



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

R102:1987

Bostadsområde, upplåtelseform och fritidshus

En logitmodell för hushållets boendeval

Christer Anderstig

K
Jull

INSTITUTET FÖR BYGGDOKUMENTATION	
Accnr	
Plac	ser

BYGGDOK

Sankt Eriksgatan 46
112 34 Stockholm
tel: 08-617 74 50
fax: 08-617 74 60

Bygghörskningsrådet

R102:1987

BOSTADSOMRÅDE, UPPLÄTELSEFORM OCH FRITIDSHUS

En logitmodell för hushållets boendeval

Christer Anderstig

Denna rapport hänför sig till forskningsanslag 840559-5
från Statens råd för byggnadsforskning till Regionplane-
kontoret, Stockholms läns landsting, Stockholm.

REFERAT

I denna rapport tillämpas en strukturerad logitmodell för att analysera några aspekter av hushållens boendeval. Logitmodellen gör det möjligt att analysera hur hushållen väljer mellan olika diskreta alternativ. Med en strukturerad modell kan boendevalens olika komponenter representeras av en hierarkisk beslutsstruktur.

Rapportens syfte är att ge exempel på användbarheten av en modelltyp, som borde vara av stort intresse vid analyser av bostadsefterfrågan. Modellen tillämpas på hushållsdata från 1978 års hushållsbudgetundersökning för ett urval hushåll i Stockholm.

Modellen baseras på antagandet att hushållen väljer bostad genom att årligen ompröva sitt boende. Modellen är starkt förenklad samtidigt som den utvidgar boendebegreppet genom att inkludera fritidsboendet. Permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering är de mest intressanta aspekterna.

Resultaten antyder att val av fritidshus beror på permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering. Val av upplåtelseform hänger samman med familjens livscykel och med olika priskänslighet för hushåll med olika inkomstnivå. Områdesvalet är relaterat till socialgruppstillhörighet och detta val påverkas av attributen för de olika upplåtelseformerna.

Modellen skall ses som ett exempel på logitmodellens användbarhet. Dess allmänna egenskaper gör den lämpad för fortsatta analyser av hushållens bostadsefterfrågan.

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

R102:1987

ISBN 91-540-4804-4

Statens råd för byggnadsforskning, Stockholm

Svenskt Tryck Stockholm 1987

INNEHÅLL

	Sid
FÖRORD	5
SAMMANFATTNING	7
1 INLEDNING	9
2 EN MODELL FÖR HUSHÄLLENS BOENDEVAL	13
3 DATA	17
4 ALTERNATIVA BOSTADSOMRÅDEN OCH OMRÅDES- ATTRIBUT	21
5 MODELLSPECIFIKATION OCH ESTIMATIONSRE- SULTAT	31
5.1 Val av fritidshus givet upplåtelseform och bo- stadsområde	31
5.2 Val av upplåtelseform givet bostadsområdet	35
5.3 Val av bostadsområde	38
5.4 De yngre hushållens boendeval	40
6 AVSLUTANDE KOMMENTARER	43
LITTERATUR	45

112

2

3

4

5

6

7

8

9

10

11

12

13

14

15

16

17

18

19

20

21

22

23

FÖRORD

I tidigare analyser av bostadsefterfrågan, baserade på traditionell ekonomisk teori, betraktas bostaden som en vara vilken i allt väsentligt är likvärdig med andra konsumtionsvaror. Ofta förutsätter man att utbud och efterfrågan kan beskrivas med något endimensionellt mått, t ex kvadratmeter lägenhetsyta. Inom ramen för denna traditionella teori ges en mycket begränsad förståelse för bostadsmarknadens funktionssätt.

Teoriutvecklingen under senare år har alltmer tagit fasta på bostadsmarknadens särdrag, att såväl olika hushållsgrupper som olika bostadstyper måste särskiljas. Analyser av boendet i modernare ansatser utgår därför från en långtgående indelning av hushåll och bostäder. Hushållen uppdelas i grupper med likartad demografisk och ekonomisk situation och bostäderna klassificeras efter bland annat hustyp, storlek, kvalitet, fysisk och social närmiljö, lägre relativt arbetsplatser och andra bostäder samt upplåtelseform.

I svensk bostadsforskning har det dock hittills varit ovanligt att använda modeller som är ändamålsenliga med avseende på bostadens karaktär av odelbar vara, modeller som t ex kan representera hushållens bostadskonsumtion som ett val mellan diskreta alternativ. Logitmodellen är i detta sammanhang exempel på en lämplig modell och modellen har tillämpats i en rad internationella studier av bostadsefterfrågan, medan den i Sverige främst använts i samband med trafikplanering.

Det projekt som dokumenteras i denna rapport behandlar ett exempel på logitmodellens användbarhet för analyser av bostadsefterfrågan. Den tillämpade modellen inkluderar även fritidsboendet som en komponent relaterad till permanentbostaden.

Preliminära versioner av rapporten har presenterats vid internationella seminarier i Gävle och Umeå sommaren 1986, och en kortare version på engelska publiceras i *Scandinavian Housing and Planning Research* (under tryckning). Förutom synpunkter och kommentarer från seminariedeltagare har Roger Bernow, Lennart Fridén, Anders Harkman, Björn Hårsman och Ulf Jirlow vid Regionplanekontoret givit konstruktiv kritik på rapportens uppläggning och innehåll. Utskrift och illustrationer har utförts av Svea Bergmark, Anna-Karin Matsgård och Birgitta Thunvik vid Regionplanekontoret.

SAMMANFATTNING

I rapporten tillämpas en strukturerad logitmodell för att analysera några aspekter av hushållens boendeval. Logitmodellen gör det möjligt att analysera hur hushållen väljer mellan olika diskreta alternativ. Med en strukturerad modell kan boendevalens olika komponenter representeras av en hierarkisk beslutsstruktur.

Rapportens syfte är främst att ge exempel på användbarheten av en modelltyp som borde vara av stort intresse vid analyser av bostadsefterfrågan. Modellen tillämpas på hushållsdata från 1978 års hushållsbudgetundersökning för ett urval av hushåll i Stor-Stockholm.

Modellen baseras på antagandet att hushållen väljer bostadskonsumtion genom att årligen ompröva den aktuella konsumtionen. De boendekomponenter som inkluderas i modellen representerar dock endast en del av bostadskonsumtionen: permanentbostadens lokalisering - fem alternativ - och upplåtelseform - egna hem, kooperativt ägd eller hyreslägenhet - samt innehav av fritidshus eller ej. Modellen är starkt förenklad samtidigt som den kan sägas utvidga boendebegreppet genom att inkludera fritidsboendet. Skälet att inkludera fritidsboendet är att valen av permanentbostad och fritidsboende kan förutsättas vara beroende, eller till och med ömsesidigt beroende. I detta sammanhang är permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering de mest intressanta aspekterna.

De fem lokaliseringsalternativen utgörs av geografiskt sammanhängande områden. Denna valmängd är något godtycklig eftersom det saknas uppgifter om arbetsplatsernas lokalisering. Givet att denna information saknas bör lokaliseringsalternativen definieras med avseende på bostadsområdets kvalitetsegenskaper. I rapporten föreslås en metod för att definiera sådana lokaliseringsalternativ, genom klustring av mindre områden med avseende på de implicita priserna för olika områdesattribut. Sådana implicita (hedoniska) priser kan dock endast estimeras för egna hem.

Modellen estimeras för tre hushållstyper, som definierats i huvudsak efter hushållets livscykelposition. För ett fjärde hushållssegment, bestående av yngre hushåll, estimeras boendeval med en enklare modell som exkluderar val av fritidsboende.

Hushållets valmängd, dvs vilka alternativ hushållet överväger, har bestämts av ett kriterium som innebär att ett alternativ ingår i valmängden om dess kalkylerade budgetandel inte överstiger den högsta budgetandelen för hushåll inom samma hushållssegment, som faktiskt valt detta alternativ.

Estimeringsresultaten antyder att val av fritidshus beror på permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering, att val av upplåtelseform hänger samman med familjens livscykel, med olika priskänslighet för hushåll med olika inkomstnivå, att områdesvalet är relaterad till socialgruppsstillhörighet och att områdesvalet påverkas av attributen för olika upplåtelseformer.

Även om modellen ger teoretiskt rimliga resultat skall den främst ses som ett förenklat exempel på logitmodellens användbarhet. Samtidigt som man i detta speciella fall kan ifrågasätta både de antaganden som modellen vilar på och de data som utnyttjas har logitmodellen sådana allmänna egenskaper som gör den mycket lämpad för fortsatta analyser av hushållens bostadsefterfrågan.

1 INLEDNING

I denna rapport tillämpas en logitmodell för att analysera hushållens boendeval, där analysen baseras på uppgifter på hushållsnivå från 1978 års Hushållsbudgetundersökning (HBU). Syftet är främst att ge exempel på användbarheten av en modelltyp som borde vara av stort intresse vid analyser och prognoser av bostadsefterfrågan.

I Sverige har logitmodellen hittills i mycket liten utsträckning tillämpats inom bostadsforskningen, medan tillämpningarna inom trafikplaneringen är omfattande; se t ex Algers, Colliander, Widlert (1987a, 1987b). Exempelen på bostadstillämpningar är dels en simuleringsmodell av skatteförändringars effekt på val av upplåtelseform och bostadskonsumtion (se bland annat Brownstone, Englund, Persson, 1985), dels en optimeringsmodell för val av bostadslokalisering och färdmedel (Lundqvist, Mattsson, Eriksson, 1985).

För att klargöra hur logitmodellen skiljer sig från traditionella modellansatser kan en utgångspunkt vara följande påstående: Bostadsefterfrågan är ett resultat av hushållens val mellan olika **diskreta** alternativ som är **heterogena** med avseende på storlek, standard, upplåtelseform, områdesegenskaper m m. Denna utgångspunkt är central i två avseenden: För det första uppfattningen att vad som är föremål för hushållets konsumtionsbeslut är varans eller tjänstens **attribut**, eller egenskaper, inte varan eller tjänsten i sig. Detta är synsättet enligt den numera klassiska nya konsumtionsteori, Lancaster (1966, 1971).

Den andra punkten rör den principiella skillnaden mellan varan bostad och andra varor. Vid valet av bostad väljs normalt en och endast en bostad ur en valmängd bestående av många alternativ. Varan bostad är odelbar och alternativen är diskreta. Hushållets beslutssituation kan därför anges med frågan **Vad** skall konsumeras. För många varor, speciellt kapitalvaror, består valmängden av endast två alternativ - att konsumera eller avstå från konsumtion av (den odelbara) varan. Denna beslutssituation kan därför beskrivas med frågan **Huruvida** varan skall konsumeras. En tredje typ av varor, t ex dagligvaror, kan uppfattas vara delbara och valmängden består av alternativa mängder av varan. Hushållets beslutssituation kan därför anges med frågan **Hur mycket** av varan skall konsumeras.

Tidigare analyser av bostadsefterfrågan har dominerats av ett synsätt, med mikroekonomins traditionella konsumtionsteori som grund, där bostaden liksom andra varor förutsatts vara av den tredje typen, dvs endimensionell och delbar. En sådan förutsättning garanterar t ex att en prisförändring får en observerbar effekt på den efterfrågade kvantiteten ("bostadstjänster") för konsumenten. Samtidigt vet vi att bostadsefterfrågan kanske är det bästa exemplet på en vara där en prisförändring antingen inte alls påverkar konsumtionen av varan eller innebär att konsumenten övergår till ett annat diskret alternativ.

I prognos- och planeringsarbete har det varit, och är väl fortfarande, nödvändigt att arbeta med modeller där bostadskonsumtionen sammanfattas i ett enda mått, "bostadsutgifter". Bostadsutgiftens pris- och inkomstelasticitet har studerats relativt ingående. Genom att utnyttja estimat från dessa studier blir det möjligt att prognosera bostadsutgifternas utveckling, givet antaganden om bland annat pris- och inkomstutveckling. På denna aggregerade nivå blir dock frågorna obesvarade, vad gäller den specifika efterfrågan på hustyper, lägenhetsstorlekar, standard, områden etc, frågor vars svar är mer relevanta för bostadsplaneringen än uppgifter om de totala bostadsutgifternas utveckling.

