har personer med bil i tjänsten något val?, Hur dåligt får kollektivalternativet vara för att tas med?, Finns ett val om någon annan använde bilen den dagen?, etc).

Ofta försvåras jämförelserna av att variablerna definierats olika i olika studier. Vissa variabler saknas t o m helt i en del studier. Även brister i datamaterialet är vanliga och försvårar jämförelser.

De jämförbarhetsproblem som finns är ofta svåra att identifiera i efterhand, ofta är de kriterier som använts för t ex urval av observationer ofullständigt dokumenterade.

Att en modell från en ort fungerar dåligt på en annan ort behöver således inte bero på att modellen inte är överförbar. Orsaken kan också vara andra brister i modellen som ger problem även på ursprungsorten. För att så långt möjligt minska jämförbarhetsproblemen jämförs de överförda modellerna alltid både med en modell med identiskt lika specifikation (dvs samma variabler), men med samtliga parametrar estimerade på det nya materialet, och med den bästa tänkbara modellen (= slutmodellen) för det nya materialet.

För denna studie har de bästa svenska modellerna valts ut. De modeller som ej tagits med uppvisar sannolikt sämre överförbarhet.

Studien av överförbarhet innebär att modeller från en ort överförs till en annan. Överföringen av modellerna kan göras med eller utan olika långt gående omkalibreringar av modellerna. Följande tre varianter testas:

1. "naiv" överföring - den ursprungliga modellen överförs helt utan omkalibrering
2. "fullständig" överföring - färdmedelskonstanterna omkalibreras, en enda skalfaktor kalibreras för övriga parametrar (den inbördes storleken på modellens parametrar överförs fullständigt)
3. "partiell" överföring - färdmedelskonstanterna omkalibreras, en skalfaktor estimeras för trafikstandardvariablerna och en för övriga variabler

Vi tänker oss en modell som har en nyttofunktion med följande utseende:

$$V(X) = B_0 + B_1 * X_{t1} + B_2 * X_{t2} + B_3 * X_{ö1} + B_4 * X_{ö2}$$

där  $B_0$  = konstant

$B_1$ - $B_4$  = parametrar

$X_{t1}$ ,  $X_{t2}$  = trafikstandardvariabler

$X_{ö1}$ ,  $X_{ö2}$  = övriga variabler

Den fullständiga och partiella överföringen innebär att skalfaktorer estimeras. Om vi betecknar dessa med S erhålls följande formler:

Fullständig:

$$V(X) = S_0 * B_0 + S_1 * (B_1 * X_{t1} + B_2 * X_{t2} + B_3 * X_{ö1} + B_4 * X_{ö2})$$

Partiell:

$$V(X) = S_0 * B_0 + S_1 * (B_1 * X_{t1} + B_2 * X_{t2}) + S_2 * (B_3 * X_{ö1} + B_4 * X_{ö2})$$

Tre olika huvudgrupper av tester används för att utvärdera hur väl transfereringen lyckats.

Den första testen innebär att de estimerade skalfaktorerna (vid fullständig och partiell överföring) testas statistiskt. Testen avser dels om skalfaktorn är signifikant skild från ett, dels om den är signifikant skild från noll. Ju närmare ett skalfaktor är, ju bättre passar de ursprungliga parametrarna i den nya situationen. Om skalfaktorn inte är signifikant skild ifrån noll innebär det att vi ej lyckats visa att de ursprungliga parametrarna har något förklaringsvärde i den nya situationen.

Den andra testen innebär att modellernas förmåga att återskapa det observerade valet för det urval som modellerna testas på undersöks. När modellen innehåller en full uppsättning alternativspecifika konstanter återskapas alltid fördelningen på dessa alternativ perfekt. Testen görs därför istället så att modellernas förmåga att återskapa de observerade andelarna för respektive färdssätt i olika avståndsintervall testas. Detta görs i s k valideringstabeller.

Den observerade och den beräknade fördelningen på färdssätt/avståndsintervall utvärderas därefter i förhållande till det förväntade slumpmässiga urvalsfelet

för respektive kategori. Varje jämförelsevärde har sorterats i tre olika grupper. I den första är det beräknade värdet inom en standardavvikelse från det observerade. Som en följd av urvalsfelet skulle detta inträffa i ca 70 % av fallen även om modellen vore sann. I den andra är avvikelsen mellan det beräknade och det observerade värdet mellan en och två standardavvikelser. Denna skillnad inträffar i ca 25 % av fallen om modellen är sann. I den tredje gruppen läggs de värden där avvikelsen är mer än två standardavvikelser. Detta inträffar endast i ca 5 % av fallen om modellen är sann.

De använda testerna beskrivs i detalj i Gunn m fl (1985).

Den tredje testen innebär att modellernas förmåga att beskriva effekten av förändringar testas. Vi vet naturligtvis inte vilken effekt som är den sanna, men vi antar att slutmodellen för respektive datamaterial ger den bästa beskrivningen av effekten. Precis som i kapitel 8 konsekvensbeskrivs fyra olika åtgärder:

- en ökning av kollektivrestiden med 30 %
- en ökning av väntetiden med 30 %
- en ökning av bilreskostnaden med 50 %
- en ökning av bilreskostnaden med 20 kr/dag (i 1985 års prisnivå)

### 10.3 Inköpsresor

Logitmodeller för inköpsresor har hittills endast utvecklats på två olika orter i Sverige. Modellerna avser Jönköping och Västerås. Modellerna redovisas i kapitel 3 respektive 5. Överförbarhetstesten har gått till så att modellen från Västerås har flyttats över och tillämpats på Jönköping.

Båda modellerna för inköpsresor gäller valet av färd-sätt och färdmål. Färdsättsalternativen är i båda fallen gång, cykel, bil och kollektivt.

Slutmodellen för Västerås (modell 30 i kapitel 3) samt motsvarande modell estimerad på Jönköpingsmaterial visas i tabell 10.1.

Tabell 10.1 Slutmodell Västerås, samt motsvarande Jönköpingsmodell

	Västerås	Jönköping
Bilkonstant	-1,5210 (4,64)	-2,0540 (5,47)
Busskonstant	-4,0040 (18,51)	-2,6470 (8,62)
Cykelkonstant	-2,0900 (17,31)	-3,2730 (17,77)
Reskostnad kr	-0,1666 (6,75)	-0,2140 (5,83)
Ln butiksyta/gren	+1,0000 -	+1,0000 -
Kön-bil	+1,2940 (6,34)	+1,0300 (4,64)
Hushållsstorlek/ antal bilar - bil	-0,2638 (3,13)	-0,0386 (0,19)
Åktid bil + koll	-0,0282 (3,40)	-0,0389 (5,65)
Gång- och cykeltid	-0,1761 (19,44)	-0,0711 (19,50)
Gångtid till och från fordon	-0,0566 (5,48)	-0,0549 (3,05)

Eftersom undersökningarna avser olika år måste modellerna korrigeras för att avse samma reala prisnivå. Denna korrektion har gjorts genom att kostnadskoefficienten i Västeråsmodellen räknats om till Jönköpingsundersökningens prisnivå.

Variablerna i modellerna förklaras i kapitel 3. Västeråsmaterialet gav ej signifikanta estimat på väntetid och bytestidsparametrarna. Relativt få variabler ingår därför i modellerna, vilket naturligtvis är ett problem vid överförbarhetsstudien.

Tabellen visar att parametrarna för gång- och cykeltid skiljer sig kraftigt i modellerna, samt att även åktidsparametern för bil och buss skiljer sig relativt mycket. Parametern för bilkonkurrens blir ej signifikant i Jönköpingsmodellen (i Västeråsmaterialet saknades information om antalet personer med körkort i hushållet, bilkonkurrensvariabeln blir därför grov i båda modellerna).

För överförbarhetsstudien estimerades dessutom en "fullständig" modell och en "partiell" modell med Västeråsparametrar och nya konstanter och skalfaktorer enligt ovan. Som slutmodell för Jönköpingsmaterialet i jämförelserna nedan användes modell 1 från kapitel 5.

