

Göran Eriksson & Gunnar Du Rietz

**Bostadsefterfrågans
bestämningfaktorer**



Industriens Utredningsinstitut
Ekonomiska Forskningsinstitutet
vid Handelshögskolan i Stockholm

EFI

**Bostadsefterfrågans
bestämningsfaktorer**

Ekonomiska Forskningsinstitutet

vid Handelshögskolan i Stockholm
Sveavägen 65, Box 6501, 113 83 Stockholm

Syfte, verksamhet och organisation

Ekonomiska Forskningsinstitutet, EFI, är en vetenskaplig forskningsinstitution vid Handelshögskolan i Stockholm. Dess uppgift är att bedriva teoretisk och empirisk forskning inom företagsekonomins och samhällsekonomins olika områden och i samband därmed ge avancerad utbildning. Institutet arbetar helt oberoende av politiska och ekonomiska gruppintressen. Dess rent vetenskapliga inriktning har alltid varit bestämmande för valet av utredningsuppgifter samt sättet att utföra och publicera dem.

Institutets styrelse består av professorerna Sven-Erik Johansson, ordförande, Erik Dahmén, T. Paulsson Frenckner, Folke Kristensson, Assar Lindbeck, Erik Lundberg, Knut Rodhe, adjungerad, Erik Ruist, Thomas Thorburn, Gunnar Westerlund, Karl-Erik Wärneryd samt laborator Staffan Persson, adjungerad.

Institutets chef är professor Karl-Erik Wärneryd.

Forskningssektioner:

- A. Personaladministration och företagsorganisation
- B. Redovisning och finansiering
- C. Kostnadsintäktsanalys och administrativ ekonomi
- D. Distributionsekonomi, strukturekonomi och marknadspolitik
- F. Förvaltningspolitik
- P. Ekonomisk psykologi
- S. Samhällsekonomi

Sektionschefer:

- Professor Gunnar Westerlund
- Professor Sven-Erik Johansson
- Professor T. Paulsson Frenckner
- Professor Folke Kristensson
- Professor Thomas Thorburn
- Professor Karl-Erik Wärneryd
- Professor Assar Lindbeck

Industriens Utredningsinstitut – Ekonomiska
Forskningsinstitutet

G. Eriksson & G. Du Rietz

Bostadsefterfrågans bestämningfaktorer

With a summary in English:
Factors determining the demand
for housing

Almqvist & Wiksell, Stockholm

© 1969 Industriens Utredningsinstitut

Printed in Sweden by Almqvist & Wiksells Boktryckeri AB, Uppsala 1969

Innehållsförteckning

FÖRORD	11
KAPITEL 1. INLEDNING	13
1. Bakgrunden	13
2. Grundläggande hypoteser beträffande bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer	14
3. Syftet och grundmaterialet	15
4. Metodproblem vid analys av bostadsefterfrågesamband	17
5. Mätning av överskottsefterfrågan på bostäder	23
6. Undersökningens uppläggning	24
KAPITEL 2. BOSTADSMARKNADEN	26
1. Förvärvssätt och genomsnittlig boendetid	26
2. Icke tillfredsställd efterfrågan på bostäder	30
3. Det hypotetiska hyresgapet	36
4. Uppskattning av utrymmesefterfrågans priselasticitet	39
KAPITEL 3. INTRODUKTION TILL HUSHÅLLETS BOSTADSEFTERFRÅGAN OCH DESS BESTÄMNINGSFAKTORER	41
1. Utrymmesefterfrågans bestämningsfaktorer	41
2. Utgiftsefterfrågans bestämningsfaktorer	47
3. Bostadsefterfrågans inkomstelasticitet beräknad på inkomst efter skatt	51
KAPITEL 4. HUSHÅLLETS BOSTADSEFTERFRÅGAN	54
1. Variablerna	55
2. Olika grupperingar av materialet	58
3. Funktionsform och beräkningsmetod	60
4. Resultaten	62
KAPITEL 5. EFTERFRÅGAN PÅ ANTAL LÄGENHETER	74
1. Datamaterialet	74
2. Variablerna	75
3. Grupperingar av materialet	77
4. Resultaten	79

KAPITEL 6.	TOTALA BOSTADSEFTERFRÅGAN	85
1.	Modell för bestämning av totala bostadsefterfrågan	85
2.	Elasticiteter för totala bostadsefterfrågan	89
3.	Resultaten	90
KAPITEL 7.	BOSTADSEFTERFRÅGANS ELASTICITET MED AVSEENDE PÅ DEN PERMANENTA INKOMSTEN	94
1.	Hypotesen om den permanenta inkomsten	95
2.	Metoden med direkt och omvänd regression	96
3.	Grupperingsmetoden	98
4.	Bostadsefterfrågans inkomstelasticitet mot bakgrund av den faktiska utvecklingen 1939-65	103
5.	Sammanfattning	107
KAPITEL 8.	SAMMANFATTNING AV RESULTATEN OCH JÄMFÖRELSE	110
1.	Sammanfattning av regressionsanalysens resultat	110
2.	Jämförelser med tidigare undersökningar	119
APPENDIX 1.	GRUNDMATERIALET OCH DESS BEGRÄNSNINGAR	126
APPENDIX 2.	RESULTAT FRÅN REGRESSIONSANALYSEN	141
SUMMARY		161
LIST OF DIAGRAMS		171
LIST OF TABLES		171
LITTERATUR		172

Förteckning över diagram

- 3: 1. Det genomsnittligt önskade utrymmet i kvadratmeter 42, 43
- 3: 2. Priselasticiteter för hushåll i olika inkomstklasser och med lägenheter av olika kvalitet 46

Förteckning över tabeller

- 2: 1. Förvärvssättens procentandelar efter regiontyp och bostadsförståndarens inflyttningsår 28
- 2: 2. Förvärvssättens procentandelar efter husets byggnadsår 29
- 2: 3. Genomsnittliga boendetider. Hyres- och bostadsrättslägenheter 30
- 2: 4. Överskottsefterfrågan för hushållen indelade i kvalitetsklasser 31