Att man i modeller av bostadsefterfrågan låter hushållet, och inte individen, vara konsumtionsenhet är gott och väl; hur bostadsefterfrågan förändras över tiden sammanhänger naturligtvis med hur fördelningen av olika hushållstyper förändras, och att hushållens bostadsefterfrågan varierar med avseende på, t ex hushållsstorlek och -inkomst är givet. Men inom en kategori bestående av hushåll av samma storlek och med samma inkomst kan skillnader i en rad andra avseenden - livscykelstadium, förvärvsgrad, utbildning etc - ge upphov till signifikanta skillnader i bostadspreferenser och bostadsefterfrågan. Indelningen i olika hushållskategorier måste därför bli finfördelad för att åstadkomma kategorier som är homogena i dessa avseenden.

Mot denna bakgrund är logitmodellen av stort intresse. För det första är det möjligt att uppfatta den aggregerade efterfrågan som resultatet av hushållens val mellan olika diskreta alternativ, en uppgift för vilken logitmodellen är designad. För det andra ligger det i logitmodellens förutsättningar att separata modeller estimeras för olika grupper av konsumenter/hushåll, med liknande preferenser i aktuellt avseende, t ex bostadspreferenser.

Två typer av logitmodeller kan urskiljas: simultan och strukturerad logitmodell. Den första modelltypen används i situationer där alla alternativ förutsätts vara distinkta medan den andra modelltypen används när vissa alternativ kan förutsättas vara likartade¹).

Under det senaste decenniet har logitmodellen använts i ett flertal utländska studier med inriktning på bostadsefterfrågan. Exempel på studier som avser val av upplåtelseform och efterfrågan på bostadstjänster är, t ex Rosen (1979), King (1980), Gillingham och Hagemann (1983), Brownstone, Englund och Persson (1985). Studier av inkomstskattens effekter på val av upplåtelseform och bostadsefterfrågan har här varit av speciellt intresse. Vidare finns det en omfattande litteratur kring studier som behandlar hushållens val av bostadsområde med användning av logitmodeller. Till exempel, Friedman (1981) som estimerar val av bostadsområde med användning av en simultan modell; Clark och Onaka (1985) utvecklar och testar en modell för hushållens flyttning och bostadsval med användning av en strukturerad modell; Quigley (1985) genomför en liknande analys avseende val av bostad, bostadsområde och kommun; Anas (1982) använder en strukturerad modell för att estimerar hushållens val av bostadsområde och färdssätt vid arbetsresor; Lerman (1977) använder en simultan modell för att estimerar valet mellan olika kombinationer av bostadsområde-bostad-bilnehav-färdssätt.

I förhållande till de studier som refereras i detta begränsade urval har föreliggande rapport en ansats som närmast påminner om Quigley (1985), samt Clark och Onaka (1985). Av de komponenter i boendet som analyseras är dock endast en gemensam. Vidare baseras studierna på olika typer av data. Quigley utnyttjar data för hushåll som nyligen flyttat medan Clark och Onaka använder data för att kunna inbegripa flyttningsbeteendet även i modellen. I föreliggande rapport baseras analysen på data för hushållens faktiska bostadskonsumtion ett givet år, där det saknas information om eventuella flyttningar.

1) Se vidare kapitel 2. En kort och bra beskrivning av logitmodellerna återfinns i Algiers m fl (1987 a, 1987 b).

Vi vet att flyttningar är förknippade med stora transaktionskostnader vilket är en orsak till att hushållen är mindre benägna att flytta ofta. Detta kan i sin tur bidra till en situation där den faktiska bostadskonsumtionen släpar efter den eftersträvade bostadskonsumtionen. Quigley och Clark och Onaka undviker detta problem eftersom det är rimligt att anta att hushåll som flyttar gör en fullständig kortsiktig anpassning av bostadskonsumtionen, givet aktuella behov och preferenser.

I denna rapport måste vi däremot bortse från förekomsten av transaktionskostnader för att kunna anta att hushållen är i jämvikt. Vidare måste vi bortse från att den svenska bostadsmarknaden har flera inslag av ransonering. Modellen bygger således på några idealiserade antaganden och det kan ifrågasättas om data är helt ändamålsenliga.

HBU innehåller mycket utförliga uppgifter om hushållens konsumtion. Problemen att specificera en rimlig modell för hushållets konsumtionsbeslut, vad gäller valmängd och förklaringsfaktorer, tvingar oss dock att begränsa modellen till ett fåtal aspekter, med anknytning till bostadskonsumtionen. Den modell som tillämpas avser hushållets boendeval med avseende på bostadsområde, bostadens upplåtelseform och val av fritidsboende. Skälet att inkludera fritidsboendet i en modell av boendevalet är att valet av permanentbostad och fritidsboende kan förutsättas vara beroende, eller till och med ömsesidigt beroende. I detta sammanhang förefaller permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering vara de mest intressanta aspekterna. Till skillnad från flera av de tidigare refererade studierna inkluderas således inte valet av specifik bostadsenhet i modellen.

2 EN MODELL FÖR HUSHÄLLENS BOENDEVAL

Vi antar att befolkningen består av $h = 1, \dots, H$ hushållssegment som definieras av hushållets storlek, inkomst, utbildning och andra socioekonomiska egenskaper. Inom varje segment har hushållen således liknande egenskaper och det förutsätts att detta förhållande återspeglas i liknande boendepreferenser.

Det förutsätts vidare att hushållets boendeval kan representeras av ett val mellan olika kombinationer av bostadsområde (l) - upplåtelseform (t) - och fritidsboende (d). Preferenserna för ett hushåll k som tillhör segment h representeras av följande nyttofunktion

$$U_j^{hk} = U^h(Z_j, X_{hk}, \epsilon_j^{hk}) \quad (1)$$

där $U^h(\cdot)$ är nyttofunktionen för segment h: Z_j en vektor av attribut för kombinationen j av de tre boendeelementen och X_{hk} en vektor av socioekonomiska egenskaper för hushåll k inom segment h. Termen ϵ_j^{hk} representerar den del av nyttan för kombination j som är slumpmässig och som varierar mellan hushåll k inom segment h.

Antag att de slumpmässiga och systematiska delarna av nyttan är additivt separerbara och antag, tills vidare, att den systematiska delen inte beror på det enskilda hushållets egenskaper. Den totala nyttan för alla hushåll av typ h kan då skrivas

$$U_j^h = U^h(Z_j) + \epsilon_j^h \quad (2)$$

där funktionen $U^h(Z_j)$ mäter hur den systematiska nyttan beror av attributen för boendekombinationen j och ϵ_j^h utgör den slumpmässiga nyttan. Om vi antar att slumptermerna är oberoende och identiskt lika Weibull-fördelade erhålls en modell för sannolikheten att välja olika alternativ, en modell som benämns multinomial logit (MNL), Mc Fadden (1974).

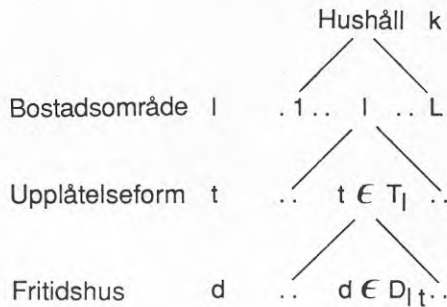
Alternativen $j = 1, \dots, J$ är kombinationer av bostadsområde $l = 1, \dots, L$, upplåtelseform $t = 1, \dots, T$ och fritidsboende $d = 1, \dots, D$. För att MNL-modellen skall vara tillämpbar måste gälla att varje kombination j uppfattas som ett distinkt alternativ.

Att ett sådant antagande inte är rimligt kan belysas med ett exempel. Vi föreställer oss fyra boendealternativ, där en viss kombination av bostadsområde och upplåtelseform är gemensam för två av alternativen, medan en annan kombination av bostadsområde och upplåtelseform är gemensam för de två övriga alternativen. I denna valsituation är varje alternativ likartat ett annat alternativ, vilket innebär att slumptermerna är korrelerade och att MNL-modellen inte är tillämpbar.

Som visats av Mc Fadden (1978) kan emellertid detta problem undvikas genom en generalisering av MNL-modellen där en hierarkisk ("nested") beslutsstruktur tillämpas, NMNL. I denna rapport kommer en sådan strukturerad logitmodell att tillämpas enligt den beslutsstruktur som redovisas i figur 1.

Det förutsätts att hushållets boendeval kan representeras av en hierarkisk struktur med tre nivåer: bostadsområde ($l \in L$), upplåtelseform ($t \in T_l$) och fritidshus ($d \in D_{lt}$).

Figur 1. Struktur för hushållets boendeval



Beslutsstrukturen innebär att likartade alternativ grupperas tillsammans och att valen är ordnade efter graden av likhet. Det vill säga, alternativet för fritidshus, givet bostadsområde och upplåtelseform, är i hög grad likartade. Inom ett givet bostadsområde är alternativen för olika upplåtelseformer likartade, men i mindre grad. Slutligen förutsätts att alternativen för olika bostadsområden är helt distinkta.

Den strukturerade logitmodellen kan beskrivas enligt följande. Beteckna den systematiska nyttan i (2) med

$$V_j^h \equiv U^h(Z_j), \quad (3)$$

släpp index h för hushållssegment och låt kombinationen $j = m - u - e$ vara ett specifikt alternativ bland valmängdens alla kombinationer av bostadsområde (l) - upplåtelseform (t) - fritidshus (d). Antag att den systematiska nyttan kan uttryckas som additivt separerbar

$$V_{ltd} = \alpha Z_{ltd} + \beta Z_{lt} + \gamma Z_l \quad (4)$$

där Z_{ltd} är en vektor av observerade attribut som varierar med bostadsområde, upplåtelseform och fritidshus, Z_{lt} är en vektor av attribut som varierar med bostadsområde och upplåtelseform, och Z_l är en vektor av attribut som varierar endast med bostadsområde; α , β och γ är vektorer av okända parametrar.

Den förenade sannolikheten att välja m , u och e skrivs

$$P_{mue} = P_{e|mu} \cdot P_{u|m} \cdot P_m \quad (5)$$

Den konditionella sannolikheten att välja fritidshus e , givet bostadsområde m och upplåtelseform u , inbegriper endast vektorn α :

$$P_{e|mu} = \exp(\alpha Z_{mue}) / \sum_d \exp(\alpha Z_{mud}) \quad (6)$$

En variabel som på engelska benämns "inclusive value", I_{mu} , definieras som logaritmen av nämnaren i (6)

$$I_{mu} = \log \sum_d \exp(\alpha Z_{mud}), \quad (7)$$

Med denna variabel överförs fritidshusvalets direkta inverkan på valet av upplåtelseform och dess indirekta inverkan på valet av bostadsområde.

Den konditionella sannolikheten att välja upplåtelseform u , givet bostadsområde m , skrivs

$$P_{u|m} = \exp(\beta Z_{mu} + (1 - \sigma_d) I_{mu}) / \sum_t \exp(\beta Z_{mt} + (1 - \sigma_d) I_{mt}) \quad (8)$$

där σ_d är en parameter som uttrycker likheten mellan fritidshusalternativens icke observerade attribut. Slutligen, "inclusive value" I_m definieras som logaritmen av nämnaren i (8)

$$I_m = \log \sum_t \exp(\beta Z_{mt} + (1 - \sigma_d) I_{mt}), \quad (9)$$

och sannolikheten att välja bostadsområde m skrivs

$$P_m = \exp(\gamma Z_m + (1 - \sigma_t) I_m) / \sum_l \exp(\gamma Z_l + (1 - \sigma_t) I_l) \quad (10)$$

där σ_t mäter likheten mellan de icke observerade attributen för alternativa upplåtelseformer.

Den strukturerade logitmodellen som presenterats ovan har formulerats sekvensiellt enligt ordningen för de olika stegen i estimeringen. Den beslutsstruktur som förutsatts innebär dock inte något antagande om att valen skulle ske i någon speciell sekvens.