Tabell 10.2 Log-likelihoodvärden i olika modeller för Jönköpingsmaterialet

	Log-likelihood
Parametrar lika med noll	-2058
Naiv överföring	-1933
Fullständig överföring	-1462
Partiell överföring	-1460
Jönköpingsmodell med Västeråsspecifikation	-1427
Slutmodell	-1352

I tabellen ovan visas log-likelihoodvärdet för de olika modeller som testats. Först visas värdet för en modell där alla parametrar är noll (dvs för en modell helt utan förklaringsvärde).

Värdet med de successiva förfiningarna testas med CHI-2-testet. Vid steget från naiv till fullständig överföring innebär testet, med den testnivå vi valt, att vi med 99 % säkerhet kan utesluta att den "sanna" skalfaktorn är ett och att de "sanna" alternativspecifika konstanterna är lika med Västeråsmodellens konstanter. Den fullständiga överföringen innebär att fyra parametrar estimeras. Testet utförs därmed med fyra frihetsgrader och ett testvärde som är lika med två gånger differensen i likelihoodvärde mellan den naiva och den fullständiga modellen.

De övriga likelihoodvärdena visar på motsvarande sätt att alla successiva steg, utom steget från fullständig till partiell, är starkt motiverade ur statistisk synpunkt.

Tabell 10.3 Skalfaktorer och alternativspecifika konstanter, fullständig överföring

	Faktor
Skalfaktor	0,42
t(0)	(20)
t(1)	(27)
Faktor konstanter	
cykel	1,56
bil	1,65
buss	1,04

Tabellen ovan visar skalfaktorer och faktorer för konstanter för den fullständiga överföringen. För skalfaktorn ges t-värden för avvikelser från noll och ett (ett värde på minst ca 2 krävs för att avvikelser från respektive värde skall vara signifikant på 95 %-nivån).

Av tabellen framgår att skalfaktorn är signifikant skild både från noll och ett. Skalfaktorn innebär att Västeråsparametrarna mer än halveras när de tillämpas på Jönköpingsmaterialet. Samtliga faktorer för de alternativspecifika konstanterna är större än ett.

Tabell 10.4 Skalfaktorer och alternativspecifika konstanter, partiell överföring

	Faktor
Skalfaktor trafikstandard	0,42
t(0)	(20)
t(1)	(27)
Skalfaktor övriga	0,76
t(0)	(5)
t(1)	(1)
Faktor konstanter	
cykel	1,56
bil	1,71
buss	1,04

Motsvarande tabell för den partiella överföringen visar att skalfaktorn för trafikstandardvariablerna blir densamma som den ouppdelade skalfaktorn. Skal-



faktorn för övriga variabler blir 0,76 och är ej signifikant skild ifrån ett. Det är således trafikstandardvariablerna som ger upphov till de största skillnaderna mellan Västerås- och Jönköpingsresultaten. De alternativspecifika konstanterna påverkas endast obetydligt av förändringen.

I tabell 10.5 visas resultaten av valideringstabellerna, dvs de tabeller där modellernas förmåga att återskapa observationsmaterialet testas. I tabellen visas resultaten för de tre grupper som beskrevs i avsnitt 10.2. Dessutom görs en "poängberäkning" där värden som faller inom grupp A ges vikten noll, värden i grupp B vikten 1 och värden i grupp C vikten 2. Viktningen är godtycklig men avser att ge ett grovt sammanfattande mått på resultaten. Viktningen har tidigare använts av Gunn och Poi (1985).

Tabell 10.5 Resultat av valideringstabeller

	A 0-1 std avv	B 1-3 std avv	C 2- std avv	poäng
Naiv	12	6	14	34
Fullständig	18	9	5	19
Partiell	18	9	5	19
Jönköping med Västeråsspec.	16	11	5	21
Slutmodell Jönköping	15	11	6	23

Tabellen visar att steget från naiv till partiell överföring ger en mycket kraftig förbättring av modellens förmåga att återskapa observationsmaterialet. Resultatet för den partiella överföringen blir likvärdigt med resultatet för den fullständiga överföringen.

I denna test blir modellerna som helt estimerats på Jönköpingsdata t o m något sämre än de överförda modellerna. Skillnaden är dock liten.

Den tredje och sista testen är hur väl modellerna förmår beskriva effekten av olika åtgärder.

Tabell 10.6 Effekt av olika åtgärder. Förändrat resande i % med respektive färdssätt

	+30 % kollektiv- åktid	+50 % bil- kostnad	+20 kr bil- kostnad
Naiv	-4	-1	-17
Fullständig	-5	-3	-20
Partiell	-4	-3	-19
Jönköping med Västeråsspec.	-12	-7	-61
Slutmodell Jönköping	-9	-6	-57

Tabellen visar att de överförda Västeråsmodellerna förutsäger påtagligt lägre effekter än Jönköpingsmodellerna. För de två första åtgärderna i tabellen är effekten med de överförda modellerna ungefär hälften av effekten enligt Jönköpingsmodellen, för den tredje ungefär en tredjedel.

En orsak till problemen är att den höga gång- och cykeltidsparametern i Västeråsmodellen tvingat fram en låg skalfaktor. Denna låga skalfaktor har sänkt de redan alltför låga parametrarna för åktid och reskostnad. Detta exempel visar på ett problem att korrigera parametrar med skalfaktorer när inte alla parametrar avviker i samma riktning.

#### 10.4 Arbetsresor

Som framgått av kapitel 9 finns det relativt många svenska modeller för arbetsresor. De allra flesta gäller dock enbart valet mellan att åka bil eller att åka kollektivt. Överförbarhetsstudien har därför begränsats till att enbart avse detta val.

Vid överförbarhetstesterna är det viktigt att det datamaterial som de olika modellerna testas på är så fullständigt och högkvalitativt som möjligt. Det bästa materialet i detta avseende är undersökningen från Göteborg (GS-studien). Detta material gör det möjligt att pröva modeller med alla de olika specifikationer som förekommit i de övriga studierna.

De modeller som överförts till Göteborgsmaterialet är dels AKU- och VBB-modellerna från Stockholm, dels TULT-modellen som avser rena landsbygdsresor i Uppsala. Eftersom AKU-modellen bygger på en undersökning

från 1968 ger denna modell en test på den tidsmässiga stabiliteten. TULT-modellen ger en test på om modeller för glesbygd fungerar i tätortsförhållanden.

Det har egentligen inte legat inom projektets ram att studera överförbarheten mellan olika länder. Denna möjlighet är naturligtvis dock av stort intresse. Av denna anledning har förutom de svenska modellerna även en fransk modell testats. Denna modell kommer från staden Nantes och bygger på en undersökning från 1980. Modellen har utvecklats med syftet att testa överförbarheten mellan olika franska städer (studien beskrivs kort i avsnitt 10.1 ovan).

De fyra arbetsresemodellerna har således använts på datamaterialet från Göteborg. Den "sanna" modellen för Göteborg antas representeras av slutmodellen från kapitel 4 (modell 4 i tabell 4.2). Dessutom har fyra nya modeller med så lika specifikationer som de överflyttade modellerna som möjligt estimerats för Göteborgsmaterialet.

Kostnadsparametrarna i modellerna har räknats om för att avse samma år som Göteborgsundersökningen, dvs 1982. I den franska undersökningen har kostnadsparametern dessutom räknats om med hänsyn till den växelkurs som gällde år 1980.

Modellerna visas i tabell 10.7 och 10.8.

AKU-modellens åktids- och reskostnadsparametrar är endast en fjärdedel av motsvarande parametrar i GS-modellen. De avviker även från parametrarna i samtliga andra modeller. Väntetidsparametern är ungefär hälften av motsvarande parameter i GS-modellen.