- 2: 5. Överskottsefterfrågan för hushållen indelade i utrymmesgrupper 32
- 2: 6. Den antalsmässiga överskottsefterfrågan och »totala» överskottsefterfrågan för hushållen i storstadsregionerna och övriga riket 35
- 2: 7. Hyresgap för hushållen i var och en av de 9 kvalitetsklasserna 37
- 2: 8. Hyresgap för hushållen i var och en av de 7 utrymmesgrupperna 38
- 3: 1. Det genomsnittligt önskade utrymmet i kvadratmeter 42
- 3: 2. Det genomsnittligt önskade bostadsutrymmet i kvadratmeter samt inkomstelasticiteter för olika civilståndsggrupper 44
- 3: 3. Det genomsnittligt önskade bostadsutrymmet samt inkomstelasticiteter för olika åldersgrupper 45
- 3: 4. Den genomsnittligt önskade bostadsutgiften i kronor per år samt bostadskostnadsprocent 48
- 3: 5. Den genomsnittligt önskade bostadsutgiften i kronor per år samt inkomstelasticiteter för olika civilståndsggrupper 49
- 3: 6. Den genomsnittligt önskade bostadsutgiften i kronor per år samt inkomstelasticiteter för olika köns- och åldersgrupper 50
- 3: 7. Till statlig skatt taxerade inkomster och nettoinkomster för olika civilståndsggrupper 51
- 3: 8. Elasticiteter med avseende på inkomsten före och efter statlig skatt för olika civilståndsggrupper 52
- 4: 1. Regressionskoefficienter för faktisk och önskad utrymmesefterfrågan per hushåll. Potensfunktioner 63
- 4: 2. Regressionskoefficienter för önskad utrymmesefterfrågan. Potensfunktioner 67
- 4: 3. Regressionskoefficienter för hushållets faktiska och önskade utgiftsefterfrågan. Potensfunktioner 69
- 4: 4. Regressionskoefficienter för önskad utgiftsefterfrågan. Potensfunktioner 70
- 4: 5. Regressionskoefficienter för kvalitetsefterfrågan. Potensfunktioner 72
- 5: 1. Regressionskoefficienter, elasticiteter och intercept för antalsefterfrågan. Linjära funktioner och potensfunktioner. Individdata och hushållskvotsdata 80
- 5: 2. Regressionskoefficienter, elasticiteter och intercept för antalsefterfrågan inom olika civilstånds- och könsgrupper. Enbart potensfunktioner 82
- 5: 3. Inkomstelasticiteter för antalsefterfrågan i olika ålders- och könsgrupper 83

- 6: 1. Beräknade elasticiteter för faktisk och önskad utrymmesefterfrågan 90
- 6: 2. Beräknade elasticiteter för faktisk och önskad utgiftsefterfrågan 92
- 6: 3. Beräknade elasticiteter för kvalitetsefterfrågan 92
- 7: 1. Inkomstelasticiteter för hushållets utrymmes- och utgiftsefterfrågan 97
- 7: 2. Inkomst-, ålders- och antalselasticiteter beräknade på grundval av variabelgenomsnitt från olika kvalitetsklasser 100
- 7: 3. Inkomst- och ålderselasticiteter beräknade på grundval av variabelgenomsnitt från nio olika kvalitetsklasser 101
- 8: 1. Elasticiteter till pris-, inkomst-, antals- och åldersvariabler 112
- 8: 2. Inkomstelasticiteter beräknade med tvärsnittsdata och faktiska inkomster 120
- 8: 3. Pris- och inkomstelasticiteter beräknade på grundval av tidsserie-data och på grundval av tvärsnittsdata med inkomstmått av permanent karaktär 121

Förteckning över tabeller i appendix 2

- 1. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-9. Hela riket 143
- 2. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-9. Storstadsregionerna 143
- 3. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-9. Övriga riket 143
- 4. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-8. Hushåll med ogift manlig bostadsföreståndare 144
- 5. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-8. Hushåll med ogift kvinnlig bostadsföreståndare 144
- 6. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-8. Hushåll med gift person som bostadsföreståndare 145
- 7. Utrymmesefterfrågans koefficientvärden. Hela riket 145
- 8. Utrymmesefterfrågans koefficientvärden. Storstadsregionerna 146
- 9. Utrymmesefterfrågans koefficientvärden. Övriga riket 146
- 10. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hela riket 147
- 11. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Storstadsregionerna 147
- 12. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Övriga riket 147

13. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hushåll med ogift manlig bostadsföreståndare 148
14. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hushåll med ogift kvinnlig bostadsföreståndare 148
15. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hushåll med gift person som bostadsföreståndare 149
16. Kvalitetsefterfrågans koefficientvärden. Hela riket 149
17. Kvalitetsefterfrågans koefficientvärden. Storstadsregionerna 149
18. Kvalitetsefterfrågans koefficientvärden. Övriga riket 149
19. Koefficientvärden för antalsefterfrågan inom olika civilstånds- och könsggrupper. Linjära funktioner 150
20. Inkomstelasticiteter för antalsefterfrågan i olika ålders- och könsggrupper 150
21. Inkomstelasticiteter för en-personshushåll och gifta två-personshushåll och för samtliga hushåll med ogift man, ogift kvinna eller gift person som bostadsföreståndare 152
22. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Hela riket 153
23. Utgiftsefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Hela riket 154
24. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Storstadsregionerna 154
25. Utgiftsefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Storstadsregionerna 155
26. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Övriga riket 155
27. Utgiftsefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Övriga riket 156
28. Hushåll med ogift man som bostadsföreståndare 157
29. Hushåll med ogift kvinna som bostadsföreståndare 158
30. Hushåll med gift bostadsföreståndare 159
31. Genomsnittliga inkomstelasticiteter för hushållen i de olika storleksklasserna 160

Förord

Omfattningen och inriktningen av efterfrågan på bostäder i vårt land har under hela efterkrigstiden varit föremål för en intensiv debatt både bland politiker och ekonomer. Detta sammanhänger framför allt med de brist- och köproblemer som föreligger. Förklaringarna till varför dessa förhållanden uppkommit har varit många. Oklarhet har särskilt föreligger om vilken betydelse inkomst- och prisförändringar har på bostadsefterfrågan. I föreliggande studie har syftet varit att på grundval av ett nyinsamlat material kvantitativt uppskatta den inverkan förändringar i inkomster, hyror och olika demografiska förhållanden har på hushållens efterfrågan på bostadsutrymme, bostadskvalitet och bostadsvolym. Dessutom redovisas i undersökningen resultaten från vissa specialstudier beträffande omfattningen av överefterfrågan på bostäder (bostadsbristen) och de hyreshöjningar som skulle vara nödvändiga för att eliminera denna överefterfrågan.

Undersökningen har utförts i samarbete mellan Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm och Industriens Utredningsinstitut. Utredningsmän har därvid varit civilekonom Gunnar Du Rietz, EFI, och fil. kand. Göran Eriksson, IUI. Tillkomsten av undersökningen har skett på initiativ av professorerna Ragnar Bentzel, Uppsala Universitet och Assar Lindbeck, Handelshögskolan i Stockholm, vilka också bidragit med många värdefulla råd och synpunkter under arbetets gång. Professor Erik Ruist, Handelshögskolan i Stockholm, har även varit författarna behjälplig med synpunkter och kommentarer.