Mc Fadden (1978) har visat att den strukturerade logitmodellen, NMNL, är ett specialfall av den generaliserade extremvärdesmodellen, och att ett tillräckligt villkor för att en NMNL-modell skall vara förenlig med stokastisk nyttomaximering är att koefficienten för varje inclusive value ligger inom enhetsintervallet. För den presenterade modellen kan ett nödvändigt och tillräckligt villkor för konsistens med stokastisk nyttomaximering skrivas

$$0 \leq \sigma_t \leq \sigma_d < 1 \quad (11)$$

I estimeringen av den strukturerade logitmodellen borde det vara möjligt att bedöma huruvida villkoret i (11) är uppfyllt eller inte, enligt givna statistiska kriterier. Resultatet $\sigma_d = \sigma_t = 0$ implicerar, ej förväntat, att alla kombinationer av bostadsområde, upplåtelseform och fritidshus uppfattas som helt distinkta alternativ. Vid ett resultat i den andra extremin, $\sigma_d = \sigma_t = 1$, följer det från (8) och (10) att valet av upplåtelseform och valet av bostadsområde endast beror på attributen för upplåtelseform respektive attributen för bostadsområde. Resultatet $\sigma_d < \sigma_t$, dvs att alternativen för upplåtelseform uppfattas vara mer

likartade än alternativen för fritidshus, eller resultatet att den estimerade koefficienten ligger utanför enhetsintervallet, indikerar i båda fallen att modellen är felaktigt specificerad.

Här bör det dock påpekas att en sekvensiell estimering av (5)-(10) innebär en underskattning av osäkerheten i parameterestimaten för inclusive value. Orsaken är att standardfelen för estimaten på de lägre nivåerna i valhierarkin kapslas in i det estimerade värdet för inclusive value. En samtidig estimering av samtliga parametrar i den strukturerade modellen vore därför att föredra, och program för sådan estimering har nyligen utvecklats, se Algers och Widlert (1987). Något standardprogram för samtidig estimering har dock inte varit tillgängligt i föreliggande fall. Estimationerna har genomförts med sekvensiell tillämpning av ett program utvecklat av Anas och Chu vid Northwestern University, 1982, modifierat av Eriksson m fl vid Linköpings Universitet, 1985.

3 DATA

Det primära dataunderlaget består av uppgifter för 697 hushåll i Stockholms län som i HBU 1978 medverkat i så kallad fullständig bokföring. Urvalet avser totalt 676 hushåll efter att vissa hustyper (pensionärshem etc) och vissa dispositionsformer (tjänstebostad och inneboende) exkluderats. Av skäl som redovisas nedan tillämpas den redovisade modellen emellertid på ett mindre urval bestående av 400 hushåll.

För varje hushållsmedlem finns uppgifter om ålder, kön, sysselsättning, facklig tillhörighet, utbildning; på hushållsnivå uppgifter om bland annat inkomst, bostad, fritidshus, bilar och andra kapitalvaror. Hushållens konsumtionsutgifter är specificerade på mer än 150 olika varor och tjänster, med en detaljerad redovisning för bostadskonsumtionen. Bostadens lokalisering finns redovisad på FoB-områdenivå. Därmed har det blivit möjligt att karaktärisera bostadsområdet med attribut hämtade från en speciell områdesdatabas vid regionplanekontoret.

Vilken kvalitet datamaterialet håller är en fråga som diskuteras endast punktvis i den följande framställningen. Alla uppgifter från HBU-materialet har inte samma vikt för analyserna och väsentliga uppgifter hämtas även från andra källor, främst offentlig statistik. Det är ändå motiverat att något beröra metodiken vid den ursprungliga insamlingen av uppgifter om hushållens konsumtion. Generellt baseras dessa uppgifter på hushållens egen bokföring under en tvåveckorsperiod. Alla uppgifter om bostadsutgifter, liksom uppgifter om andra dyrare varor och tjänster, har däremot inhämtats genom en kompletterande intervju, avseende årliga utgifter.

De senare uppgifterna kan förutsättas ge en rimlig uppskattning av motsvarande årlig konsumtion. Huruvida en uppräknings till årsbasis av utgifter bokförda under två veckor ger en rimlig uppskattning måste däremot bli en bedömning med avseende på utgiftspost. En uppräknings av utgifter för t ex matvaror ger sannolikt en acceptabel uppskattning. För andra varor och tjänster, t ex inrikes- och utrikesresor, blir uppräknings helt säkert missvisande.

Konsumtionens säsongvariation kan neutraliseras vid analyser på aggregerad nivå, för vilka HBU är designad, medan analyser på mikronivå innebär att hushållets utgifter för ett flertal varor och tjänster är över- eller underskattade. Av dessa uppgifter är det endast ett fåtal som - var för sig - kommer att utnyttjas i vissa steg i analysarbetet.

Att hushållets totala konsumtionsutgifter kan vara felkattade är däremot ett problem eftersom dessa kommer att användas för att definiera hushållets permanenta inkomst. Det blir därmed nödvändigt att försöka korrigera dessa uppgifter med avseende på sådan felkattning som sammanhänger med konsumtionens säsongvariation.

För att korrigera för denna felkattning har följande enkla metod tillämpats. Varje mätperiod (två veckor) har tilldelats värdet noll eller ett med avseende på fyra säsongsdummies med en femte säsong som referens. Dessa dummyvariabler samt hushållets disponibla inkomst utgör oberoende variabler och den uppräknade konsumtionen beroende variabel i en konsumtionsfunktion som estimeras för varje segment. För varje hushåll har den uppräknade konsumtionen korrigerats med estimatet för den aktuella säsongsdummin, om detta estimat är signifikant på 5-procentsnivån.

Metoden för korrigerings innebär således en normalisering av respektive

hushålls konsumtionsutgifter. Eftersom referenssåsongen sannolikt inte är representativ för det årliga konsumtionsmönstret blir därmed inte heller nivån på den permanenta inkomsten rätt uppskattad. Om hushållens inkomststruktur är rätt uppskattad är det dock ett mindre problem att inkomstnivån är felskattad.

Urvalspopulationen är alltför liten för att kunna åstadkomma en helt tillfredsställande gruppering av hushåll i olika segment. Logitmodellens förutsättning om identiskt fördelade slumpstermer implicerar dock att hushållen har samma preferenser med avseende på de observerade attributen för olika alternativ. Grupperingen av hushåll i olika segment bör därför så långt som möjligt göras enligt modellens krav.

Föreställningen om familjens livscykel kan vara en lämplig utgångspunkt för segmentindelningen. Enligt denna föreställning förändras boendepreferenserna i takt med att hushållet genomlöper olika stadier i livscykeln. Att det finns ett nära samband mellan val av t ex upplåtelseform och lokalisering och hushållets stadium i livscykeln är oomtvistad. Men som t ex Quigley och Weinberg (1977) visar i en översikt är enigheten mindre när det gäller att definiera och mäta denna cykel. Vidare, som bland annat Kendig (1984) påpekar, av ett statistiskt samband mellan olika stadier i cykeln och förändringar i boendet följer inte med nödvändigheten att de förra direkt förklarar de senare. I litteraturen på detta område betonas alltmär betydelsen av olika restriktioner (inkomst, förmögenhet m m) för hushållens boendeval, medan livscykeln tillmäts mindre vikt. I takt med att hushållet genomlöper olika stadier i livscykeln tenderar bland annat inkomster och förmögenheter att öka. Det är därför inte så märkligt att i empiriska analyser dylika restriktioner i statistiskt avseende visat sig vara viktigare förklaringsfaktorer för boendeval och bostadskonsumtion än livscykeln i sig.

Här gäller det dock att inte sammanblanda statistisk förklaringskraft vid analyser av bostadskonsumtionens variation med teoretiska förklaringar av boendepreferensernas variation. Med utgångspunkt från livscykelbegreppet kan vi t ex förutsäga att sannolikheten att en ensamstående väljer småhusboende är avsevärt lägre än motsvarande sannolikhet för en tvåbarnsfamilj, även om båda hushållen har samma, och tillräckliga, ekonomiska förutsättningar. Ett problem vid empirisk analys är att den ensamstående sällan har samma, och ej heller tillräckliga, ekonomiska förutsättningar varför preferenserna blir dolda.

I denna rapport har definitionen av segment utgått från följande kriterier: hushållets storlek, vuxenmedlemmarnas ålder, barnens ålder samt för barnfamiljerna även föräldrarnas utbildning. Följande fyra hushållssegment har definierats:

Segment	Hushållstyp	Hushållsstorlek	Antal hushåll
1	Yngre barnlösa	1-2	89
2	Högutbildade barnfamiljer	2-8	153
3	Andra barnfamiljer	2-6	236
4	Äldre barnlösa	1-5	198

Eftersom populationen är liten har det varit nödvändigt att begränsa antalet segment, vilket inneburit relativt vida definitioner; i t ex segment 4 återfinns en del hushåll som inte kunnat föras till något annat segment. Segmenten skulle självfallet bli bättre definierade om de icke typiska hushållen exkluderades, men till priset av ett alltför litet urval.

Det finns två skäl till att barnfamiljerna uppdelats med avseende på utbildningsnivå. För det första tror vi intuitivt att utbildningen är av signifikant betydelse för hushållens preferenser, vilket i så fall i sig är ett tillräckligt skäl för denna uppdelning. För det andra är utbildningsnivån korrelerad med inkomstnivån.

I tabell 1 redovisas några genomsnittliga karaktäristika och uppgifter om boende m m för de fyra segmenten. Även om tabell 1 endast redovisar total konsumtion och några kvalitativa mått på delar av hushållens konsumtion är mönstret tillräckligt markerat för att den underliggande segmentindelningen skall kunna accepteras.

Tabell 1. Karaktäristika och boende m m för fyra hushållssegment. (Standardavvikelser inom parentes)

Karaktäristika	Hushållssegment			
	1	2	3	4
Genomsnitt för total konsumtion 1 000 SEK	49.6 (27.1)	102.7 (46.8)	77.4 (30.5)	57.0 (33.1)
Procentuell andel bostadsrätt	16	12	14	20
Procentuell andel hyresrätt	75	27	49	60
Procentuell andel egna hem	9	61	37	20
Antal rum	1.99 (1.17)	4.91 (1.37)	3.83 (1.10)	2.82 (1.26)
Procentuell andel innehav av fritidshus	4	27	25	35
Procentuell andel bilinnehav	57	90	86	56
Antal hushåll	89	153	236	198

En jämförelse mellan segmenten vad gäller upplåtelseform, bostadens storlek och innehav av fritidshus uppvisar i stort en bild som överensstämmer med föreställningen om varierande preferenser och ekonomiska förutsättningar för olika stadier i hushållets livscykel. Konsumtionens variation mellan segmenten är markerad. Det framgår emellertid att det även finns en avsevärd variation inom segmenten.

Eftersom hushållets totala konsumtion (korrigerade uppgifter enligt ovan) används som proxy för permanent inkomst är dess stora variation av betydelse för att bestämma det enskilda hushållets valmängd.

Hushållens valmängd är okänd, men det vore inte rimligt att förutsätta att alla hushåll väljer bland modellens alla boendeanternativ. Hushållets budget är t ex en faktor av betydelse för att avgöra om ett visst boendeanternativ kan vara aktuellt i beslutssituationen. Eftersom hushållsbudgeten kan observeras, till skillnad från andra tänkbara restriktioner, har valmängden för varje hushåll bestämts enligt följande: Ett alternativ j ingår i valmängden om dess andel av hushållsbudgeten inte överstiger motsvarande högsta budgetandel för j bland de hushåll, i samma segment, som faktiskt valt detta alternativ.

Naturligtvis blir valmängden härigenom beroende av metoden för att beräkna hushållets kostnad för de olika alternativen, se kapitel 5. Givet dessa kostnader ingår samtliga alternativ i hushållets valmängd för 400 av de totalt 587 hushållen i segmenten 2-4. Bland yngre hushåll, segment 1, är det endast ett fåtal hushåll som beaktar samtliga alternativ. I samtliga fall när ett alternativ inte uppfyller budgetrestriktionen ingår innehav av fritidshus som en komponent i alternativet. Då just denna aspekt av boendevalet är av speciellt intresse för analysen, tillämpas modellen i första hand på de 400 hushåll som förutsätts välja mellan samtliga alternativ.