Antalet byten får en signifikant parameter i AKU-modellen, men blir ej signifikant i GS-modellen. Detta försvårar naturligtvis överflyttningen av AKU-modellen. Bil-i-arbetet - parametern blir endast en tredjedel av GS-modellens parameter.

AKU-modellen skiljer sig således en hel del från motsvarande GS-modell. De flesta parametrarna är lägre, men inte lika mycket lägre för alla. Det är därmed svårt att anpassa modellen med enkla skal-faktorer.

Vi vet ej om skillnaden mellan modellerna beror på brister i modellen, eller om parametrarna i AKU-modellen var riktiga 1968 och att förändringar sedan skett över tiden.

Tabell 10.7 Slutmodeller för Stockholm, samt motsvarande Göteborgsmodeller.

	AKU	motsvarande GS	VBB	motsvarande GS
Bilkonstant	+0,9889 (5,4)	+0,5815 (1,92)	-	+0,8240 (2,49)
Åktid	-0,0073 (2,0)	-0,0314 (4,08)	-0,0220 (3,2)	-0,0255 (3,35)
Reskostnad	-0,0355 (10,9)	-0,1107 (5,35)	-0,0921 (7,2)	-0,1162 (5,59)
Gångtid			-0,0280 (3,2)	-0,0717 (4,78)
Väntetid	-0,0244 (2,7)	-0,0400 (3,24)		
Vänte- o bytestid			-0,0340 (3,8)	-0,0306 (3,62)
Antal byten	-0,1979 (3,0)	-0,0173 (0,16)		
Bil i arbetet	+0,6235 (3,3)	+1,8860 (0,16)		
Bilkonkurrens			-1,1400 (5,7)	-0,1841 (0,67)

VBB-modellen saknar bilkonstant. Vid estimeringen blev denna mycket liten och ej signifikant. Den utelämnades därför i slutmodellen.

Åktids-, reskostnads- och spilltidsvariablerna är mycket lika i VBB-modellen och motsvarande GS-modell. Den största skillnaden mellan modellerna är den högre gångtidsparametern i GS-modellen.

Bilkonkurrensparametern blir ej signifikant i GS-modellen. Huvudförklaringen till detta kan vara att datamaterialet ej innehåller exakt information om antalet körkortsinnehavare (detta antal har approximerats med antalet förvärvsarbetande).

Tabell 10.8 Slutmodeller för Uppsala och Nantes,  
samt motsvarande Göteborgsmodeller.

	TULT	motsvarande GS	Nantes	motsvarande GS
Bilkonstant	-1,6900 (3,7)	+0,0228 (0,05)		
Kollektiv- konstant			-0,5300 (1,89)	+1,4800 (2,63)
Åktid	-0,0162 (2,1)	-0,0279 (3,29)		
Totaltid			-0,0208 (4,5)	-0,0268 (5,07)
Reskostnad	-0,0535 (3,1)	-0,1189 (5,35)	-0,1310 (3,3)	-0,1258 (5,92)
Gångtid	-0,0209 (2,6)	-0,0757 (2,76)	-0,0384 (1,0)	-0,0524 (1,36)
Väntetid	-0,0459 (3,4)	-0,0306 (2,36)		
Bytestid	-0,0335 (2,1)	-0,0266 (1,79)		
Bil i arbetet	+2,2530 (4,3)	+1,4940 (2,72)		
Bilkonkurrens	-0,8629 (2,8)	-0,1705 (0,61)		
Biltillgång			+1,5500 (8,8)	+6,8740 (3,90)
Kön - kollektivt	+0,7974 (2,6)	+0,9112 (3,20)		
Ärende - bil	+1,9020 (4,8)	+1,0030 (3,11)		
Hushållsföre- ståndare - bil			-0,2800 (1,3)	-0,8205 (2,88)

Bilkonkurrensvariabeln i TULT-modellen antar värdet ett om det finns fler personer med körkort än bilar i hushållet.

TULT-modellens restids- och reskostnadsparametrar är ungefär hälften så stora som GS-modellens. Gångtidsparametern är mindre än en tredjedel, men vänte- och bytestidsparametrarna ungefär lika stora.

Könsvariabeln är ungefär lika stor i båda modellerna. Övriga socioekonomiska variabler skiljer sig ganska mycket.

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att TULT-modellen är mer lik motsvarande GS-modell än AKU-modellen är. Skillnaderna är dock större än skillnaden mellan GS- och VBB-modellen. Detta kan i och för sig vara naturligt eftersom TULT-modellen avser en annan typ av resor. Vi vet dock ej om detta är orsaken till de observerade skillnaderna. Under arbetet med TULT-modellen visade det sig att modellen var känslig för mindre ändringar i specifikationen, dvs resultaten var instabila.

Modellen från Nantes innehåller ej separata parametrar för vänte- och bytestid. Biltillgångsvariabeln i den franska modellen är definierad som antalet bilar dividerat med antalet körkortsinnehavare. Variabeln "hushållsföreståndare - bil" antar värdet ett för mannen i ett hushåll med flera förvärvsarbetande eller för den förvärvsarbetande om bara en sådan finns.

Parametrarna för trafikstandardvariablerna i modellen från Nantes är mycket lika GS-modellens motsvarande parametrar. De socioekonomiska variablerna skiljer sig påtagligt.

På samma sätt som för inköpsresemodellerna estimerades "fullständiga" och "partiella" modeller med nya konstanter och skalfaktorer för övriga variabler. I tabellen nedan visas log-likelihoodvärdena för de olika modellerna.

Tabell 10.9 Log-likelihoodvärden i olika modeller applicerade på Göteborgsmaterialet

	VBB	AKU	TULT	Nantes
Parametrar lika med noll	-341	-386	-386	-386
Naiv överföring	-236	-209	-315	-194
Fullständig överföring	-188	-200	-187	-193
Partiell överföring	-182	-198	-184	-188
GS-modell med aktuell spec.	-177	-189	-173	-186
GS slutmodell	-174	-174	-174	-174



Log-likelihoodvärdet när alla parametrar är noll skiljer sig mellan VBB-modellen och övriga modeller. Förklaringen är att valgruppen är något annorlunda definierad i VBB-modellen (personer som använt bilen i tjänsten under mät dagen är uteslutna). Därmed blir antalet observationer något lägre i denna modell. I övriga modeller är valgruppen identisk.

Med samma testkriterier som för inköpsresemodellerna kan vi konstatera att de flesta av de genomförda successiva stegen är statistiskt motiverade. Skillnaden mellan den fullständiga och den partiella överföringen är dock i allmänhet måttlig. För AKU- och TULT-modellerna kan vi inte ur rent statistisk synpunkt visa att den extra parameteren är motiverad.

För modellen från Nantes är varken steget från naiv till fullständig överföring, eller steget från partiell överföring till omestimering, statistiskt motiverade på den valda testnivån. Modellen från Nantes är också mycket lik motsvarande GS-modell.

Tabell 10.10 Skalfaktorer och alternativspecifika konstanter vid fullständig överföring

	VBB	AKU	TULT	Nantes
Skalfaktor	0,92	1,89	0,75	1,14
t(0)	(7,4)	(7,3)	(8,0)	(7,7)
t(1)	(0,7)	(3,4)	(2,6)	(0,9)
Bilkonstant	-	0,00	0,51	0,26

Vid den fullständiga överföringen är skalfaktorn signifikant skild ifrån noll för samtliga modeller. Detta innebär att de parametrar som estimerats på ursprungsarten också har ett förklaringsvärde i Göteborg.

Skalfaktorerna i den fullständiga överföringen ligger nära ett för VBB- och Nantes-modellerna. För dessa modeller är skalfaktorn inte heller signifikant skild ifrån ett på 95-procentnivån. Detta innebär att vi inte kan utesluta att de ursprungliga parametrarna från Stockholm och Nantes även är giltiga i Göteborg.