Arbetsfördelningen mellan författarna har varit sådan att Gunnar Du Rietz svarat för skrivningen av kapitlen 3 och 7, Göran Eriksson för kapitlen 2 och 6. Kapitlen 1, 4, 5 och 8 har utarbetats av de båda författarna gemensamt.

Materialet till undersökningen grundas på uppgifter från drygt 3 100 hushåll boende i hyreslägenheter. Det har erhållits genom en intervjuundersökning som statistiska centralbyrån utfört i samband med 1965 års folk- och bostadsräkning. Finansiellt bidrag till utredningen har lämnats av Statens Råd för Byggnadsforskning, Svenska Handels-

bankens stiftelse för samhällsvetenskaplig forskning, Statskontoret samt Statens Råd för Samhällsforskning. Till alla de nämnda institutionerna vill vi framföra ett varmt tack.

Stockholm i mars 1969

Lars Nabseth
IUI

Karl-Erik Wärneryd
EFI

KAPITEL 1

Inledning

1. Bakgrunden

Föreliggande undersökning syftar till att diskutera de faktorer som är bestämmande för efterfrågan på bostäder. Genom bl. a. den starkt ökade omfattning som fysisk planering av regioner och stadsbildningar fått under senare tid har det blivit allt mer angeläget att kunna göra prognoser över bostadsbehovet. Särskilt viktigt att i förhand kunna bedöma är det framtida bostadsbehovet uttryckt i antal lägenheter samt lägenheternas utrymmesstorlek och geografiska fördelning. Jämfört med bostädernas antal, storlek och geografiska belägenhet är deras kvalitet lättare att i efterhand anpassa.

En analys av bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer har i Sverige också speciellt intresse mot bakgrund av den existerande överefterfrågan på bostäder. En av anledningarna till att myndigheterna misslyckats med att avskaffa den s. k. bostadsbristen synes vara att man från politiskt håll länge uppfattat den mer som ett demografiskt betingat problem än som ett problem sammanhängande med ekonomiska faktorer. Bostadsproduktionen har inte ansetts tillräcklig för att motsvara ökningen av bostadsefterfrågan, orsakad av befolkningsökning, befolkningsomflyttningar, förändring av befolkningens ålders- och civilståndsfördelning m. m. Medan det stått klart att en del av efterfrågeökningen på bostäder också härstammat från ökade inkomster har oklarhet rått — och råder fortfarande — om hur mycket bostadsefterfrågan påverkas av en given ökning av inkomsten. Åsikten att bostadsbristen till stor del beror på att de reglerade hyrorna ligger under jämviktsnivåerna på marknaden vann på allvar insteg i debatten först i början av 1960-talet.¹ Att man tidigare inte tillräckligt beaktat möjligheten att de reglerade hyrorna kunde vara ansvariga för överskottsefterfrågan på bostäder kan delvis ha berott på att vissa undersökningar i USA och Sverige antydde att bostadsefterfrågans priskänslighet var mycket låg. Nyare erfarenheter har emellertid givit vid handen att bostadsefterfrågan sannolikt reagerar betydligt kraftigare på prisförändringar. I denna undersökning har vi därför ansett det speciellt angeläget att söka utröna hur inkomsten och priset inverkar på bostadsefterfrågan.

¹ Se t. ex. R. Bentzel, A. Lindbeck & I. Ståhl, *Bostadsbristen*, IUI, Uppsala 1963.

2. Grundläggande hypoteser beträffande bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer

I grundmaterialet till föreliggande utredning ingår hyreslägenheter men ej bostadsrättslägenheter eller egna hem.² De senare bostadstyperna har uteslutits på grund av svårigheterna att definiera bostadskostnaderna. Olika efterfrågesamband kan gälla för hyreslägenheter och för samtliga bostadstyper. Möjligt är t.ex. att en ökning av inkomsterna för hushåll i de lägre inkomstskikten främst medför ökad efterfrågan på hyreslägenheter medan en inkomstökning för hushåll i höga inkomstskikt i första hand resulterar i ökad efterfrågan på egna hem. De samband vi uppskattar för efterfrågan på hyreslägenheter kan därför avvika från de samband som gäller för efterfrågan på samtliga bostadstyper. (Vi återkommer till denna fråga när vi diskuterar resultaten i kapitel 4 och 5.) För en given typ av bostäder kan efterfrågan vidare indelas i två huvudkomponenter: efterfrågan på antalet bostäder och på bostadsvolymen. Den senare kan sedan indelas på yta och kvalitet (utrustningsstandard).

Vår grundhypotes är att efterfrågan på såväl antalet bostäder som på totala volymen, utrymmet och kvaliteten ökar med stigande inkomst och sjunkande pris (kvadratmetershyra). Inkomst- och priskänsligheten antas vara större för volymefterfrågan än för endera av utrymmesefterfrågan och kvalitetsefterfrågan, eftersom bostadsvolymen är uttryck både för utrymmet och kvaliteten. Vidare torde antalsefterfrågans pris- och inkomstkänslighet variera kraftigt mellan olika ålders- och civilståndsgupper. Inkomst- och prisändringar bör t. ex. knappast påverka antalet efterfrågade bostäder för gifta personer men däremot i hög grad påverka antalsefterfrågan för yngre ogifta personer. Hur inkomsterna fördelas på olika personkategorier synes också ha betydelse för bostadsefterfrågans inriktning. En inkomstökning för inneboende och vuxna barn väntar man sig t. ex. mest påverka antalet efterfrågade lägenheter, medan en inkomstökning för bostadsföreståndaren och hans maka främst påverkar utrymmes-, kvalitets- och volymefterfrågan för det existerande hushållet.

De demografiska faktorernas inverkan på bostadsefterfrågan är svårare att a priori bedöma. En ökning av hushållsstorleken kan dock förmodas öka hushållets utrymmesefterfrågan. Däremot är hushållsstorleken inverkan på kvalitets- och volymefterfrågan mer oklar. Vidare torde ökad genomsnittsålder hos befolkningen och ökad giftermålsfre-

² Studien av förvärvssätten på bostadsmarknaden grundas dock på samtliga bostadstyper (se avsnitt 1, kapitel 2).

kvens resultera i ökad antalsefterfrågan. En ökning av folkmängden (vid given totalinkomst) väntar man sig öka efterfrågan på antalet lägenheter och efterfrågan på bostadsutrymme. Resultaten av tidigare svenska bostadsundersökningar antyder slutligen att en ökning av andelen kvinnor medför en ökning av antalet efterfrågade bostäder och i någon mån även av utrymmes- och volymefterfrågan i genomsnitt för det enskilda hushållet.