Det innebär att de yngre hushållens boendeval inte behandlas samtidigt med de övriga hushållssegmenten, vilket kan vara rimligt eftersom det för dessa hushåll, i högre grad än för övriga hushåll finns skäl att ifrågasätta modellens generella relevans. Av tabell 1 framgår t ex, att endast 9 procent av de yngre hushållen har valt egnahem. Med kriteriet för att bestämma det enskilda hushållets valmängd förutsätts att närmare 50 procent av hushållen ändå överväger denna upplåtelseform. Intuitivt förefaller denna siffra orealistiskt hög, bland annat med tanke på den kontantinsats som normalt är förknippad med ett köp av egnahem. De yngre hushållens boendeval behandlas kortfattat i slutet av kapitel 5.

4 ALTERNATIVA BOSTADSOMRÅDEN OCH OMRÅDESATTRIBUT

För att få en hanterlig valmängd av bostadsområden har hundratals FoB-områden aggregerats till ett fåtal alternativ. Ett idealt kriterium för aggregeringen bör vara att hushållet är indifferent inom men inte mellan de resulterande alternativen.

Det kan förefalla naturligt att definiera områdesalternativen som geografiska enheter, t ex kommuner eller kommungrupper, bland annat därför att valet av bostadsområde sammanhänger med hushållets arbetsresor, givet arbetsplatsens lokalisering, se t ex Lerman (1977), Anas (1982). Inom ett sådant geografiskt sammanhängande område är det dock inte säkert att delområden med liknande egenskaper - i termer av fysisk, ekonomisk och social omgivning - är geografiskt sammanhängande. Därför borde val av bostadsområde uppdelas på val av område med avseende på läge och transportsystem, och val av område med avseende på boendemiljö. Efter liknande principer gör Quigley (1985) en uppdelning mellan val av kommun och kommundel (stadsdel).

I vårt fall saknas uppgifter om arbetsplatsens lokalisering. Därför bör områdesalternativen definieras i termer av sådana attribut som uttrycker områdets fysiska, ekonomiska och sociala egenskaper. Låt oss tills vidare säga att dessa abstrakta rubriker är de områdesattribut som ingår i hushållens nyttofunktioner. Eftersom nyttonivån bestäms av kombinationen av olika attribut kan hushållet vara indifferent mellan, till exempel, två områden med olika grad av tillgänglighet beroende på utbytesförhållanden med andra attribut.

Säg att vi kände till utbytesförhållandet mellan olika områdesattribut genom dess priser (första ordningens villkor vid nyttomaximum). Områdesindelningen skulle då kunna genomföras efter principen att kombinationer av attribut värderas likartat inom men olikartat mellan aggregaten.

En rad förhållanden gör det dock svårt att följa denna princip. För det första är områdesattributen inte prissatta för den del av bostadsmarknaden som avser hyreslägenheter, oavsett hur vi definierar dessa priser. För det andra, i de fall vi kan uppskatta (implicita) priser på olika områdesattribut - enligt den metod som diskuteras nedan - representerar dessa priser inte det enskilda hushållets betalningsvilja för respektive områdesattribut.

Det första problemet sammanhänger med att priserna på hyreslägenheter, hyran, inte är marknadspriser utan fastställs efter förhandlingar, formellt med tillämpning av den så kallade bruksvärdesprincipen. Som dokumenteras av Bergensträhle (1984) har bostadens områdesegenskaper en ytterst marginell betydelse i denna hyresättning. Vidare, om och när hyran påverkas av områdesegenskaper går det inte att därur härleda hushållens värderingar.

En ansats som har diskuterats av bland annat Menchik (1972) innebär att hushållens preferenser uppskattas direkt med enkätundersökningar. Tekniken som sådan har även utnyttjats på Stockholmsförhållanden av Bergensträhle (1983) i en enkätundersökning av hyresgästernas värdering av olika områdesegenskaper. Visserligen torde man härmed kunna få ett underlag för en inbördes rangordning mellan olika områdesattribut, men utan något mått på betalningsvilja kan inte kombinationer av attribut och därmed inte heller områden jämföras.

En mer sofistikerad metod att med intervjuer göra en direkt uppskattning av hushållets betalningsvilja för bland annat bostadens områdesattribut är den så kallade bjud-pris ansatsen. Denna har tillämpats på Stockholms bostadsmarknad av Hårsman (1981). Det är dock svårt att utnyttja resultaten från denna studie för vårt syfte, bland annat därför att endast ett fåtal områdesattribut ingår i analysen.

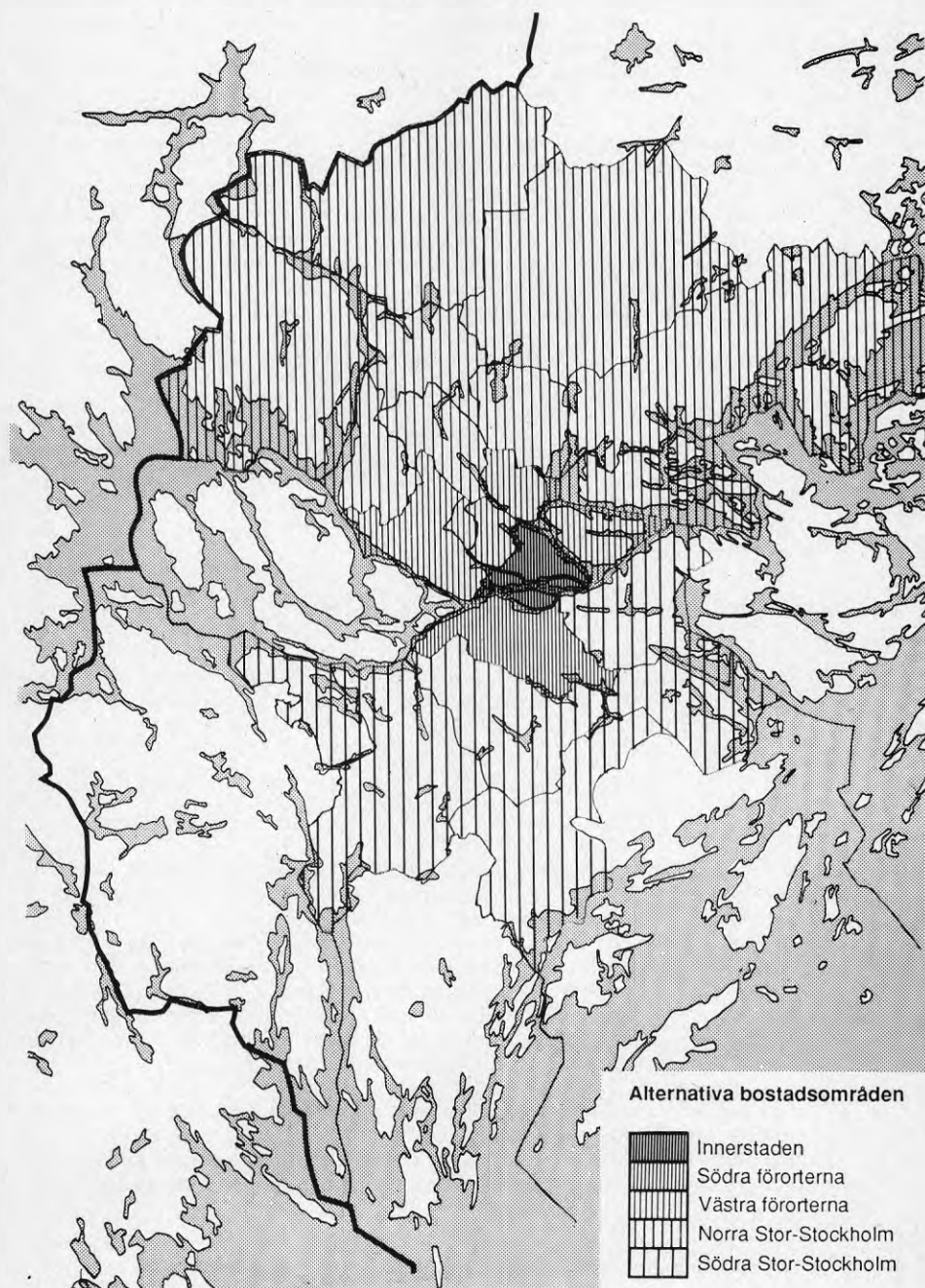
För småhusmarknaden är det möjligt att uppskatta implicita priser för olika områdesattribut, genom att estimerar så kallade hedoniska prisekvationer. Detta innebär att priset på den differentierade varan, i detta fall huspriset H , som beroende variabel i en regressionskvation förklaras av de attribut Z_1, \dots, Z_m som definierar varan. De estimerade koefficienterna kallas hedoniska priser och har i tidigare studier tolkats som konsumentens implicita värdering av attributen.

Även om vi antar att de estimerade hedoniska priserna grovt representerar hushållens betalningsvilja, kan metoden inte tillämpas på hela bostadsmarknaden. Områdesalternativen har därför bestämts med en betydligt enklare metod, nämligen att följa den områdesindelning som redovisas i en expertrapport för 1978 års bostadsrättskommitté (Ds Bo 1981:2) där Stor-Stockholm indelas i följande fem område:

Område	Kommun
1 Innerstaden	Stockholm
2 Södra förorterna	Stockholm
3 Västra förorterna	Stockholm, Danderyd, Lidingö, Solna, Sundbyberg
4 Norra Stor-Stockholm	Järfälla, Sollentuna, Täby, Upplands Väsby, Vaxholm
5 Södra Stor-Stockholm	Botkyrka, Haninge, Huddinge, Nacka, Tyresö

Områdenas geografiska utbredning framgår av figur 2.

Figur 2. Alternativa bostadsområden



I termer av genomsnittliga överlåtelsepriser (för bostadsrättslägenheter) kan områdesalternativen rangordnas som ovan med undantag för en omkastning mellan de Södra och Västra förorterna. Några kommentarer

är nödvändiga. För det första finns det inte oväntat betydande prisskillnader inom respektive område. För det andra är priserna inte standardiserade med avseende på bostadens ålder och kvalitet. För det tredje, de okända underliggande områdesattributens implicita priser avser en bostadsdelmarknad. Även om hushållets värdering av olika områdesattribut inte varierer med avseende på bostadens upplåtelseform är det troligt att områdesattributen värderas olika med avseende på hustyp, och i föreliggande data representeras alla hyres- och bostadsrättslägenheter av flerfamiljshus och alla egnahem av enfamiljshus.

För att specificera de fem områdesalternativen med ett antal attribut utnyttjas estimerade hedoniska priser för egnahem för att erhålla sådana attribut som kan förutsättas vara relevanta för hela bostadsmarknaden. Med ett exempel skall även visas hur hedoniska priser skulle kunna användas för att definiera olika områdesalternativ.

Den ekvation som skall estimeras har det allmänna uttrycket:

$$H = H(Z_1, \dots, Z_m) \quad (12)$$

Vilken speciell form prisekvationen bör ha kan inte avgöras teoretiskt. I litteraturen finns exempel på estimationer av såväl linjära, semi-logaritmiska som logaritmiska samband. Rosen (1974) ger dock starka skäl varför linjära samband bör uteslutas.

En teknik som ofta tillämpas innebär att funktions sambandet formuleras genom så kallad Box-Cox-transformation. Tekniken var ursprungligen avsedd att transformera skeva fördelningar till normalfördelning men har alltmer blivit ett medel att skapa generella funktionsformer. En transformation av den beroende variabeln ger den hedoniska prisekvationen följande form:

$$(H^\lambda - 1) / \lambda = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j Z_j + \epsilon \quad (13)$$

där transformationsparametern λ och de marknadsbestämda parametrarna β_j kan estimeras med maximum likelihood. Som specialfall är sambandet semilogaritmiskt, när $\lambda \rightarrow 0$, och linjärt, när $\lambda = 1$ ¹⁾. Tillämpningen av Box-Cox innebär vanligen att man väljer lämplig funktionsform enligt det värde på λ som ger bäst anpassning²⁾. Men minst lika viktig som frågan om lämplig funktionsform är frågan om funktionens innehåll, det vill säga vilka attribut som bör ingå. Med begränsade möjligheter att specificera prisekvationen på önskvärt sätt är det rimligt att välja funktionsform på tämligen enkla grunder.