AKU-modellens skalfaktor är nära 2. Denna modells parametrar har en lägre storlek än övriga parametrar (se tabell 10.7). Skalfaktorn är signifikant skild från ett.

Även TULT-modellens skalfaktor är signifikant skild från ett. Avvikelsen är dock mindre än för AKU-modellen.

Tabell 10.11 Skalfaktorer och alternativspecifika konstanter vid partiell överföring

	VBB	AKU	TULT	Nantes
Skalfaktor trafikstandard	1,20	1,67	1,11	1,03
t(0)	(7,6)	(6,0)	(6,2)	(6,8)
t(1)	(1,2)	(2,4)	(0,6)	(0,2)
Skalfaktor övriga	0,21	3,18	0,58	3,56
t(0)	(0,9)	(3,8)	(5,4)	(4,4)
t(1)	(3,4)	(2,6)	(3,8)	(3,1)
Bilkonstant	0,46	0,07	-0,05	0,93

Skalfaktorerna för trafikstandardvariablerna i den partiella överföringen uppvisar med ett undantag samma mönster som skalfaktorerna i den fullständiga överföringen. Skillnaden är att nu även TULT-modellen får en skalfaktor för trafikstandardvariablerna som är nära ett (och som ej är signifikant skild från ett). Slutsatsen av detta är att det främst är de övriga variablerna i TULT-modellen som skiljer denna från motsvarande GS-modell.

Skalfaktorn för övriga variabler i VBB-modellen är nära noll. Slutsatsen är att förklaringsvärdet hos dessa variabler är litet när modellen flyttas till Göteborgsförhållanden.

Samtliga modeller har skalfaktorer för övriga variabler som är signifikant skilda från ett. Inte i något fall kan man således hävda att parametrarna för de socioekonomiska variablerna låter sig flyttas oförändrade mellan orterna. För alla utom VBB har dock variablerna ett stort förklaringsvärde på den nya platsen, förklaringsvärdets storlek skiljer sig dock från storleken på ursprungsorten.

Till en viss del förklaras resultaten av definitions-skillnader i de olika studierna. Det är dock även naturligt att de socioekonomiska variablerna är mer beroende av platsen som modellen estimerats på.

Till exempel påverkas betydelsen av en variabel som "bil-i-arbetet" av yrkesstrukturen på orten samt av tillgången på alternativa färdssätt för sådana resor. Bilkonkurrensvariabeln påverkas av förvärvsfrekvensen på orten, kvinnans ställning etc (inte minst när modeller flyttas mellan olika länder där dessa förhållanden kan skilja sig radikalt). Inverkan av denna typ av variabler kan även väntas förändra sig över tiden.

Det bör även noteras att det i AKU- och VBB-modellerna endast förekommer en enda socioekonomisk variabel.

I tabell 10.12 visas resultaten av valideringstabellerna.

Tabell 10.12 Resultat av valideringstabeller

	A 0-1 std avv	B 1-3 std avv	C 2- std avv	poäng
<b>VBB-modellen</b>				
Naiv	0	4	16	36
Fullständig	10	10	0	10
Partiell	10	10	0	10
GS med VBB-specifikation	10	10	0	10
<b>AKU-modellen</b>				
Naiv	12	4	4	12
Fullständig	14	4	2	8
Partiell	18	2	0	2
GS med AKU-specifikation	12	8	0	8
<b>TULT-modellen</b>				
Naiv	0	2	18	38
Fullständig	14	4	2	8
Partiell	16	2	2	6
GS med TULT-specifikation	14	6	0	6
<b>Nantes-modellen</b>				
Naiv	10	10	0	10
Fullständig	12	6	2	10
Partiell	12	6	2	10
GS med Nantes-specifikation	12	8	0	8
GS slutmodell	12	8	0	8

Tabellen visar att steget från naiv modell till fullständigt eller partiellt överförd modell innebär en markant förbättring. Undantaget är modellen från Nantes som redan i sitt ursprungliga skick är mycket lik Göteborgsmodellen.

Slutligen har även modellernas förmåga att förutsäga effekterna av olika åtgärder studerats.

Den mest rättvisande testen på de transfererade modellernas förmåga att beskriva effekten av olika åtgärder ges av jämförelsen mot en GS-modell med samma specifikation. Skillnaden mellan de olika GS-modellerna visar inverkan av olika specifikationer. Denna inverkan är måttlig så länge de studerade åtgärderna är måttliga. Vid den kraftiga ökningen av bilkostnaden kan betydelsen dock uppgå till 8 procentenheter.

VBB-modellen ger en god beskrivning av effekterna av de studerade åtgärderna. Skillnaden mot GS-modellen är av ungefär samma storleksordning som skillnaden mellan olika GS-specifikationer.

AKU-modellen ger alltför låga effekter. Vid en naiv överföring visar sig de beräknade effekterna endast bli ca  $1/3$ - $1/4$  av de effekter som beräknats med GS-modellen. Effekten av väntetidsförändringar blir hög beroende på den höga väntetidsvikten i modellen. De fullständigt och partiellt överförda modellerna uppför sig bättre, men underskattningen av effekterna är fortfarande stor.

Även TULT-modellen ger låga beräknade effekter. Underskattningen är av ungefär samma storleksordning som AKU-modellens.

Modellen från Nantes ger effekter av samma storleksordning som de som beräknats med en GS-modell med motsvarande specifikation. Redan tidigare har det också konstaterats att Nantes-modellen är mycket lik GS-modellerna.

Tabell 10.13 Effekt av olika åtgärder. Förändrat resande (i %) med respektive färdssätt

	+30 % kollektiv- åktid	+30 % vänte- tid	+50 % bil- kostnad	+20 kr bil- kostnad
<b>VBB-modellen</b>				
Naiv	-15	-9	-10	-39
Fullständig	-18	-10	-6	-24
Partiell	-22	-12	-8	-31
GS med VBB- specifikation	-21	-9	-8	-32
<b>AKU-modellen</b>				
Naiv	-9	-10	-2	-7
Fullständig	-13	-14	-4	-17
Partiell	-12	-13	-4	-14
GS med AKU- specifikation	-27	-8	-8	-28
<b>TULT-modellen</b>				
Naiv	-9	-9	-5	-19
Fullständig	-11	-11	-2	-8
Partiell	-16	-14	-4	-13
GS med TULT- specifikation	-22	-9	-7	-27
<b>Nantes-modellen</b>				
Naiv	-20	-7	-9	-36
Fullständig	-22	-8	-10	-43
Partiell	-19	-7	-9	-36
GS med Nantes- specifikation	-23	-8	-8	-33
GS slutmodell	-22	-9	-7	-25

### 10.5 Blandade resärenden

För närvarande finns svenska modeller för färdmedelsvalet vid arbetsresor, för färdmedels- och destinationsvalet vid inköpsresor, samt för färdmedelsvalet vid besök i annans bostad. När effekten av olika åtgärder skall utvärderas är man ofta intresserad av att utvärdera effekten för samtliga resärenden. Eftersom det då saknas modeller för vissa resärenden antar man ofta i brist på bättre kunskap att de "saknade" resärendena påverkas på samma sätt som de för vilka vi har modeller.

När en modell används för ett annat resärende än det den egentligen avser väntar vi oss att fel skall uppstå. Om dessa fel är mindre än de fel som skulle uppstå om analysen ej utfördes är användningen ändå motiverad.

För att testa effekten av att använda en modell för andra ärenden än den är estimerad för har inköps- och besöksresemodellerna för Jönköping transfererats till Göteborgsförhållanden. Överföringen har skett på samma sätt som för arbetsresemodellerna. Endast de variabler som avser valet mellan bil och kollektiva färdssätt har tagits med i modellerna. Kostnadsparametrarna har räknats om till 1982 års prisnivå.

I tabell 10.14 visas de överflyttade modellerna, samt motsvarande GS-modeller. Variabeldefinitioner för modellerna återfinns i kapitel 5.