3. Syftet och grundmaterialet

Huvudsyftet med denna undersökning är att kvantitativt söka uppskatta hur olika ekonomiska och demografiska faktorer påverkar bostadskonsumtionen. Därutöver kommer med utnyttjande av grundmaterialet vissa specialstudier att utföras, såsom en beskrivning av förvärvssätten på bostadsmarknaden, en analys av bostadsbristens omfattning och av storleken på de hyreshöjningar som behövs för att skapa jämvikt på bostadsmarknaden.

Analysen av bostadskonsumtionens bestämningsfaktorer lägger huvudvikten vid sambanden mellan hushållets bostadsefterfrågan och dess bestämningsfaktorer. Särskilda beräkningar görs därvid för hushållets efterfrågan på bostadsutrymme, bostadskvalitet och bostadsutgift. Vidare analyseras antalet efterfrågade lägenheter. Slutligen görs beräkningar på hur totala bostadsefterfrågan påverkas av ekonomiska och demografiska faktorer.

Tidigare undersökningar på bostadsområdet i Sverige har mestadels sysslat med att kartlägga den faktiska bostadskonsumtionens omfattning och sammansättning,³ andra har haft till syfte att uppställa bostadssociala mål och anvisa olika medel för att uppfylla dessa mål.⁴ Endast ett fåtal undersökningar har tagit upp frågan om hur bostadsefterfrågan påverkas av ekonomiska och demografiska faktorer.⁵ Skillnaderna mellan föreliggande studie och dessa tidigare undersökningar är i huvudsak följande:

a) Tidigare undersökningar i Sverige har använt sig av det faktiska bo-

³ Se t. ex. R. Johansson, Bostadsförhållanden och bostadsönskemål i tre regioner, Konsumtionsmönster på bostadsmarknaden, *SOU* 1964:3 och B. Johansson & L. Borgnäs, *Bostäder och boendeförhållanden i Sverige 1945-60*, IUI, Lund 1967.

⁴ Se t. ex. Bostadssociala utredningens betänkanden, *SOU* 1945:63 och *SOU* 1947:26 samt Höjd bostadsstandard, *SOU* 1965:32.

⁵ S. Rydorff, *Bostadsefterfrågan med hänsyn till hushållens inkomster och sammansättning*, IUI, Stockholm 1955, R. Bentzel m. fl., *Den privata konsumtionen i Sverige 1931-65*, kapitel 5, IUI, Uppsala 1957, P. Holm, Bostadsmarknaden i ett expanderande samhälle, Konsumtionsmönster på bostadsmarknaden, *SOU* 1964:3.

stadsbeståndet som uttryck för efterfrågad bostadsmängd.⁶ På grund av att bostadsmarknaden varit reglerad i över 25 års tid, är den faktiska bostadskonsumtionen sannolikt ett dåligt mått på hushållens verkliga bostadsefterfrågan. Därför tillfogades i de intervjuformulär som denna undersökning baseras på frågor om önskat bostadsutrymme vid rådande kvadratmetershyra samt om den kvadratmetershyra vid vilken hushållens önskade bostadsutrymme var lika med deras faktiska bostadsutrymme. Uppgifterna om önskat utrymme ligger till grund dels för beräkningarna av efterfrågesambanden, dels för försöken att beräkna bostadsbristens storlek.

b) Försök att beräkna priselasticiteter för bostadsefterfrågan synes i Sverige tidigare endast ha gjorts av Bentzel.^{7, 8} Då beräkningarna grundade sig på ett litet antal observationer och då dessutom de förklarande variablerna var starkt korrelerade med varandra, var emellertid dessa elasticitetsuppskattningar mycket osäkra. I denna undersökning söker vi fastställa sambandet mellan pris (kvadratmetershyra) och bostadsefterfrågan på grundval av uppgifter från varje hushåll i ett tvärsnittsmaterial avseende icke tillfredsställd efterfrågan på bostadsutrymme och den hyreshöjning som är nödvändig för att eliminera denna icke tillfredsställda efterfrågan. Dessutom beräknas priselasticiteter för bostadsefterfrågan genom regressionsanalys på grundval av data från varje hushåll med utnyttjande av hyressplittringen.

c) Tidigare svenska undersökningar av bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer har i allmänhet gått till väga så att inkomstelasticiteter beräknats med enkel regression för olika demografiska skikt av befolkningen, såsom gifta samboende med olika antal barn, ogifta och tidigare gifta manliga respektive kvinnliga bostadsföreståndare. I föreliggande undersökning används en ansats med flervariabelregression. Med denna ansats beräknar vi partiella elasticiteter för upp till sju olika demografiska och ekonomiska förklaringsvariabler samtidigt. Beräkningar på skiktat material görs dock också för bl. a. olika regioner, lägenheter med olika utrustnings- och utrymmesstandard samt olika hushållstyper.

d) Med hjälp av olika metoder har vi gjort försök att estimerar elasticiteter för bostadsefterfrågan med avseende på hushållens långsiktigt för-

⁶ Ett undantag härifrån är Bentzels försök att korrigera det faktiska antalet lägenheter med uppgifter från bostadsförmedlingarna om antalet bostadssökande.

⁷ R. Bentzel m. fl., a. a. kapitel 5.

⁸ Med priselasticitet menas den procentuella förändring av bostadsefterfrågan som följer av en procents förändring av dess pris, med inkomstelasticitet den procentuella förändring som följer av en procents förändring av inkomsten.

väntade, s. k. permanenta inkomster. Dessa speciella beräkningar har motiverats av att elasticiteter som estimeras mellan bostadsefterfrågan och hushållens faktiska inkomster tenderar att underskatta inkomstens långsiktiga inverkan på bostadsefterfrågan.

e) Något försök att analysera bostadsefterfrågan per person med tvärsnittsmaterial förefaller inte tidigare ha utförts i Sverige. Vi har i denna studie sökt uppskatta personsamband med utgångspunkt från regressionskvationer för hushållets bostads- och antalsefterfrågan.