Urvalet av förklarande variabler måste med nödvändighet bli ad hoc: en avvägning mellan datatillgång och vad resultaten från andra studier påkallar. Litteraturen på detta område avser huvudsakligen amerikanska förhållanden och områdesattributen i dessa studier är kanske inte alltid

- 1) Genom transformation av även de oberoende variablerna blir sambandet logaritmiskt när $\lambda \rightarrow 0$. Funktions sambandet blir än mer flexibelt om olika transformationsparametrar används för varje variabel, se Judge m fl (1980).
- 2) För en kritisk genomgång av Box-Cox-transformationer av hedoniska prisekvationer, se Cassel och Medelsohn (1985).

tillämpbara på svenska förhållanden¹⁾. Wigren (1984) har genomfört en större analys av småhuspriserna i Sverige och de resultat som redovisas från denna studie ger värdefull information.

Den estimerade prisekvationen baseras på 9 000 försålda egnahem i Stor-Stockholm åren 1981-1983, avseende sådana transaktioner där priserna är marknadspriser. Varje observation har påförts områdesdata på motsvarande FoB-områdesnivå. Följande attribut ingår:

Kategori	Namn	Definition
Prisindex	TIME	TIME = 1,...36. Anger månad för köpekontrakt
Utrustning och kvalitet	STAND	STAND = 1,...28. Anger summa standardpoäng
	AGE 80	Dummy för värdeår 1980 eller senare
	AGE 75	Dummy för värdeår 1975-1979
	AGE 65	Dummy för värdeår 1965-1974
Hustyp	DETACH	Dummy för friliggande enbostadshus
	TERRAC	Dummy för radhus
Storlek	FLOOR	Bostadsyta
Omgivning	DENS	Andel högexploaterad mark av mark bebyggd med hus
	NOISE	Andel mark med kommunikationsanläggningar av mark ej bebyggd med hus
	RECR	Kvot mellan mark med fritidsanläggningar och mark bebyggd med hus
Ekonomisk miljö	TAX	Kommunalskatt
	CARE	Antal platser på daghem/förskola per barn i ålder 0-6
Social miljö	SOCEC	Andel hushåll i socialgrupp 3
	RELIEF	Antal socialhjälpstagare per 1 000 invånare
Tillgänglighet	DIST	Restid till city med bil

1) Follain och Jimenez (1985) och Wigren (1984) ger översikter.

De attribut som beskriver huset utnyttjar all den relevanta information som den officiella statistiken innehåller och behöver inte kommenteras närmare. Vad gäller de olika områdesattributen kan sägas att vissa attribut under rubriken social miljö, avseende inkomst- och yrkesstruktur, prövades men förkastades efter vanliga testkriterier.

De utvalda områdesattributen är alltför få och grova för att vara mått på väldefinierade egenskaper. Som Wigren (1984) påpekat har ett attribut som SOCEC i regel hög statistisk förklaringskraft utan att det därmed är klarlagt vilken egenskap marknaden värderar. Vi skall inte i detta sammanhang relatera de enskilda attributen till den i och för sig intressanta frågan om vad som vore en önskvärd specificerad prisekvation. Några kommenterar bör dock göras.

Variabeln DENS har införts för att fånga upp de sannolika men dolda egenskaper som samvarierar med exploateringsgraden, till exempel det serviceutbud som återfinns i lokala centra. Detta attribut kan därför även sägas vara en proxy för lokal tillgänglighet.

Kommunalskatten, TAX, är å andra sidan exempel på en i detta sammanhang välmotiverad och väldefinierad variabel. Det enkla skälet för att inkludera TAX bland områdesattributen är att skatten kan förväntas kapitaliseras i fastighetens värde. Teoretiskt skulle man kanske argumentera för att det snarare är skatten i kombination med det kommunala serviceutbudet som kapitaliseras. Denna fråga beaktas endast så till vida att kommunens serviceutbud vad gäller barnomsorg, CARE, inkluderas. Attributet har valts dels för att det är relevant på FoB-områdesnivå, dels för att det sannolikt uppvisar betydligt större variation än de attribut som till exempel berör den obligatoriska skolan¹⁾.

Frågan om funktionsform har bedömts vara av mindre intresse i detta sammanhang. Funktionsformen för den estimerade prisekvation som redovisas i tabell 2 följer ett förslag av Goodman och Kawai (1984): en enkel Box-Cox-transformation med $\lambda = 0,5$.

1) Enligt Wigren (1984) har man i amerikanska studier i regel utnyttjat olika kvalitetsaspekter på skolan som mått på offentlig service.

Tabell 2. Estimerade hedoniska priser för småhus i Stor-Stockholm 1981-1983. (t-värden inom parentes)

Variabel	Estimat
Konstant	1227.019 (37.75)
TIME	1.186 (8.10)
STAND	27.584 (39.74)
AGE 80	70.548 (8.10)
AGE 75	53.692 (12.51)
AGE 65	22.203 (4.95)
DETACH	59.432 (14.50)
TERRAC	-33.856 (-7.42)
FLOOR	2.685 (68.54)
DENS	4.400×10^{-2} (2.41)
NOISE	-4.596×10^{-2} (-2.74)
RECR	0.128 (7.96)
TAX	-18.153 (-15.61)
CARE	2.229×10^{-2} (2.94)
SOCEC	-0.185 (-10.69)
RELIEF	-0.186 (-1.61)
DIST	-3.281 (-12.16)
adj R ²	0.676
N	8963

Estimaten för områdesattributen har förväntat tecken och de flesta koefficienterna är signifikanta på 1-procentsnivån. Vid en standardisering av de estimerade regressionskoefficienterna kan de olika områdesattributen rangordnas enligt följande index:

1 TAX	100	5 DENS	49
2 DIST	87	6 RELIEF	47
3 SOCEC	85	7 CARE	36
4 RECR	69	8 NOISE	30

Med ett exempel kan vi visa vad denna rangordning implicerar: I termer av standardavvikelse måste exploateringsgraden (motsvarande) DENS öka med två enheter för att ge samma prisökning som blir effekten av en sänkning av kommunalskatten med en enhet.

Det skall medges att de redovisade områdesattributen är grovt definierade om än de återspeglar attribut som är relevanta på marknaden. Vidare kan det förutsättas att vissa attribut som rör den fysiska och ekonomiska miljön är av mindre intresse för hushåll som väljer kooperativa eller hyreslägenheter, dvs flerfamiljshus. Därför begränsas urvalet områdesattribut som skall inkluderas i modellen till de attribut som rör områdets sociala miljö och tillgänglighet; SOCEC, RELIEF respektive DIST.

Avslutningsvis kan det vara av intresse att med ett exempel ange principen för att definiera områdesalternativ med utnyttjande av estimerade hedoniska priserna. Låt "priset" för varje FoB-område, H_i , bestämmas av den estimerade prisekvationen med avseende på de åtta områdesattributen,

$$H_i = \lambda \left(\sum_j^m \beta_j Z_{ij} \right)^{1/\lambda} \quad (14)$$

där $\lambda = 0,5$ enligt ovan, β_j är de estimerade hedoniska priserna och Z_{ij} är områdesattributet j för FoB-området i , $i = 1; \dots, 166$.

Som tidigare föreslogs borde FoB-områdena aggregeras efter kriteriet att hushållen skall vara indifferentia inom men inte mellan de resulterande alternativen. Detta kriterium försöker vi närma oss genom tillämpning av ett standardprogram för klusteranalys. Detta innebär att man beräknar avståndet mellan de olika FoB-områdena, med avseende på de "områdespriser" som bestäms enligt uttryck (14), varefter områdena sammanförs till ett antal alternativ (= kluster) efter kriteriet att "priserna" är likartade inom men inte mellan respektive alternativ. Graden av homogenitet inom respektive alternativ blir naturligtvis beroende av antalet alternativ.

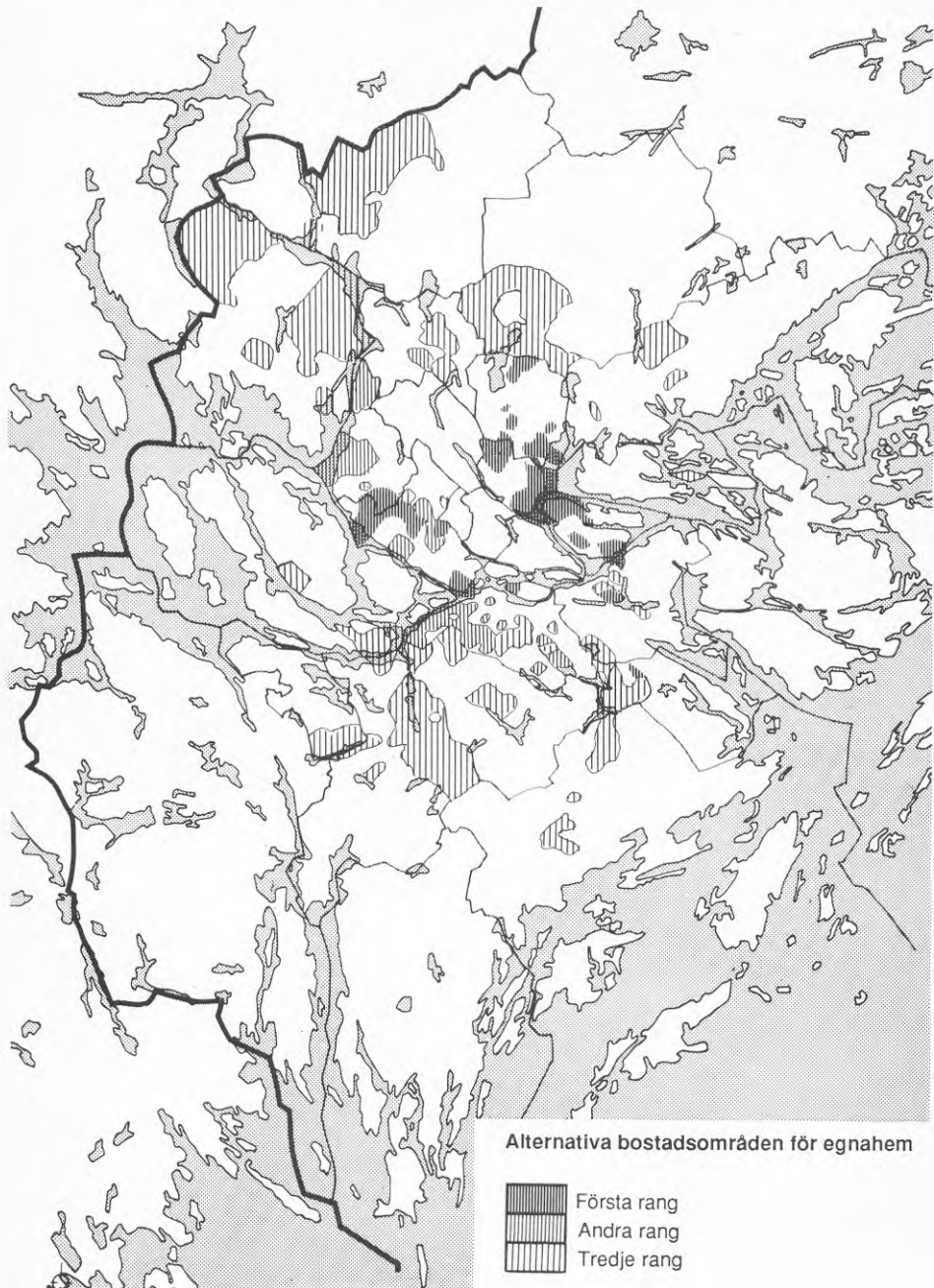
I tabell 3 redovisas genomsnittliga värden för de åtta områdesattributen i ett exempel bestående av tre områdesalternativ, skapade av aktuella FoB-områden i HBU-materialet. Det totala "områdespriset" är högst i område ett och lägst i område tre. För att göra redovisningen överskådlig anges värdena för område två och område tre i form av index där $Z_{1j} = 100$. I tabellen anges även tecknet för respektive hedoniskt pris.