Tabell 10.14 Slutmodeller för inköps- och besöksresor i Jönköping, samt motsvarande Göteborgsmodeller

	Inköp Jönköping	motsv. GS	Besök Jönköping	motsv. GS
Bilkonstant	+0,2230 (7,59)	-0,1442 (0,21)	-0,8000 (2,56)	-0,6285 (1,20)
Åktid bil eller kollektivt	-0,0316 (4,46)	-0,0283 (3,51)	-0,0560 (2,61)	-0,0288 (3,55)
Reskostnad	-0,1653 (6,39)	-0,1251 (5,82)	-0,2344 (3,99)	-0,1244 (5,80)
Gångtid till och från hållplats	-0,0578 (3,03)	-0,0652 (2,44)	-0,0199 (0,64)	-0,0663 (2,44)
Väntetid kollektivt			-0,0530 (3,01)	-0,0261 (2,08)
Bytestid kollektivt	-0,0872 (2,92)	-0,0324 (2,26)	-0,0465 (2,35)	-0,0270 (1,83)
Bilkonkurrens - bil	+0,9119 (2,49)	+6,6300 (3,80)	+1,9920 (3,04)	+6,0800 (3,51)
Kön - kollektivt	+1,4730 (4,93)	+1,1240 (4,08)	+0,9397 (1,95)	+1,0800 (3,90)
Ålder - kollektivt	+0,0182 (2,88)	+0,0044 (4,06)		

Trafikstandardparametrarna är förhållandevis lika i inköpsmodellen från Jönköping och i GS-modellen. Undantaget är bytestidsparametern som är betydligt större i Jönköpingsmodellen. Det bör noteras att trafiknäten för Jönköping avser högtrafik vilket kan störa skattningen av vänte- och bytestidsparametrarna. Könsvariabeln är ungefär lika, övriga socioekonomiska variabler skiljer sig kraftigt.

Besöksmodellen för Jönköping har ungefär dubbla storleken på trafikstandardvariablerna (utom för gångtidsparametern som ej blev signifikant). Könsvariabelns parameter överensstämmer väl med samtliga övriga redovisade modeller, men bilkonkurrensen avviker.

På motsvarande sätt som för övriga resärenden estimerades fullständiga och partiella modeller. Följande log-likelihoodvärden erhöles i de olika modellerna:

Tabell 10.15 Log-likelihoodvärden i olika modeller applicerade på Göteborgsmaterialet

	Inköp	Besök
Parametrar lika med noll	-386	-386
Naiv överföring	-249	-229
Fullständig överföring	-193	-190
Partiell överföring	-193	-186
GS-modell med aktuell spec.	-182	-180
GS slutmodell	-174	-174

Precis som för övriga modelltyper innebär stegen från naiv till fullständig överföring en kraftig förbättring av likelihoodvärdet. Steget från fullständig till partiell överföring innebär en betydligt mindre förändring som ur rent statistisk synpunkt inte kan visas vara motiverad.

Tabell 10.16 Skalfaktorer och alternativspecifika konstanter vid fullständig överföring

	Inköp	Besök
skalfaktor	0,66	0,59
t(0)	(7,9)	(7,9)
t(1)	(4,0)	(5,4)
bilkonstant	1,45	0,65

I båda modellerna är skalfaktorerna lägre än ett. Skalfaktorerna är signifikant skilda från noll, dvs de ursprungliga parametrarna har ett förklaringsvärde i den nya situationen. Båda skalfaktorerna är dessutom signifikant skilda från ett, dvs de ursprungliga parametrarna behöver korrigeras för att användas i Göteborg.

Tabell 10.17 Skalfaktorer och alternativspecifika konstanter vid partiell överföring

	Inköp	Besök
Skalfaktor trafikstandard	0,65	0,53
t(0)	(6,8)	(6,8)
t(1)	(3,7)	(6,1)
Skalfaktor övriga	0,72	1,34
t(0)	(4,1)	(4,8)
t(1)	(1,6)	(1,2)
Bilkonstant	1,55	0,80

Skalfaktorerna för trafikstandardvariablerna är signifikant skilda både från noll och ett. Skalfaktorn för övriga variabler är signifikant skild från noll, men inte i någon av modellerna signifikant skild från ett på 95-procentnivån.

Tabell 10.18 Resultat av valideringstabeller

	A 0-1 std avv	B 1-3 std avv	C 2- std avv	poäng
<b>Inköpsmodellen</b>				
Naiv	2	2	16	34
Fullständig	8	12	0	12
Partiell	10	10	0	10
GS med inköps- specifikation	12	8	0	8
<b>Besöksmodellen</b>				
Naiv	4	4	12	28
Fullständig	12	8	0	8
Partiell	12	8	0	8
GS med besöks- specifikation	12	8	0	8
GS slutmodell	12	8	0	8

I båda fallen förbättras modellernas förmåga att återskapa observationsmaterialet påtagligt genom steget från naiv till fullständig modell. För inköpsmodellen innebär även övriga steg en viss förbättring. Resultatet för besöksmodellen påverkas ej av steget till partiell modell eller omestimering av alla parametrar (dvs påverkas ej så mycket att det syns med den valda redovisningen).

Tabell 10.19 Effekt av olika åtgärder. Förändrat resande (i %) med respektive färdssätt

	+30 % kollektiv- åktid	+30 % vänte- tid	+50 % bil- kostnad	+20 kr bil- kostnad
<hr/>				
Inköpsmodellen				
Naiv	-19		-14	-54
Fullständig	-18		-7	-29
Partiell	-18		-7	-28
GS med inköps- specifikation	-24		-8	-31
<hr/>				
Besöksmodellen				
Naiv	-30	-10	-16	-63
Fullständig	-27	-10	-9	-37
Partiell	-25	-9	-8	-32
GS med besöks- specifikation	-24	-8	-8	-30
<hr/>				
GS slutmodell	-22	-9	-7	-25
<hr/>				

Eftersom inköpsmodellen saknar väntetidsparameter har väntetidsåtgärden ej utvärderats för denna modell. Med båda modellerna ger de naiva överföringarna kraftiga överskattningar av effekterna av de studerade åtgärderna. Det är således inte möjligt att använda de befintliga modellerna helt utan korrigeringar.

De fullständigt respektive partiellt överförda modellerna visar sig ge effekter som inte skiljer sig mer ifrån motsvarande GS-modellers än vad olika GS-specifikationer kan skilja sig ifrån varandra.

Vi kan naturligtvis inte med ledning av de erhållna resultaten påstå att trafikanternas värderingar av

olika standardkomponenter är lika för arbets-, inköps- och besöksresor. Tvärtom förefaller det uppenbart att det bör finnas skillnader.

Resultaten visar dock att de fel som i praktiken uppstår när man använder en modell för "fel" resående överflyttad till en annan plats kan vara måttliga. Hade vi inte haft tillgång till arbetsresemodellerna för Göteborg skulle inköps- och besöksmodellerna från Jönköping påtagligt kunnat underlätta analyser av arbetsresandet i Göteborg.

## 10.6 Slutsatser

De flesta modeller som hittills utvecklats i Sverige uppvisar brister av något slag. Datamaterialen har ofta varit väl små. Ofta förekommer brister i olika variabler, t ex trafiknätsdata, vilket gör att vissa variabler saknas i modellerna, eller får osäkra parametrar. Vi kan därför inte vänta oss att någon modell skall stämma exakt.

Den relevanta frågan är inte heller om en viss modell är "sann" på flera platser eller ej. I stället bör vi fråga oss om en viss modell kan vara till nytta på andra platser och om den extra osäkerheten med att använda en modell från en annan plats uppvägs av de kostnadsminskningar som kan uppstå.

I många situationer är det av tids- eller kostnads-skal omöjligt att skaffa lokalt estimerade modeller när åtgärder skall utvärderas. Den relevanta frågan är då om befintliga modeller kan ge en bättre information än bedömningar eller rena gissningar.