Grundmaterialet till föreliggande undersökning har erhållits genom en intervjuundersökning av hushållens bostadskostnader som statistiska centralbyrån utförde i anslutning till 1965 års folk- och bostadsräkning. Statistiska centralbyråns urval av hushåll var slumpmässigt draget och omfattade ungefär 8 400 hushåll. Från detta urval bortföll av olika orsaker ca 2 300 hushåll och vi uteslöt sedan alla hushåll boende i egna hem och bostadsrättslägenheter, därför att de uppgivna bostadskostnaderna för dessa hushåll inte på ett tillfredsställande sätt ansetts återspegla de verkliga kostnaderna för bostadskonsumtionen. Våra beräkningar gäller således endast hushåll boende i hyreslägenheter, vilka utgjorde ca 60 % av lägenheterna i statistiska centralbyråns urval. Vidare har vi vid granskning av datamaterialet uteslutit vissa hushåll på grund av fel i datamaterialet och orimliga uppgifter på vissa frågor. Det slutliga urvalet till denna undersökning består av 3 119 hushåll. (En mera detaljerad redogörelse för urvalet och bortfallet av hushåll ges i appendix 1, avsnitt 2.1 och 2.2.)

4. Metodproblem vid analys av bostadsefterfrågesamband

Bostädernas heterogenitet och långa livslängd, hushållssprängningen samt hyresregleringen vållar särskilda problem vid analys av bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer. Det förhållandet att det tillgängliga statistiska materialet gäller ett enda år innebär vidare speciella svårigheter för en undersökning av bostadsefterfrågans pris- och inkomst-känslighet. I det följande redogörs för hur dessa problem angripits.

4.1 Särdrag hos bostadsefterfrågan

På grund av bostädernas heterogenitet är det ej tillräckligt att studera hur efterfrågan på antalet bostäder varierar. För att väga ihop heterogena produkter kan man antingen söka konstruera ett gemensamt fysiskt volymmått för bostadsefterfrågan eller också ta fasta på vissa viktiga

karaktistika som de olika bostäderna har gemensamt och studera dessa var för sig eller slutligen uttrycka bostadsefterfrågan med ett värdemått, såsom bostadsutgiften. I denna undersökning mäts här bostadsefterfrågan dels med utrymmet, kvaliteten och utgiften, dels med antalet bostäder. Att vi inte valt det första alternativet, dvs. att söka konstruera ett gemensamt fysiskt mått på bostadsefterfrågan, beror på att det syntts ogörligt att på ett tillfredsställande sätt väga samman de två komponenterna utrymme och kvalitet.

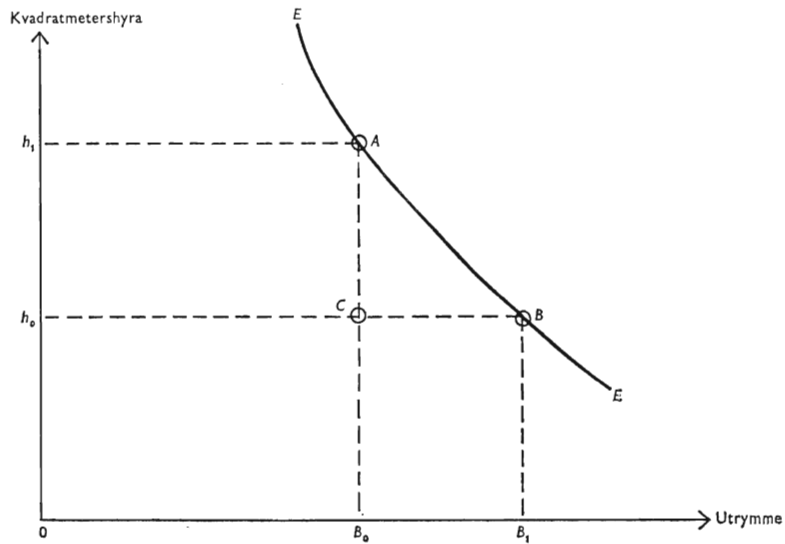
Bostäderna har normalt lång livslängd. Därför kommer vi att studera efterfrågan på de tjänster som bostäderna levererar under en begränsad period, ett år. Det mått vi använder på bostadsutgiften avser följaktligen utgiften för de tjänster bostaden levererar under ett år. En följd av bostädernas långa livslängd är, att nyproduktionen är relativt obetydlig i förhållande till totala beståndet. Även måttliga fluktuationer i efterfrågan kräver avsevärda förändringar av nyproduktionen. Utbudet av bostäder hinner därför endast med betydande eftersläpning anpassa sig till förändringar i efterfrågan. Detta har betydelse för undersökningar av bostadsefterfrågan även på en oreglerad bostadsmarknad genom att den faktiska bostadskonsumtionen tenderar att avvika från den önskade, speciellt inom starkt expansiva tätortsområden.⁹

Bostadsefterfrågan uppvisar också en betydande trögrörlighet. Denna synes främst bero på de flyttningkostnader som uppstår vid en förändring av hushållets bostadskonsumtion. Vidare synes bostadsefterfrågans trögrörlighet ha sin grund i imperfektioner på bostadsmarknaden, exempelvis i bristfällig information om vilka bostadsalternativ som finns. Den stora vikt bostadsutgiften har i hushållets budget medför sannolikt också, att hushållet nogga överväger ett beslut om att förändra sin bostadskonsumtion.

Vill man undvika missvisande undersökningsresultat bör man ta hänsyn till den bristande marknadsjämvikten. Vi har sökt göra detta genom att utfråga hushållen om deras önskade bostadsutrymme vid deras faktiska kvadratmetershyra samt om den kvadratmetershyra vid vilken hushållens önskade utrymme sammanfaller med deras faktiska utrymme (jämviktshyran). Utifrån uppgifterna om önskat utrymme har vi approxi-

⁹ Ett sätt att kringgå detta problem och komma åt den önskade bostadskonsumtionen har presenterats av R. Muth. Genom att anta att nyproduktionen av bostäder beror av differensen mellan önskad och faktisk konsumtion av bostäder multiplicerad med en konstant reaktionskoefficient har Muth konstruerat en regressionskvation med vilken han beräknat inkomst- och priselasticitetstal för det önskade reala husvärdet per capita. Se R. Muth, *The Demand for Non-Farm Housing*, i A. C. Harberger (ed.) *The Demand for Durable Goods*, Chicago 1960.

Figur 1: 1.



merat den önskade bostadsvolymen med önskad utgift (önskat utrymme multiplicerat med faktisk kvadratmetershyra).¹⁰ Vad vi menar med önskat utrymme vid faktisk hyra, jämviktshyra samt önskad utgift visas med figur 1:1 över utrymmesefterfrågan för ett typhushåll. B_0 betecknar hushållets faktiska utrymme, B_1 hushållets önskade utrymme vid den faktiska kvadratmetershyran h_0 . h_1 betecknar den kvadratmetershyran vid vilken hushållets faktiska utrymme är lika med dess önskade utrymme.