Tabell 3. Genomsnittliga värden för åtta områdesattribut i tre egna-
hemsområden, $Z_{1j} = 100$.

Attribut	Tecken	Område 1	Område 2	Område 3
TAX	-	27 = 100	103	111
DIST	-	21 = 100	108	147
SOCEC	-	0.19 = 100	162	186
RECR	+	0.19 = 100	66	29
DENS	+	0.08 = 100	171	159
RELIEF	-	11 = 100	157	265
CARE	+	0.14 = 100	119	131
NOISE	-	0.08 = 100	161	87

Som en konsekvens av det begränsade antalet områdesalternativ är det inom varje område en inte obetydlig variation kring de redovisade genomsnittliga värdena. Att döma av dessa - karaktäristiska - värden visar dock tabellen ett tämligen entydigt mönster: Område 1 är mer attraktivt än område 2 och område 2 är mer attraktivt än område 3, i båda fallen med avseende på de flesta attribut varav de fyra mest betydande. Rangordningen är således entydig vad gäller t ex skatt, tillgänglighet och social status. Den geografiska utbredningen för respektive område framgår av figur 3.

Figur 3. Alternativa bostadsområden för egnahem, exempel.



Områdesalternativen i figur 3 inkluderar endast de FoB-områden som motsvaras av observationer i HBU-data, och skall uppfattas som ett förenklat exempel. Figuren illustrerar ändå poängen att bostadsområden som värderas likartade med avseende på områdesattribut inte behöver vara geografiskt integrerade.

5 MODELLSPECIFIKATION OCH ESTIMATIONSRESULTAT

5.1 Val av fritidshus givet upplåtelseform och bostadsområde

I inledningen föreslogs att hushållets fritidsboende kan betraktas som en del av boendevalet. Detta innebär en utvidgning av begreppet boendeval i jämförelse med de aspekter som vanligen brukar inbegripas. Det kan naturligtvis diskuteras huruvida det enskilda hushållet uppfattar frågan om t ex innehav av fritidshus exklusivt inom ramen för boendevalet. Det kan över huvud taget diskuteras om abstrakta kategoriindelningar är en lämplig utgångspunkt för att representera sambanden mellan hushållets många konsumtionsbeslut. Här är motivet för denna utvidgning helt enkelt att i analysen inkludera ytterligare ett av hushållets konsumtionsbeslut, som kan förväntas vara beroende av boendevalet i traditionell mening.

Det skall medges att det är svårt att specificera modellen på önskvärt sätt. Uppgifterna att bestämma en valmängd och specificera nyttofunktionen kan endast lösas med förenklade antaganden. Här har helt enkelt antagits att hushållets val av fritidsboende kan representeras som ett val mellan två alternativ - att inneha ett fritidshus eller ej.

Begreppet "innehav" av fritidshus bör preciseras och motiveras. För de flesta kapitalvaror redovisar HBU hushållets disposition enligt flera alternativ. För fritidshus gäller att 10 procent av hushållen har angett att de delvis äger eller har tillgång till fritidshus medan övriga 90 procent äger helt eller saknar tillgång till fritidshus. Förekomsten av dessa alternativa dispositionsformer gör det svårt att ange det enskilda hushållets valmängd. Att t ex ha tillgång till, utan att äga, ett fritidshus är sannolikt ett alternativ som är möjligt för hushåll med vissa sociala relationer medan andra, i övrigt likvärdiga hushåll, inte har denna möjlighet.

Hushållet är knappast indifferent mellan, t ex, alternativen "tillgång till fritidshus" respektive "saknar tillgång till fritidshus". Av praktiska skäl måste vi dock formulera hushållets valmängd som bestående av endast två alternativ: "Innehav" (äger helt) respektive "Ej innehav" (övriga dispositionsformer inklusive alternativet "saknar tillgång"). Huruvida alternativen ingår i hushållets valmängd är åter en fråga som endast kan avgöras på grundval av vissa antaganden. Som tidigare nämnts beräknas en budgetrestriktion som här får bestämma om innehav av fritidshus ingår i hushållets valmängd. Eftersom detta val förutsätts vara betingat av, bland annat, valet av permanentbostad har kriteriet för att bestämma valmängden blivit beroende av dessa föregående val. För varje hushåll har beräknats ett utrymme för övrig konsumtion som inkomsten minus kostnaderna för permanentbostad och livsförnödenheter (mat m m). Inom respektive segment har motsvarande maximala budgetandel, för de hushåll som valt innehav av fritidshus, förutsatts vara ett tillräckligt kriterium för att avgöra om alternativet ingår i hushållets valmängd.

Vid beräkningen av fritidshusets budgetandel har ett enkelt bruttokostnadsmått använts. För hushåll som faktiskt valt fritidshus har summan av de redovisade ränte- och driftkostnaderna använts. För övriga hushåll har motsvarande kostnader uppskattats enligt följande. Med ledning av officiell statistik, SM P 1980:6.2, erhålls uppgifter om genomsnittlig köpeskilling och taxeringsvärde för fritidshus i länet, och med antaganden om låneandel och räntesats har räntekostnaderna kunnat uppskattas. Driftkostnaderna har uppskattats som en konstant andel av taxeringsvär-

det, bestämd av den genomsnittliga andelen för de hushåll som valt fritidshus, med likvärdiga uppgifter om lån och taxeringsvärde.

Den uppskattade kostnaden för innehav av fritidshus är i allmänhet högre än den redovisade kostnaden för hushåll som faktiskt valt fritidshus. Detta kan delvis bero på att jämförelsen avser fritidshus med olika standard och lokalisering. Den uppskattade kostnaden avser t ex ett fritidshus beläget i Stockholms län medan HBU inte redovisar motsvarande uppgift. Av de redovisade uppgifterna om lån och räntekostnader framgår dock att HBU i de flesta fall avser fritidshus köpta före 1978, vilket helt naturligt ger lägre (kapital-)kostnader. Som valsituationen definierats, att nuvarande boendevillkor omprövas, är det i praktiken förutsatt att kostnaden är högre för hushåll som inte är innehavare.

Bortsett från denna förväntade kostnadsskillnad är den uppskattade kostnaden naturligtvis mycket osäker. Givet det grundläggande antagandet, att motsvarande hushåll överväger att inneha fritidshus, är det ändå tveksamt att förutsätta att en lokalisering i Stockholms län är aktuell, osv. Samtidigt bör det understrykas att kostnaden inte ingår som attribut i hushållets nyttofunktion utan endast används för att beräkna budgetandelen och därmed avgöra om alternativet ingår i valmängden. I praktiken blir därför (den begränsade) konsekvensen av en felaktig kostnadsuppskattning en snedfördelning med avseende på antalet hushåll som har ekonomiska möjligheter att överväga detta val. Kostnaden används inte som attribut främst därför att alternativet "ej innehav" inte kan preciseras för det enskilda hushållet. De "tjänster" ett fritidshus erbjuder kan, som framgår av HBU:s alternativ, i varierande grad uppnås genom delvis ägande eller tillgång utan ägande. Alternativet kan även innebära att en annan typ av tjänster konsumeras¹⁾.

Modellen inkluderar fyra alternativ-specifika konstanter och tre alternativ-specifika variabler, varav en är definierad som inkomst minus kostnaden för permanentbostad och livsförnödenheter (mat m), INCOME (w). Denna variabel visar således hushållets konsumtionsutrymme, givet kostnaderna för permanentbostad och övriga nödvändighetsvaror. De två övriga alternativ-specifika variablerna har införts något i strid mot antagandet att hushållen har liknande preferenser inom segmenten. Dessa variabler motiveras av antagandet att sannolikheten att inneha ett fritidshus är mindre ju större hushållets preferenser för dels kulturella aktiviteter, dels ett rörligt fritidsliv. Som proxys för dessa benägenheter har använts kulturkonsumtionens (teater, opera, böcker etc) respektive resekonsumtionens (inrikes och utrikes resor) andel av den permanenta inkomsten, benämnda CULT respektive TRAVEL.

Om än motsvarande teoretiska variabler är intressanta uppstår vissa problem i estimationsförfarandet. Som CULT och TRAVEL är definierade finns det en viss risk att de återfinns både som beroende och oberoende variabler i modellen. Vidare, om preferenserna inom respektive segment verkligen är likartade, vilket har förutsatts, borde vi

1) HBU redovisar hushållets innehav (motsvarande) av sådana kapitalvaror, t ex båt och husvagn, som intuitivt skulle kunna definieras som alternativ till fritidshus. På vår analysnivå är dock inte alternativen varandra uteslutande; en tredjedel av de hushåll som innehar fritidshus äger även båt eller husvagn.

förvänta att CULT och TRAVEL uppvisar en måttlig variation, kanske för liten för att dess inverkan skall kunna statistiskt säkerställas¹⁾.

Vi kan anta att valet av fritidshusinnehav varierar med permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering. I viss utsträckning kan fritidshusets attribut uppfattas som komplement till attributen för ett, typiskt, flerfamiljshus (dvs en kooperativt ägd lägenhet eller en hyreslägenhet i våra data) med central lokalisering, medan attributen kan uppfattas vara substitut till attributen för ett, typiskt, enfamiljshus (dvs egnahem i våra data) med perifer lokalisering. En tidigare genomförd undersökning, avseende bostäder och resvanor 1958 (BRU 58), ger stöd för hypoteserna om fritidshusinnehavets variation med avseende på upplåtelseform och bostadsområde²⁾. Av samma undersökning framgår att bland hushåll med bil var andelen fritidshusinnehavare den dubbla jämfört med hushåll utan bil, 27 respektive 14 procent. Motsvarande andelar i vårt urval är 36 respektive 20 procent, och de hushåll som innehar fritidshus men saknar bil är nästan uteslutande äldre hushåll. Bilinnehav tenderar således att vara en nödvändig förutsättning för att hushållet skall kunna utnyttja fritidshusets tjänster inom ramen för en given tidsbudget.

Mot denna bakgrund införs fyra alternativ-specifika konstanter, för alternativet Innehav av fritidshus, definierade enligt följande: CMC - "car, multifamily, central location" (bil, flerfamiljshus, centralt beläget); COC - "car, owner-occupied, central location (--egnahem); CMP - "car, multifamily, peripheral location" (--perifert läge); COP - "car, owner-occupied, peripheral location". Centrala och perifera lokaliseringar motsvaras av alternativen 1-3 (Innerstaden, Södra och Västra förorterna) respektive 4-5 (Norra och Södra Stor-Stockholm).

-
- 1) I en jämförelse, där Yngre hushåll ej ingår, är medelvärdet för både CULT och TRAVEL högst för Högutbildade (segment 2), 2 procent respektive 4 procent. Inom segmenten är variationen störst för Äldre hushåll (segment 4), vilket är förväntat med tanke på den mindre precisa definitionen av detta segment.
 - 2) "Hushållen i Stor-Stockholm - social struktur och levnadsnivå", Stockholms stads statistiska kontor, 1964 (stencil)

Tabell 4. Estimerade koefficienter för val av fritidshusinnehav, givet val av upplåtelseform och bostadsområde (t-värden inom parentes)

Variabel	Barnfamiljer		Äldre
	Högutbildade	Övriga	
CMC	0.051 (0.09)	-0.387 (0.80)	1.518 (2.80)
COC	-0.173 (0.30)	0.026 (0.04)	0.557 (0.64)
CMP	-0.039 (0.06)	-1.678 (3.25)	-0.027 (0.04)
COP	-0.784 (1.59)	-1.788 (3.18)	0.063 (0.10)
INCOME (w) x 10 ⁻⁶	0.414 (0.07)	21.942 (2.66)	1.766 (0.22)
CULT	-10.676 (1.14)	-25.608 (2.58)	-26.101 (2.77)
TRAVEL	-6.657 (1.62)	-7.697 (1.74)	-4.021 (1.14)
2 (log L (β) - log L (0))	24.8	42.0	19.4
χ^2 crit = 0.05	14.1	14.1	14.1
ρ^2	0.14	0.18	0.14
Antal hushåll	130	170	100

Ett allmänt intryck av tabell 4 är att de flesta koefficienterna har förväntat tecken. Resultaten tyder på att Övriga barnfamiljer som valt egnahem i perifera områden i allmänhet inte väljer att inneha fritidshus. För Äldre hushåll som valt att bo i ett centralt lokaliserat flerfamiljshus är innehav av fritidshus relativt vanligt. Dessa resultat överensstämmer tämligen väl med det förväntade mönstret.