### Inköpsresor

Överföringen av inköpsresemodellerna från Västerås till Jönköping fungerade ej särskilt väl. Effekterna av de åtgärder som beskrivits med modellerna blev betydligt lägre med Västeråsmodellerna. Så länge förändringarna är måttliga ger dock Västeråsmodellerna acceptabla resultat även på Jönköpingsförhållanden. Vid mer betydande förändringar blir osäkerheten stor.

Västeråsmodellerna var bland de första logitmodellstudierna som genomfördes i landet. Även om resultatet förbättrats avsevärt i det nu genomförda projektet uppvisar modellerna och det datamaterial de estimerats på en hel del brister.

Inköpsresemodellerna från Jönköping är sannolikt betydligt mer överförbara eftersom modellerna är mer fullständiga och bygger på ett bättre datamaterial. För att testa Jönköpingsmodellernas överförbarhet krävs dock ytterligare inköpsresemodeller av god kvalitet som möjliggör jämförelser.



### Arbetsresor

Fyra arbetsresemodeller har testats på Göteborgsmaterialet. Resultaten visar att två av modellerna är väl överförbara till Göteborgsförhållanden. Osäkerheten när dessa modeller används för att prognosera effekter är av samma storleksordning som skillnaden mellan alternativa specifikationer av modellerna för Göteborgsmaterialet.

Även de två modeller som fungerade mindre väl kan vara till betydande nytta i den nya situationen, om de åtgärder som skall konsekvensbeskrivas inte är alltför genomgripande.

Resultaten för arbetsresorna visade att trafikstandardvariablernas parametrar tycks vara mer direkt överförbara än de socioekonomiska variablernas parametrar. De socioekonomiska variablerna är mer indirekta till sin natur och avser ofta att spegla könsroller och samband inom hushållet. Sådana förhållanden bör kunna variera i betydande omfattning mellan olika platser. Det erhållna resultatet är därför rimligt.

För att göra det möjligt att estimerade jämförelsemodeller med alla de specifikationer som varit aktuella valdes att göra överföringarna till datamaterialet för Göteborg. De modeller som estimerats för detta material är de mest fullständiga av arbetsresemodellerna och sannolikt även de mest transfererbara.

### Stabilitet över tiden

De äldsta tillgängliga modellerna är de s k AKU-modellerna som bygger på ett datamaterial från 1968. Dessa modeller har nu tillämpats på Göteborgsmaterialet från 1982. Av de jämförda modellerna uppvisar AKU-modellerna de kanske största avvikelserna. Fortfarande har dock modellerna ett stort förklaringsvärde i den nya situationen.

AKU-modellerna är estimerade för Stockholmsförhållanden. VBB-modellerna, som också är estimerade för Stockholm, fungerar mycket väl på Göteborgsmaterialet och är också mycket lika Göteborgsmodellerna. AKU-modellernas avvikelse beror således inte på att de är estimerade på en annan ort.

Avvikelsen mellan modellerna kan antingen bero på att trafikanternas värderingar har ändrat sig över tiden, eller på andra skillnader i de använda datamaterialen. Det är i efterhand omöjligt att avgöra vilketdera som är den sanna förklaringen, eller om båda förklarar var sin del av skillnaden. I kapitel 9 har vi visat att tidsvärdena varit mycket stabila över tiden. Relationen mellan åktids- och reskostnadsparametrarna har således varit oförändrad.



Frågan om tidsmässig stabilitet är naturligtvis avgörande när modellernas användbarhet för långsiktiga prognoser skall utvärderas.

### Geografisk stabilitet

I överförbarhetsstudien har arbetsresemodeller från tätortsdelen av Stockholm, tätortsdelen av Göteborg, landsbygden i Uppsala län och staden Nantes i Frankrike jämförts. De olika tätortsmodellerna fungerar nära nog likvärdigt. Landsbygdsmodellen skiljer sig en del ifrån tätortsmodellerna. Skillnaderna kan dock förklaras av brister hos det använda datamaterialet (mycket få hade valt att åka kollektivt, för det kompletterande urvalet kollektivtrafikanter saknades vissa nyckelvariabler, etc). Bristerna visade sig även i instabila modellresultat.

Anmärkningsvärt är naturligtvis att den franska modellen visat sig fungera så väl för Göteborgsförhållanden. Denna franska modell har i en tidigare studie visat sig vara överförbar till andra franska städer.

Den geografiska stabiliteten för modeller som avser valet mellan färdssätten bil och kollektivt vid arbetsresor förefaller därmed vara mycket stark.

Det är sannolikt att modeller som innehåller färdssätten gång och framför allt cykel kan uppvisa större geografiska skillnader.

### Att använda modeller för ett ärende på andra ärenden

I praktiken behöver man ofta göra prognoser för res-ärenden som det helt saknas modeller för. Ofta antar man då att dessa påverkas på samma sätt som t ex arbetsresorna. Här har vi gjort omvändningen, dvs undersökt hur väl arbetsresevalet i Göteborg låter förklara sig med inköps- och besöksmodeller för Jönköping.

Resultaten blev förvånansvärt goda. Om besöks- eller inköpsmodellerna hade använts för prognoser av arbetsresandet i Göteborg hade felen (på grund av skillnaderna i modellerna) blivit små.

De goda resultaten styrker tron på att trafikanternas beteende när de väljer färdssätt uppvisar en hög grad av stabilitet. Givet att de yttre omständigheterna är lika är även beteendet mycket lika. Eftersom de yttre omständigheterna skiljer sig så mycket skiljer sig naturligtvis det observerade beteendet kraftigt. Dessa skillnader i yttre omständigheter fångas in av modellernas parameterar.

### Anpassning av modellerna

I överförbarhetsstudien har vi prövat att föra över modellerna helt utan omkalibrering, att estimeras om konstanter samt skalan för alla parametrar, eller att estimeras om konstanter samt separata skalfaktorer för trafikstandardvariabler och övriga variabler.

Resultaten visar att det är angeläget att alltid göra någon form av inkalibrering. Beteendet på en viss ort påverkas av många faktorer som inte modellens variabler fångar in. Dessa faktorer fångas in av modellens konstanter. Om förhållandena på ursprungsorten skiljer sig mycket från den plats där modellerna skall användas kan stora fel uppstå om konstanterna bibehålls oförändrade.

Argumenten för att ha separata skalfaktorer för trafikstandardvariablerna och övriga variabler är svagare. De statistiska testerna visar att det ofta ej är motiverat ur rent statistisk synpunkt. I realiteten kan det dock ändå vara lämpligt eftersom arbetsreserresultaten tyder på att trafikstandardvariablerna är mer stabila än de socioekonomiska variablerna.

I den genomförda studien används ett fullständigt disaggreerat observationsmaterial för att skatta skalfaktorer och konstanter. Oftast finns dock inte sådana material tillgängliga. När ett sådant material finns tillgängligt är det också normalt mest fördelaktigt att estimeras helt nya modeller. I realiteten kommer således anpassningen sällan att utföras med fullständiga individdata.

Gunn och Pol (1985) visar i stället en teknik för att utföra anpassningen av modellerna med hjälp av tillgänglig aggregerad statistik.

### Utländska erfarenheter

De utländska erfarenheterna stämmer väl överens med de svenska.

Med statistiska test kan man normalt avvisa hypotesen att modeller utvecklade på olika platser skulle vara helt identiska. Något annat är inte heller att vänta med tanke på alla de osäkerheter och approximationer som varje modell inrymmer.

Däremot visar flera studier att lyckade modeller från en ort normalt också har ett betydande förklaringsvärde på andra orter. De svenska slutsatserna om behovet av anpassning av modellerna bekräftas av de utländska studierna.

### Slutsatser

Frågan vi ställt oss har varit "Är det meningsfullt att använda en modell från en ort på andra orter?". Vi har funnit att frågan kan besvaras jakande - men med vissa förbehåll.