EE -kurvan markerar hushållets efterfrågekurva för bostadsutrymme. Punkten C visar hushållets faktiska utrymme vid den faktiska kvadratmetershyran. Punkterna B och A , som ligger på hushållets efterfrågekurva visar dess önskade utrymme vid den faktiska kvadratmetershyran respektive dess jämviktshyra vid faktiskt utrymme. Den önskade utgiften representeras i figuren av ytan h_0BB_10 .

Det centrala problemet är naturligtvis om uppgifterna om det önskade bostadsutrymmet och jämviktshyran verkligen uttrycker hushållens preferenser. Uppgifterna är baserade på frågor om hur hushållen skulle handla i en hypotetisk situation och har därför inte samma tillförlitlighet som om de varit grundade på faktiskt handlande. Vår strävan har na-

¹⁰ Att vi inte alternativt approximerat den önskade utgiften med det faktiska utrymmet multiplicerat med jämviktshyran beror på att vi tillmätt uppgifterna om önskat utrymme större tillförlitlighet än uppgifterna om jämviktshyra.

turligtvis varit att utforma frågorna så att svaren skall bli så tillförlitliga som möjligt (beträffande utformningen av dessa frågor se appendix 1, avsnitt 1.1 och 1.2). Det kan dock inte uteslutas att vissa systematiska fel uppkommit. Hushållen kan t. ex. ha angett för högt värde på önskat utrymme genom att de inte tillräckligt beaktat att ökad utrymmeskonsumtion kan kräva en inskränkning av konsumtionen av andra varor. Av samma skäl kan hushållen även ha angivit för högt värde på jämviktshyran. Om hushållen kalkylerat med flyttningsekostnader, har de troligen likaledes uppgivit en jämviktshyra som är högre än den kvadratmetershyra vid vilken det önskade utrymmet är lika med det faktiska utrymmet.¹¹

Vidare bör framhållas att bostadspreferenserna på en reglerad marknad kan ha påverkats av hyresregleringen. De speciella förhållanden som varit rådande under lång tid på den reglerade bostadsmarknaden i Sverige, de låga hyrorna, orörligheten etc., kan ha inverkat på hushållens preferenser och på giftermålsfrekvensen. En övergång till en fri bostadsmarknad kan därför komma att förändra preferenserna. De resultat i fråga om bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer som denna undersökning ger kan då bli missvisande för framtida prognoser på en fri bostadsmarknad.

En ytterligare orsak till bostadsefterfrågans trögrörlighet synes vara, att ju längre tid en person bebott en lägenhet, desto större värde brukar lägenheten få för honom genom bekantskapen med grannar, lokalkännedom på bostadsorten, val av arbetsplats i närheten av bostaden etc.

4.2 Hushållets bostadsefterfrågan, antalsefterfrågan och individens bostadsefterfrågan

På grund av stigande per capita-inkomst, ökande genomsnittsålder, sänkt giftermålsålder etc. tenderar efterfrågan på antalet lägenheter att öka även vid oförändrad befolkningsstorlek. När denna ökade antalsefterfrågan realiseras inträffar hushållsprängning varvid det genomsnittliga antalet medlemmar per hushåll minskar. Förändras den genomsnittliga hushållsstorleken inverkar detta på bostadsefterfrågan per

¹¹ Mätfel och bortfall i samband med svaren på de hypotetiska frågorna om önskat utrymme och jämviktshyra diskuteras mer utförligt i appendix 1, avsnitt 2 och 3. Det kan nämnas att knappt hälften av hushållen ansett sig nöjda med sin faktiska utrymmeskonsumtion vid den rådande (faktiska) kvadratmetershyran, dvs. uppgivit ett önskat utrymme lika med det faktiska. Mindre än 5 % av hushållen har uppgivit ett önskat utrymme mindre än det faktiska. Ett fåtal hushåll — vars uppgifter därför förkastats — har redovisat en *positiv* differens mellan önskat och faktiskt utrymme samtidigt med en *negativ* differens mellan jämviktshyra och faktisk hyra.

hushåll genom att antalet medlemmar per hushåll förändras, samt genom att hushållsinkomsten påverkas av det förändrade antalet medlemmar (inkomsttagare) per hushåll. Hushållsprängningen innebär följaktligen att bostadsefterfrågan och inkomsten per hushåll förändras över tiden på ett annat sätt än bostadsefterfrågan och inkomsten per capita. Man kan därför knappast analysera per capita-efterfrågans förändringar från samband som bara gäller per hushåll.

Vill man fastställa samband för individens bostadsefterfrågan är kanske det mest näraliggande sättet att direkt från det grundmaterial man har till förfogande söka estimeras dessa samband. Detta förfaringsätt fordrar emellertid att man kan hänföra olika delar av utrymmet och kvaliteten till olika hushållsmedlemmar. Vi har valt ett annat sätt genom att först beräkna samband för hushållets bostadsefterfrågan och antalsefterfrågan. Från de uppskattade sambanden för hushållets bostadsefterfrågan och antalsefterfrågan har därefter ett samband härletts för individens bostadsefterfrågan. Hur denna härledning tillgått redogörs för i kapitel 6.

4.3 *Bostadsefterfrågan på en reglerad marknad*

Kännetecknande för en reglerad bostadsmarknad är att marknadsjäm-vikt inte råder. Den bristande marknadsjämvikten innebär för många hushåll att deras önskade bostadskonsumtion avviker från deras faktiska bostadskonsumtion vid rådande kvadratmetershyra. Det är därför otillfredsställande att i undersökningar av hushållens bostadsefterfrågan som bygger på material från en reglerad marknad utgå från hushållens faktiska bostadskonsumtion vid rådande kvadratmetershyror. Av denna anledning har vi utgått från önskade värden på bostadsutrymmet och bostadsvolymen vid beräkningen av våra bostadsefterfrågesamband.