Koefficienten för inkomstvariabeln har rätt tecken men är signifikant endast för Övriga barnfamiljer. För detta hushållssegment uppskattas, i genomsnitt, en ökning av inkomsten (motsvarande) med 1 procent öka sannolikheten för fritidshusinnehav med 0.5 procent. Hushållets preferenser för kulturella aktiviteter och resor, CULT respektive TRAVEL, har ett förväntat negativt samband med preferenser för fritidshus. För Högutbildade barnfamiljer har dock dessa variabler ett svagare samband än för de båda övriga segmenten. Detta kan delvis bero på att högutbildade barnfamiljer i högre grad än övriga segment består av hushåll med liknande preferenser.

Att döma av χ^2 -testet är modellen för alla segment signifikant skild från motsvarande noll-modell. Modellernas allmänt svaga anpassning under-

stryker dock att specifikationen är ofullständig och att de alternativ-specifika konstanterna måste fånga in påverkan från många attribut som saknas i nyttofunktionen. Vidare bör det noteras att modellen inte inkluderar någon variabel som uttrycker kostnaden för innehav av fritidshus. Eftersom valet av permanentbostad påverkar inte bara nyttan av att inneha ett fritidshus, utan även budgetutrymmet, skulle resultaten kunna ges en annan tolkning. Till exempel, vid en jämförelse mellan Högutbildade och Övriga barnfamiljer som väljer egnahem med perifer lokalisering är hushållsbudgeten i regel hårdare ansträngd för den senare gruppen hushåll. Detta förhållande kan delvis förklara varför motsvarande alternativ-specifika variabel, COP, har olika estimat för de båda hushållssegmenten.

5.2 Val av upplåtelseform givet bostadsområde

Det förutsätts att hushållets boendeval bland annat avser ett val mellan upplåtelseformerna bostadsrätt, hyresrätt och egnahem. Eftersom bostads- och hyresrätt med något undantag avser lägenheter i flerfamiljshus och ägd bostad endast avser enfamiljshus sammanfaller upplåtelseform och hustyp. Även om detta representerar normala förhållanden på bostadsmarknaden vet vi att det förekommer att t ex enfamiljshus, främst radhus, upplåts med bostadsrätt. Andelslägenheter förekommer visserligen på dagens bostadsmarknad men var sannolikt inte ett reellt alternativ år 1978, i varje fall är denna upplåtelseform inte representerad i vårt urval.

För att kunna analysera hushållens val av upplåtelseform isolerat från boendevalet i övriga avseenden måste en strävan vara att definiera en "standardbostad" för respektive upplåtelseform, där alternativen endast skiljer sig åt med avseende på de attribut som är strikt kopplade till upplåtelseform (och hustyp). I praktiken är det dock inte möjligt att helt fullfölja denna målsättning. I valet av upplåtelseform görs implicit även ett val av bostadsstorlek; att övergå till egnahem innebär i allmänhet även en övergång till större bostadsyta. Standardbostaden har definierats som, för egnahem, ett radhus med 4 rum och för bostads- och hyresrätt som 3-rumslägenheter, samtliga med normal standard.

Inkomstvariabeln, INCOME(O), införs här som en alternativ-specifik variabel för alternativet egnahem, och avser hushållets totala (permanenta) inkomst. Modellen innehåller en generell variabel, PRICE, definierad av nettobostadskostnaden för upplåtelseform t dividerad med motsvarande för egnahem. För egnahem sätts således $PRICE = 1$.

Under antagandet att hushållen har fullständig information kan nettobostadskostnaden h uttryckas:

$$h = H(Z) - A(Y, N, H) - T(D, t(Y)) \quad (15)$$

där H är bruttobostadskostnaden som funktion av upplåtelseform, storlek, kvalitet, områdesegenskaper; A är bostadsbidragen som funktion av hushållets inkomst Y , antal barn N och uppskattad bostadskostnad H ; T är skatteeffekten som funktion av bostadens underskott D och skattesats t .

Bostadskostnaden H är i detta sammanhang en funktion av enbart attributen med avseende på upplåtelseform. För att beräkna bostadsbidragen A har de för år 1978 gällande reglerna tillämpats på de redovisade bidragsgrundande uppgifterna. Det förutsätts således att hushållet erhåller maximala bidrag inom ramen för gällande regler.

Beräkningen av skatteeffekten är något mer komplicerad, och antaganden måste göras i en rad avseenden. Bostadens underskott har uppskattats enligt följande. Bruttokostnaden H har översatts till motsvarande taxeringsvärde och fastighetsinkomst med ledning av uppgifter från fastighetstaxeringen¹⁾. Räntekostnaderna har bestämts med olika schabloner beroende på faktiskt bostadsval.

För att fördela fastighetsinkomst och underskott mellan hushållsmedlemmar skulle en princip kunna vara att göra en sådan fördelning som ger hushållet maximal skatteeffekt. Av bland annat praktiska skäl har vi dock valt en schablon som kanske innebär att hushållens beteende förutsätts vara något mindre rationellt: För yngre och välutbildade hushåll förutsätts i aktuella fall att makar (motsvarande) äger fastigheten med hälften var medan i övriga hushåll den hushållsmedlem med högst inkomst står som ensam ägare. För samtliga hushåll förutsätts att den hushållsmedlem med högst inkomst betalar räntekostnaderna.

De redovisade inkomstuppgifterna avser hushållet som helhet. För att uppskatta inkomstfördelningen inom hushållen har det förutsatts att denna bestäms av medlemmarnas utbildning, kön, fackliga tillhörighet och sysselsättningsgrad. Med ledning av inkomstfördelningsundersökningens (SM N 1981:12.2) uppgifter om genomsnittliga inkomster har en sannolik inkomstfördelning inom hushållen kunnat uppskattas. Skatteeffekten har därefter beräknats som skillnaden mellan inkomstskatt före och efter underskott av bostad (motsvarande del av) för hushållsmedlem med högst inkomst. Den statliga inkomstskatten har beräknats enligt gällande skatteskala medan genomsnittlig kommunalskattesats har tillämpats.

Det förutsätts att sannolikheten att välja en viss upplåtelseform varierar med avseende på bostadsområde, varför modellen inkluderar ett antal alternativ-specifika konstanter. Med hyresrätt som utelämnad referenskategori har följande variabler införts: COOP 2 - COOP 5, OWN 2 - OWN 5, för bostadsrätt respektive egnahem i områdena 2-5, definierade ovan. Den generella prisvariabeln låter vi vara oberoende av bostadsområde.

1) Underlag SM serie P

Tabell 5. Estimerade koefficienter för val av upplåtelseform, givet val av bostadsområde (t-värden inom parentes)

Variabel	Barnfamiljer		Äldre
	Högutbildade	Övriga	
COOP 2	-1.730 (1.52)	-1.699 (2.76)	-3.728 (3.27)
COOP 3	-1.488 (2.15)	-2.748 (3.60)	-2.407 (3.45)
COOP 4	1.351 (1.43)	0.466 (0.78)	0.263 (0.22)
COOP 5	0.509 (0.55)	-0.840 (1.83)	-2.694 (2.83)
OWN 2	2.096 (1.69)	3.481 (2.01)	-0.726 (0.12)
OWN 3	1.527 (1.28)	2.844 (1.47)	1.916 (0.30)
OWN 4	2.734 (1.53)	6.436 (4.31)	9.839 (3.11)
OWN 5	3.003 (1.82)	5.056 (3.81)	6.788 (2.83)
INCOME (0) x 10 ⁻⁶	5.797 (0.85)	14.650 (1.55)	20.767 (1.25)
PRICE	-9.351 (5.03)	-15.470 (6.88)	-25.896 (5.01)
INCL VALUE	-9.233 (1.88)	0.798 (0.13)	-7.577 (0.80)
2 (log L (β) - log L (0))	136.9	185.3	117.5
$\chi^2_{\text{crit}} = 0.05$	19.7	19.7	19.7
ρ^2	0.50	0.50	0.58
Antal hushåll	130	170	100

Estimaten för de alternativ-specifika konstanterna visar, inte oväntat, att sannolikheten att välja en viss upplåtelseform varierar med val av bostadsområde. Storleken på koefficienten för prisvariabeln antyder att Högutbildade barnfamiljer är mindre priskänsliga i valet av upplåtelseform än övriga barnfamiljer, och att Äldre hushåll är mer priskänsliga än barnfamiljer. För Övriga barnfamiljer är priselasticiteten för 4 procent jämfört med 2 procent för Högutbildade barnfamiljer. Denna skillnad förefaller rimlig eftersom samma prisförändring i olika grad påverkar hushållsbudgeten i respektive segment, beroende på inkomstva-

riationen mellan segmenten. Inkomstvariationen inom segmenten uppskattas inte vara av signifikant betydelse för sannolikheten att välja egnahem.

Punkttestimatet för inclusive value ligger i två fall utanför enhetsintervallet. Samtidigt kan vi notera att, på 5-procentsnivån är motsvarande estimat inte i något fall signifikant skilt från noll. En rimlig tolkning blir därför att valet av upplåtelseform enbart beror av upplåtelseformernas attribut.

5.3 Val av bostadsområde

Slutligen redovisas i tabell 6 den estimerade modellen för val av bostadsområde. Hushållsinkomsten ingår i tre alternativ-specifika variabler - INC (1), INC (3), INC (5) - för alternativen Innerstaden, Västra förorterna och Södra Stor-Stockholm.

Tre områdesattribut ingår som generella variabler: DIST, SOCEC och RELIEF. Dessa variabler definierades i kapitel 4. Variablerna har således motiverats i ett sammanhang som berör egnahem medan samma variabler här används i en modell för hushållens områdesval, oberoende av upplåtelseform.

Dessa områdesattribut kanske grovt specificerar en del av hushållens nyttofunktion. För att fånga in inverkan från icke observerade attribut har fyra alternativ-specifika konstanter införts, LOC1-LOC4, med område 5, Södra Stor-Stockholm, som referensalternativ.

Tabell 6. Estimerade koefficienter för val av bostadsområde (t-värden inom parentes)

Variabel	Barnfamiljer		Äldre
	Högutbildade	Övriga	
LOC 1	-2.192 (1.40)	-3.659 (2.36)	-3.232 (1.98)
LOC 2	0.735 (0.62)	0.193 (0.30)	-3.053 (2.10)
LOC 3	-1.464 (1.17)	-0.443 (0.61)	-1.233 (0.91)
LOC 4	-2.672 (2.54)	-0.351 (0.54)	-3.152 (2.58)
INC (1) x 10 ⁻⁶	7.478 (0.63)	19.317 (1.37)	-5.873 (0.56)
INC (3) x 10 ⁻⁶	7.187 (0.89)	6.125 (0.85)	-2.827 (0.30)
INC (5) x 10 ⁻⁶	-9.264 (1.05)	1.857 (0.29)	-20.519 (1.40)
DIST x 10 ⁻³	47.445 (2.09)	4.062 (0.36)	-188.326 (4.01)
SOCEC	-14.502 (4.78)	0.020 (0.01)	6.929 (2.63)
RELIEF x 10 ⁻³	-24.964 (2.38)	6.534 (1.66)	-8.427 (1.17)
INCL VALUE	0.770 (2.59)	0.517 (2.56)	0.204 (2.44)
2 (log L (β) - log L (0))	177.8	70.2	49.5
$\chi^2_{crit} = 0.05$	21.0	21.0	21.0
ρ^2	0.43	0.13	0.15
Antal hushåll	130	170	100

Resultaten tyder på att områdesattributen värderas avsevärt olika inom olika hushållssegment, inte minst vid en jämförelse mellan barnfamiljer och Äldre hushåll. Vad som först bör observeras är dock estimatet för inclusive value. För samtliga segment ligger detta signifikant inom enhetsintervallet. De fem områdesalternativen har olika sammansättning av kooperativt ägda lägenheter, hyreslägenheter och egnahem. Att koefficienten för inclusive value indikerar att områdesvalet beror av upplåtelseformernas attribut är därför ett förväntat resultat.