Alla modeller måste betraktas som approximationer av verkligheten och deras förutsägelser är behäftade med osäkerheter. Att använda en modell från en annan ort ökar osäkerheten något. Skillnaden mellan olika modeller för samma datamaterial är dock ofta av samma storleksordning som skillnaden mellan modeller från olika orter. Osäkerheten behöver därför inte öka dramatiskt.

Finns det möjlighet att använda modeller som utvecklats för de aktuella förhållandena är det fördelaktigt, förutsatt att modellerna har hög kvalitet. Finns inte denna möjlighet kan befintliga modeller verksamt bidra till att förbättra möjligheterna att fatta välunderbyggda beslut.

Lite tillspetsat kan man påstå att en bra modell från en annan ort ofta kan vara bättre att använda än en mindre bra från den aktuella orten. Det är därmed viktigare att utveckla bra modeller för ett fåtal orter, än att utveckla modeller för så många orter som möjligt.

En naturlig fortsättning på detta projekt är att i en handbok bl a konkret visa hur modeller kan flyttas över med aggregerade data.

## REFERENSER

- Algers S, 1982;  
The calibration and application of travel demand models in Sweden.  
i M Florian (ed), Transportation Planning Models
- Algers S, Hansen S, Tegnér G;  
On the evaluation of comfort and convenience in urban transportation - A choice analytic approach.  
Proceedings, 15th Annual Meeting, Vol XV, No 1, 1974
- Algers S, Tegnér G, Widlert S, 1984;  
Färdmedelsval för arbetsresor i Göteborg.  
(Göteborgs Spårvägar) Göteborg
- Algers S, Widlert S, 1982;  
Modellutveckling för Stadsbyggnadskontorets datamaterial.  
Promemoria 1982-09-08
- Algers S, Widlert S, 1984;  
Modellsystem: Planeringsrapport nr 1 för RVU 85.  
(Landstingets trafikkontor) Stockholm
- Algers S, Widlert S, 1985;  
Applicability and stability of logit models in Sweden - some recent findings with policy implications.  
(1985 International Conference on Travel Behaviour)
- Ben Akiva M, 1981;  
Issues in Transferring and Updating Travel Behaviour Models. "New Horizons in Travel Behaviour".  
(Lexington Books) Lexington
- Ben Akiva M, Lerman S;  
Travel Behaviour: Theories, Models and Prediction Methods. (MIT Press, under tryckning)
- Berglund C-O, Colliander J, Widlert S, 1979;  
Val av resmål och färd sätt vid inköpsresor - individer som inte har tillgång till bil.  
(Statens råd för byggnadsforskning) Rapport R5, Stockholm
- Berglund C-O, Tegnér G, Widlert S, 1977;  
Val av resmål och färd sätt vid inköpsresor - en beteendestudie.  
(Statens råd för byggnadsforskning) Rapport R8, Stockholm
- Daly A, 1985;  
A Study of Transferability of Disaggregate Mode Choice Models from Grenoble to Nantes.  
(Cambridge Systematics Europe) Haag

- Daly A, 1985;  
ALOGIT - 1985 version  
(Cambridge Systematics Europe) Haag
- Daly A, 1985;  
Estimating "Tree" Logit Models.  
(Hague Consulting Group bv) Haag
- Domencich and McFadden D, 1975;  
Urban Travel Demand.  
(North-Holland Publishing Company) New York
- Gunn H, Ben-Akiva M, Bradley M, 1985;  
Tests of the Scaling Approach to Transferring  
Disaggregate Travel Demand Models.  
(Transportation Research Board)
- Gunn H, Pol H, 1985;  
Model Transferability: The potential for  
increasing cost-effectiveness.  
(The 1985 International Conference on Travel  
Behaviour) Haag
- Hansen S, 1981;  
In Favor of Cross-Cultural Transferability of  
Travel-Demand Models. "New Horizons in Travel  
Behaviour".  
(Lexington Books) Lexington
- Hur parkeringsanläggningars utnyttjande beror på  
gångavstånd, parkeringsavgift och kollektiva res-  
möjligheter, 1974,  
(Allmänna Ingenjörskyrån AB) Stockholm
- Jansson K, 1981;  
Weights on travel time components in public  
transport planning in Stockholm.  
(PTRC Summer Annual Meeting)
- Koppelman 1975;  
Travel Prediction with Models of Individual  
Choice Behaviour.  
PhD Thesis, Department of Civil Engineering,  
MIT, Cambridge, Massachusetts
- Lerman S, 1981;  
A Comment on Interspatial, Intraspatial and Temporal  
Transferability. "New Horizons in Travel Behaviour"  
(Lexington Books) Lexington
- Ljungberg C, 1982;  
Utformning av cykeltrafikanläggningar,  
Del 1: Basdata och metoder för undersökningar.  
(Statens råd för byggnadsforskning)  
Rapport R135, Stockholm

- Louviere J, 1981;  
Some Comments on Premature Expectations Regarding  
Spatial, Temporal, and Cultural Transferability  
of Travel Choice Models. "New Horizons in Travel  
Behaviour".  
(Lexington Books) Lexington
- Lundberg S, 1982;  
Resvaneundersökningar - metodbeskrivning.  
(Statens råd för byggnadsforskning) Rapport R93
- Lundberg S, 1982;  
Hur och varför färdas vi?  
(Statens råd för byggnadsforskning) Skrift G12
- Lundberg S, 1982;  
Resvaneundersökningar - varför och hur?  
(Statens råd för byggnadsforskning) Rapport R92
- Lundberg S, 1982;  
Resvaneundersökning i Jönköping - utförlig resultat-  
rapport. (Statens råd för byggnadsforskning)  
Rapport R94
- McCarty P S, 1981;  
Further evidence on the temporal stability of  
disaggregate travel demand models.  
(Department of Economics) Purdue University
- McFadden, 1978;  
"Modelling the Choice of Residential Location" i  
Karlqvist A, Lundqvist L, Snickars F och Weibull J W;  
Spatial Interaction Theory and Planning Models.  
(North Holland) Amsterdam
- Modeller för val av färdmedel vid arbetsresor  
i Stockholms län, 1981.  
(VBB) Stockholm
- PLANK - Planeringshandbok för kollektivtrafik, 1981.  
(TFD) Stockholm
- Sävenstedt G, 1981;  
Disaggregerade valmodeller - en studie av  
aggregeringsproblemet.  
(Trafik- och transportforskningsenheten,  
Umeå universitet) Umeå
- Trafikkontoret, 1980;  
Avdragen för arbetsresor.  
(Landstingets trafikkontor) Stockholm
- Trafikutredning 1977-78 i Örebroregionen 1978.  
(Nordisk Planeringskonsult AB) Göteborg
- Wallström C, 1976;  
Trafikanternas val av färdmedel och parkeringsplats.  
(Statens råd för byggnadsforskning) Rapport R28