4.4 *Beräkning av inkomst- och priselasticiteter*

a) *Inkomstelasticiteten*

I kapitel 3, 4 och 5 har vi beräknat inkomstelasticiteter på grundval av observerad inkomst för enskilda hushåll. Bostadsefterfrågans trögrörlighet medför antagligen att denna i mindre grad påverkas av tillfälliga inkomster än av genomsnittligt förväntade inkomster, dvs. av vad vi benämner den permanenta inkomsten. Förekomsten av tillfälliga inkomster, okorrelerade med den permanenta inkomsten, gör att man tenderar att underskatta den permanenta inkomstens inflytande på bostadsefterfrågan om man använder observerad inkomst som förklaringsvariabel. Tidigare erfarenheter tyder på att denna underskattning blir

särskilt stor om beräkningarna grundar sig på tvärsnitt av observationer från enskilda hushåll.¹²

Enligt vår hypotes är det den permanenta inkomsten som är bestämmande för hushållens bostadskonsumtion. Frågan är hur man på basis av våra tvärsnittsdata skall kunna beräkna samband som uttrycker den permanenta inkomstens inverkan på hushållens bostadsefterfrågan. I syfte att söka estimeras sådana samband har vi använt olika i litteraturen diskuterade metoder. En redogörelse för metoderna och de resultat de har givit lämnas i kapitel 7.

b) Priselasticiteten

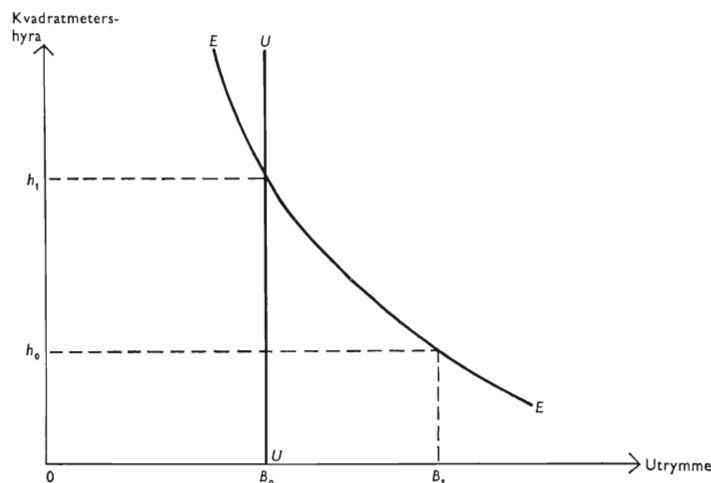
Priselastisiteter för hushållets utrymmesefterfrågan har beräknats på två olika sätt, dels med hjälp av de uppgifter hushållen lämnat om önskat utrymme och kvadratmetershyra vid vilken det önskade utrymmet är lika med det faktiska (jämviktshyran), dels med utnyttjande av hyressplittringen.

Hushållens uppgifter om önskat utrymme vid rådande kvadratmetershyra, utrymmet B_1 i figur 1:1 ovan, och om den kvadratmetershyra vid vilken önskat utrymme = faktiskt, h_1 i figuren, ger två punkter på efterfrågekurvan för utrymme. På grundval av dylika punkter för olika hushåll har utrymmesefterfrågans priselasticitet uppskattats. Resultaten av dessa beräkningar redovisas i kapitel 2, avsnitt 4.

Vi har också vid beräkningen av priselasticiteten utnyttjat hyressplittringen på bostadsmarknaden, dvs. det förhållandet att det på den reglerade bostadsmarknaden förekommer skillnader i kvadratmetershyra mellan bostäder av samma kvalitet. Ett sätt att göra detta vore att indela hushållen i homogena grupper i fråga om inkomst och demografiska faktorer och beräkna priselasticiteter för hushållen i varje grupp. Ett stort antal olika grupper skulle emellertid krävas för att hushållen i varje grupp skall bli något så när homogena. Vi har i stället använt flervariabelregression av hushållens önskade bostadsutrymme på kvadratmetershyran, inkomsten och de demografiska faktorerna. Prisskillnaderna i materialet beror dock inte bara på hyressplittring utan även på skillnader i kvalitet. Genomförs regressionsberäkningar för alla hushåll gemensamt får man ett priselasticitetstal som med största sannolikhet blir missvisande. Vi har därför sökt konstanthålla bostadskva-

¹² Se M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton 1957 och M. G. Reid, *Housing and Income*, Chicago 1962 samt Muth, a. a. Man kan visa att underskattningen av den permanenta inkomstens inflytande på bostadsefterfrågan blir större i tvärsnitt än i längdsnitt om vissa förutsättningar gäller (jfr kapitel 7, not 4, s. 95).

Figur 1: 2.



liteten genom att indela lägenheterna i olika kvalitetsklasser efter utrustningsstandard och utföra beräkningarna separat för hushåll i varje kvalitetsklass. Då variationerna i kvadratmetershyra inom varje kvalitetsklass till största delen utgörs av hyressplittring, bör skevheten i den estimerade priselasticiteten ha blivit relativt obetydlig. Resultaten av dessa beräkningar återfinns i kapitel 3 och 4.

Slutligen kan nämnas att man för att kunna beräkna priselasticiteter för efterfrågan på bostadskvalitet och efterfrågan på bostadsutgift måste finna enhetliga fysiska mått på kvaliteten och utgiften. Måtten bör vara sådana att varje lägenhet kan indelas i ett visst antal lika stora kvalitetsenheter respektive volymenheter. Priset på kvalitets- och utgiftsefterfrågan skulle då erhållas genom att dividera utgiften med antalet volymenheter respektive med antalet kvalitetsenheter. Dock har vi inte ansett det möjligt att kunna indela bostadskvaliteten och bostadsvolymen i dylika kvalitets- och volymenheter.

5. Mätning av överskottsefterfrågan på bostäder

Med överskottsefterfrågan på bostadsutrymme eller bostadsbrist menar vi skillnaden mellan önskat och faktiskt utrymme vid rådande kvadratmetershyror summerat över alla hushåll.

I figur 1:2 är UU utbudskurvan för det totala existerande bostadsutrymmet B_0 . B_1 visar hushållens totalt efterfrågade utrymme vid den faktiska kvadratmetershyran h_0 . h_1 visar den kvadratmetershyra vid vilken hushållens totalt önskade utrymme = det totala givna utbudet

på utrymme. Uppgift om h_1 och B_1 har som tidigare nämnts erhållits genom att ställa hypotetiska frågor till hushållen.

Den faktiska kvadratmetershyran (h_0) hålls på grund av hyresregleringen under jämviktshyran (h_1). Vid den rådande kvadratmetershyran (h_0) existerar ett efterfrågeöverskott på utrymme (sträckan B_0B_1). Denna sträcka kan sägas uttrycka bostadsbristens omfattning i antal kvadratmeter vid given genomsnittlig hushållsstorlek. Vidare visar sträckan h_0h_1 hur mycket hyrorna i genomsnitt måste höjas för att skapa jämvikt på bostadsmarknaden, det s. k. hyresgapet. Beräkningar på överskottsefterfrågan på utrymme och på hyresgapet har utförts för olika grupper av lägenheter. Resultaten av dessa beräkningar redovisas i kapitel 2, avsnitten 2 och 3.