Koefficienten för DIST, restid till city, tyder på att Högutbildade barnfamiljer har en negativ värdering av central tillgänglighet medan Äldre hushåll har en motsvarande starkt positiv värdering. Denna kvalitativa skillnad torde dock främst vara ett uttryck för olika preferenser för egna hem och bostads-/hyresrätt. Flertalet hushåll som väljer egna hem varken kan eller är villiga att betala de priser som skulle vara aktuella vid centrala lokaliseringar, oberoende av att motsvarande utbud av andra skäl är starkt begränsat. Flertalet hushåll som väljer de mindre ytkrävande flerbostadslägenheterna både kan och är ofta villiga att betala för de centrala markpriserna, speciellt om de som på den reglerade hyresmarknaden mycket ofullständigt kommer till uttryck i hyran. Att värderingen av central tillgänglighet uppskattas vara olika för olika hushållssegment kan således vara en återspeglning av att preferenserna för egna hem respektive flerfamiljshus varierar mellan segmenten.

Det är möjligt att skillnader i värderingen av även andra områdesattribut sammanhänger med preferenserna för olika upplåtelseformer. Det kan t ex vara en förklaring till att Äldre hushåll ofta väljer områden med en hög andel i socialgrupp 3, medan motsvarande koefficient är negativ för barnfamiljer.

Vid en jämförelse mellan Högutbildade och Övriga barnfamiljer framgår att de Högutbildade föredrar områden där dels andelen i socialgrupp 3 är låg och dels andelen socialhjälpstagare är liten. För Övriga barnfamiljer är motsvarande koefficienter inte signifikanta men estimatet för RELIEF tyder på att sannolikheten är högre för att välja ett område med relativt stor andel socialhjälpstagare.

Som vi berörde i kapitel 4 är attribut som t ex SOCEC och RELIEF inte några mått på väldefinierade egenskaper. Detta problem är värt att poängtera i samband med tolkningen av estimationsresultaten. Det är t ex inte rimligt att tolka tecknet för koefficienten för variabeln RELIEF som ett uttryck för hushållets värdering av denna "områdesegenskap" i sig. Variablerna SOCEC och RELIEF bör snarare uppfattas som indikatorer på en rad icke observerade attribut.

Att Högutbildade barnfamiljer, dvs hushåll i socialgrupp 1 och 2, föredrar områden där andelen hushåll i socialgrupp 1 och 2 är hög kan betyda att det är områdenas sociala sammansättning som värderas. Det kan även betyda att områden med vissa attraktiva egenskaper vad gäller ekonomisk och fysisk miljö, t ex låg kommunalskatt och sjötomt, har ett pris som medför att de väljs av hushåll med god ekonomi, främst inom socialgrupp 1 och 2.

5.4 De yngre hushållens boendeval

Avslutningsvis skall framställningen kompletteras med några uppgifter om boendeval för yngre hushåll. Eftersom frågan om innehav av fritidshus är irrelevant för de allra flesta yngre hushåll avser modellen endast val av upplåtelseform och bostadsområde. Det visar sig att en omvänd beslutsstruktur, där valet av bostadsområde är betingat av val av upplåtelseform, ger teoretiskt rimligare resultat än den tidigare förutsatta beslutsstrukturen. En modell där valet av upplåtelseform är betingat av valet av bostadsområde ger en koefficient för inclusive value som signifikant ligger utanför enhetsintervallet, medan den omvända beslutsstrukturen ger en koefficient som inte signifikant skiljer sig från noll. Detta betyder att valet av upplåtelseform endast beror på dess attribut.

För yngre hushåll uppskattas valet av upplåtelseform vara avsevärt mindre priskänsligt jämfört med övriga typer av hushåll. Detta resultat bör tolkas med viss försiktighet. Hittills har vi inte tagit hänsyn till att ett val av egnahem eller bostadsrätt förutsätter att hushållet bidrar med en egen insats av visst belopp. Denna förutsättning innebär sannolikt en större begränsning av de yngre hushållens valmöjligheter, jämfört med andra hushåll. Oberoende av preferenser och inkomst har ofta ett yngre hushåll inte den ekonomiska ställning som fordras för att köpa en bostadsrättslägenhet, eller ett egnahem. Om denna restriktion gäller, följer naturligtvis att modellen inte är tillämpbar.

6 AVSLUTANDE KOMMENTARER

I den moderna bostadsforskningen har man alltmer utgått från att efterfrågan bestäms av hushållens diskreta konsumtionsbeslut, där alternativen skiljer sig åt med avseende på en mängd olika attribut. I denna rapport har detta synsätt tillämpats i form av en modell för hushållens boendeval där även fritidsboendet har inkluderats som en del av konsumtionsbeslutet.

Resultaten antyder att val av fritidshus beror på permanentbostadens upplåtelseform och lokalisering, att val av upplåtelseform hänger samman med familjens livscykel, med olika priskänslighet för hushållsgrupper med olika inkomstnivå, att områdesvalet är relaterat till socialgruppstillhörighet och att områdetsvalet påverkas av attributen för olika upplåtelseformer.

Även om modellen ger teoretiskt rimliga resultat skall den främst ses som ett förenklat exempel på logitmodellens användbarhet. Samtidigt som man i detta speciella fall kan ifrågasätta både de antaganden som modellen vilar på och de data som utnyttjas har logitmodellen sådana allmänna egenskaper som gör den mycket lämpad för fortsatta analyser av hushållens bostadsefterfrågan.

För att ge en rimligare bild av hushållens faktiska beslutssituation bör man sträva efter att i fortsatta analyser utnyttja data för hushållens rörlighet på bostadsmarknaden. Vidare bör naturligtvis den svenska bostadsmarknadens institutionella struktur, med dess blandning av reglering och fria marknader, behandlas explicit i modellen. En modell med sådana ambitioner presenteras i en färsk BFR-rapport, Anas m fl (1987). Modellen är ännu en prototyp men kan gradvis utvidgas och förfinas och därigenom bli ett mycket intressant verktyg för analyser av den svenska bostadsmarknaden, framför allt vad gäller effekter av olika institutionella förändringar.

LITTERATUR

Algers S., S. Widlert (1987a) **Trafikplanering med logitmodeller, Sammanfattning av svenska erfarenheter.** Stockholm: Byggforskningsrådet, Rapport R29:1987.

Algers S., J. Colliander, S. Widlert (1987b) **Logitmodellens användbarhet och generaliserbarhet.** Stockholm: Byggforskningsrådet, Rapport R30:1987.

Anas, A. (1982) **Residential Location Markets and Urban Transportation.** New York: Academic Press.

Anas, A., G. Cars, J. R. Cho, B. Hårsman, U. Jirlow, F. Snickars (1987), **The Economics of Regulated Housing Markets - Policy Perspectives and Modeling Methods.** Stockholm: Byggforskningsrådet (publiceras i Document-serien).

Bergensträhle, S. (1983) **Vad är viktigt för hyresgästerna? Enkätundersökning våren 1983 i Stockholm, Göteborg och Malmö.** Stockholm: Byggforskningsrådet, Rapport R140:1983.

Bergensträhle, S. (1984), **Bruksvärdering och hyressättning i Stockholm, Göteborg och Malmö.** Stockholm: Byggforskningsrådet, Rapport R162:1984.

Brownstone, D., P. Englund and M. Persson (1985) "Effects of the Swedish 1983-85 Tax Reform on the Demand for Owner-occupied Housing: A Microsimulation approach", **Scandinavian Journal of Economics** vol 87:625-646.

Cassel, E och R. Mendelsohn (1985) "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment", **Journal of Urban Economics**, vol 18:135-142.

Clark, W. A. V and J. L. Onaka (1985) "An Empirical Test of a Joint Model of Residential Mobility and Housing Choice", **Environment and Planning** vol 17:915-90.

Friedman, J (1981) "A Conditional Logit Model of the Role of Local Public Services in Residential Choice", **Urban Studies** vol 18:347-358.

Follain, J. R och E. Jimenez (1985) "Estimating the Demand for Housing Characteristics: A Survey and Critique", **Regional Science and Urban Economics** vol 15:77-107.

Gillingham, R. and R. Hagemann (1983) "Cross-sectional Estimation of a Model of Tenure Choice and Housing Services Demand", **Journal of Urban Economics** vol 14:16-39.

Goodman, A. C and M. Kawai (1984) "Functional Form and Rental Housing Market Analysis", **Urban Studies** vol 21:367-376.

Hårsman, B (1981) **Housing demand models and housing market models for regional and local planning.** Stockholm: Swedish Council for Building Research Document D13:1981.

Judge, G. G et al (1980). **The Theory and Practice of Econometrics.** New York: Wiley.

Kendig, H. L (1984). "Housing Careers, Life Cycle and Residential Mobility: Implications for the Housing Market", **Urban Studies**, vol 21:271-283.

King, M. A. (1980) "An Econometric Model of Tenure Choice and Demand for Housing as a Joint Decision". **Journal of Public Economics** vol 14:137-159.

Lancaster, K. J (1966), "A New Approach to Consumer Theory", **Journal of Political Economy** vol 74:132-157.

- (1971) **Consumer Demand, a new approach**. New York: Columbia University Press.

Lerman, S. R (1977) "Location, Housing, Automobile Ownership, and the Mode to Work: A Joint Choice Model", **Transportation Research Board Record** 610:6-11.

Lundqvist, L., L-G. Mattsson, E. A Eriksson (1985) **Samhällsplanering och energi**. Stockholm: Byggnadsforskningsrådet, Rapport R137:1985.

McFadden, D. (1974) "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", pp. 105-142 in Zarembka, P (ed.), **Frontiers in Econometrics**. New York: Academic Press.

- (1978) "Modelling the Choice of Residential Location"; pp. 75-96 in Karlqvist, A. et al (eds.), **Spatial Interaction Theory and Planning Models**. Amsterdam: North-Holland.

- (1981) "Econometric Models of Probabilistic choice", pp. 198-272 in Manski, C. F and D. McFadden (eds.), **Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications**. Cambridge, Mass. and London: MIT Press.

Menchik, M. (1972) "Residential environmental preferences and choice: empirically validating preference measures", **Environmental and Planning** vol 4:445-458.

Quigley, J. M (1985) "Consumer Choice of Dwelling, Neighborhood and Public Services", **Regional Science and Urban Economics** vol 15:41-63.

Quigley, J. M and D. H. Weinberg (1977) "Intra Urban Residential Mobility: A Review and Synthesis", **International Regional Science Review** vol 2:41-65.

Rosen, H. S. (1979) "Housing decisions and the U.S. Income tax", **Journal of Public Economics** vol 11:1.23.

Rosen, S (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", **Journal of Political Economy** vol 82:34-55.

Wigren, R. (1984) **Småhuspriserna i Sverige. Betydelsen av egenskaper hos hus, tomt och omgivning för skillnader i marknadspriser**. Gävle: Statens Institut för Byggnadsforskning (Arbetsrapport).

Bostadsdepartementet (1981) **Priser och omsättning på bostadsrättslägenheter**. Ds Bo 1981:2.



**Denna rapport hänför sig till forskningsanslag 840559-5
från Statens råd för byggnadsforskning till Regionplane-
kontoret, Stockholms läns landsting, Stockholm.**

R102: 1987

ISBN 91-540-4804-4

Statens råd för byggnadsforskning, Stockholm

Art.nr: 6707102

**Abonnemangsgrupp:
X. Samhällsplanering**

**Distribution:
Svensk Byggtjänst, Box 7853
103 99 Stockholm**

Cirka pris: 33 kr exkl moms