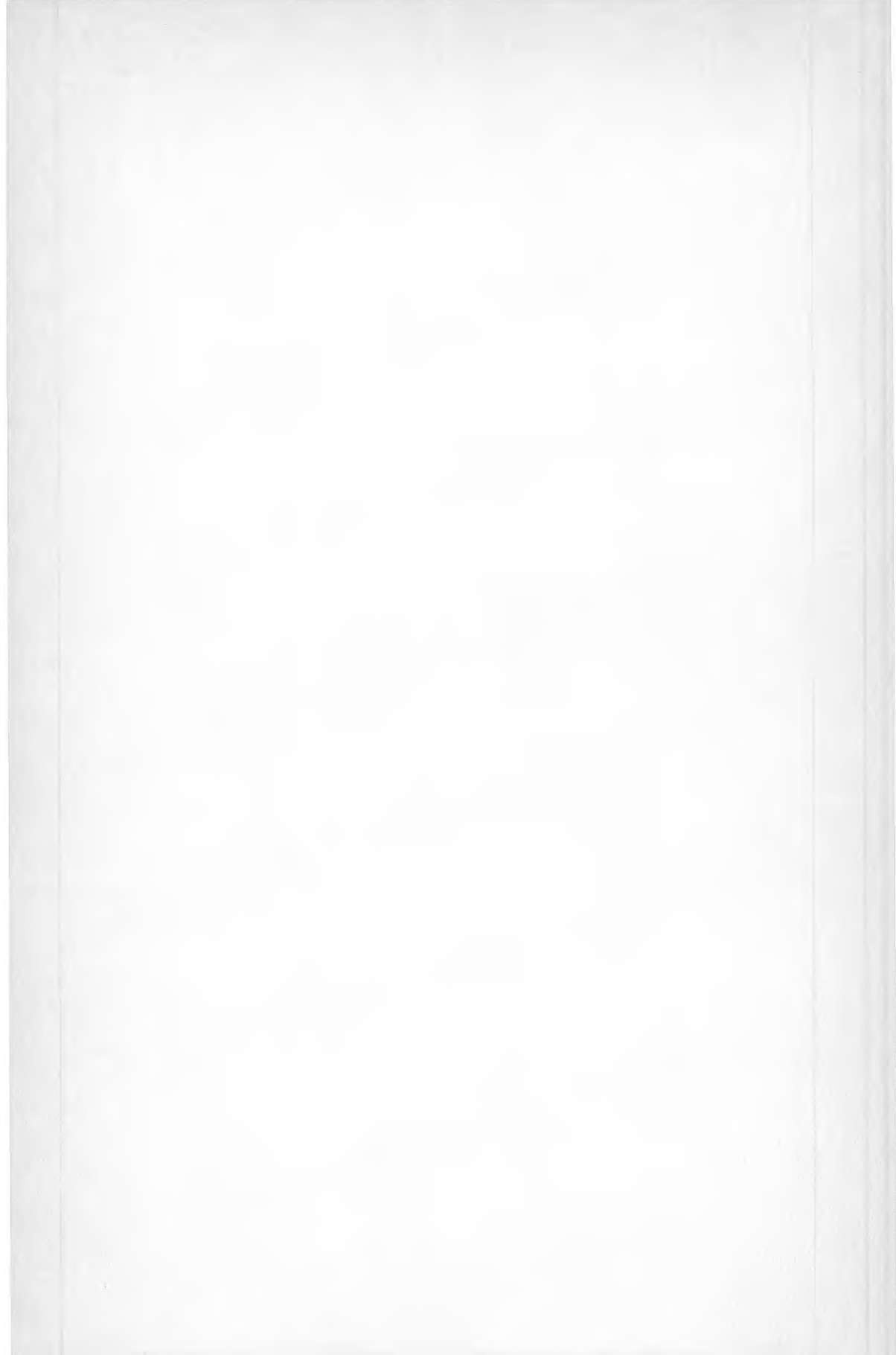


Widlert S, 1985;  
Resavdragen i Stockholms län.  
(Landstingets trafikkontor) Anmälan 1985-02-12

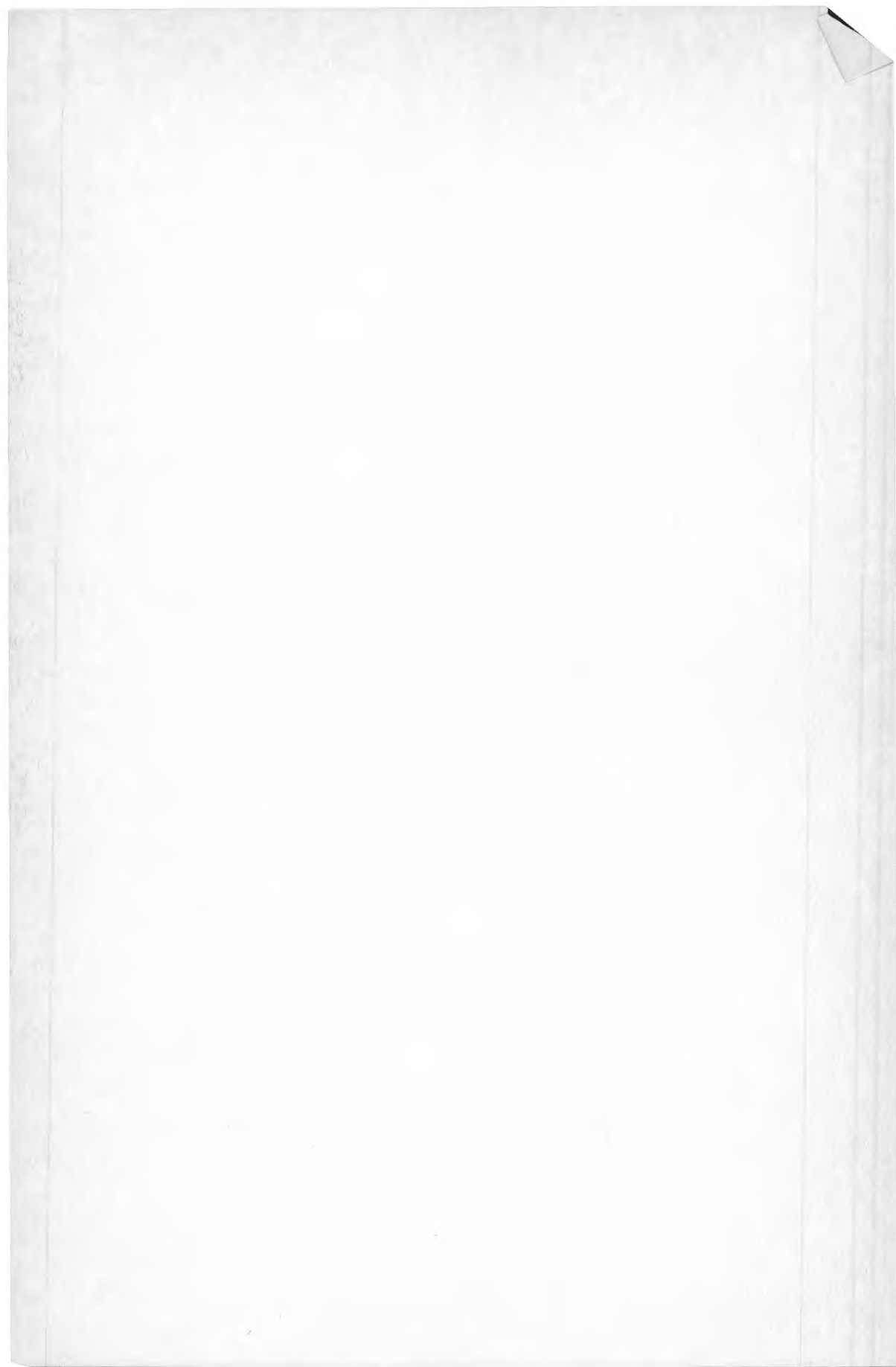
Zuiduleugel-studien, 1977-1981;  
(Cambridge Systematics) Rapport 1-7, Haag

Öresundsförbindelser. SOU 1978:18 samt Dsk 1978:4  
(Liber förlag) Stockholm

Östlund B, 1984;  
Halvdistanta resor.  
(Nordisk Planeringskonsult AB) Göteborg







**Denna rapport hänför sig till forskningsanslag 820098-2  
från Statens råd för byggnadsforskning till AIB,  
Allmänna Ingenjörbyrå AB, Solna.**

**BYGGDOK**

Institutet för byggdokumentation  
Hälsingegatan 49  
113 31 Stockholm, Sweden  
08-34 01 70 Telex 125 63

**Art.nr: 6707030**

**Abonnemangsgrupp:  
Ingår ej i abonnemang**

**Distribution:  
Svensk Byggtjänst, Box 785  
103 99 Stockholm**

**R30: 1987**

**ISBN 91-540-4702-1**

**Statens råd för byggnadsforskning, Stockholm**

**Cirkapris: 63 kr exkl moms**