Utöver den överskottsefterfrågan som beskrivits ovan finns sannolikt en överskottsefterfrågan på utrymme som beror på icke tillfredsställd antalsefterfrågan på bostäder. För att få ett mått på den totala överskottsefterfrågan på utrymme bör således denna överefterfrågan på utrymme för de existerande hushållen justeras uppåt med hänsyn till motsvarande överefterfrågan på grund av tillbakahållen hushållsprängning. Till detta problem återkommer vi i kapitel 2.

Vi har redogjort för beräkningen av överskottsefterfrågan på bostadsutrymme. En överskottsefterfrågan på bostadskvalitet kan också ha förekommit men kan antas ha varit mindre, bl. a. därför att bostadskvaliteten lättare kan anpassas till rådande förhållanden än bostadsutrymmet.

6. Undersökningens uppläggning

Utredningen omfattar åtta kapitel och två appendix. En studie av förvärvssätten på bostadsmarknaden redovisas i kapitel 2, avsnitt 1. I avsnitt 2 och 3 i samma kapitel redogörs för resultaten av kalkylerna över bostadsbristens storlek och av storleken på hyresgapet 1965. I avsnitt 4 återges resultaten från priselasticitetsberäkningarna på grundval av två punkter på hushållens efterfrågekurva för bostadsutrymme. I kapitel 3 söker vi ge en översiktlig statistisk beskrivning av grundmaterialet genom att korstabulera medelvärden för bostadsefterfrågan i olika inkomstintervall mot medelvärden av bostadsefterfrågan för hushåll i olika åldersgrupper, civilståndsggrupper osv. I kapitel 4 studeras hushållets bostadsefterfrågan med hjälp av regressionsanalys. Först definieras de variabler som ingår i de olika regressionsekvationerna för hushållets utrymmes-, kvalitets- och utgiftsefterfrågan. Därefter redogörs för och kommenteras resultaten av regressionsberäkningarna. I kapitel

5 presenteras resultaten från regressionsberäkningar på efterfrågan uttryckt i antal lägenheter. I kapitel 6 redovisas en modell som visar sambanden mellan den totala bostadsefterfrågan, hushållets bostadsefterfrågan och antalsefterfrågan. På grundval av denna modell härleds samband som visar hur den totala bostadsefterfrågan beror av ekonomiska och demografiska variabler. Därefter framräknas den totala bostadsefterfrågans elasticiteter med avseende på inkomst per person, befolkningens storlek och genomsnittsålder. Bostadsefterfrågans elasticitet med avseende på den permanenta inkomsten behandlas i kapitel 7. I det åttonde och sista kapitlet ges en sammanfattning av studiens resultat och en jämförelse med resultaten från tidigare undersökningar av bostadsefterfrågan i Sverige och utomlands.

KAPITEL 2

Bostadsmarknaden

På en icke reglerad bostadsmarknad tenderar totala efterfrågan att bli lika med utbudet genom variationer i den genomsnittliga hyresnivån. Vidare tenderar utbud och efterfrågan att bli lika på alla delmarknader för lägenheter av olika utrymme och kvalitet. Ökar t. ex. efterfrågan på lägenheter av en viss storlek och kvalitet stiger hyran på dessa lägenheter tills ånyo efterfrågan är lika med utbudet. Förändringar i hyresnivåerna på de olika delmarknaderna omfördelar därmed det givna lägenhetsbeståndet på de existerande hushållen.

Den svenska bostadsmarknaden är till stora delar en icke fri marknad. I de flesta tätorter med över 40 000 invånare och i storstadsregionerna är lägenheterna föremål för hyreskontroll. På dessa orter sker fördelningen av lägenheterna endast delvis genom variationer i lägenheternas hyror. Andra faktorer än ekonomiska bestämmer till stor del vilken lägenhet bostadskonsumerten får. En viktig faktor är den tid han stått i bostadskö, andra är hans möjligheter att få lägenhet av föräldrar, arbetsgivare etc. Hyreskontrollen innebär också att hyresnivån genomsnittligt ligger under den jämviktsnivå vid vilken utbud är lika med efterfrågan. Vid den rådande reglerade hyresnivån är därför totala efterfrågan större än totala utbudet, dvs. ett efterfrågeöverskott föreligger.

I detta kapitel skall vi söka ge en beskrivning av vissa drag av den svenska bostadsmarknaden. Först redovisas den relativa betydelsen av olika förvärvssätt beträffande lägenheter i flerfamiljhus, samt genomsnittlig boendetid för olika kategorier av bostadsföreståndare. Därefter presenteras beräkningar på överskottsefterfrågan och skillnaden mellan faktisk hyra och jämviktshyra för bostäder av olika utrymme och kvalitet. Till sist presenteras priselasticiteter beräknade på grundval av hushållens önskade och faktiska bostadsutrymme samt deras genomsnittliga jämviktshyra och faktiska hyra.

1. Förvärvssätt och genomsnittlig boendetid

I intervjuformuläret har varje hushåll fått lämna uppgifter om anskaffningssättet beträffande lägenheten, bostadsföreståndarens inflytt-

ningsår och husets byggnadsår. Svaren på dessa frågor kan ge en föreställning om hur nyproducerade och äldre lägenheter har anskaffats av de boende vid olika tidpunkter samt om deras genomsnittliga boendetid.

1.1 *Anskaffningssätten*

I tabell 2:1 nedan presenteras den procentuella fördelningen av olika förvärvssätt på olika regioner (storstadsregionerna,¹ övriga orter med över 40 000 invånare, riket i övrigt samt hela landet). Dessa procentuella fördelningar redovisas också för sex olika undergrupper efter bostadsföreståndarens inflyttningsår.²

Det vanligaste anskaffningssättet för samtliga boende i riket 1965 var genom föräldrar, sterbhus, släkt och vänner (27 %), det närmast vanligaste genom kommunal bostadsförmedling (24 %), och på tredje plats kom förvärv via arbetsgivare (18 %). I storstadsregionen dominerade anskaffningssättet kommunal bostadsförmedling (34 %). Därefter kom föräldrar, sterbhus, släkt och vänner (22 %), byte och annons (18 %) samt annat sätt (14 %). Knappt 10 % av de boende i storstadsregionerna hade fått sina bostäder genom arbetsgivare. I orter med under 40 000 invånare hade 31 % av lägenheterna förmedlats via föräldrar, sterbhus, släkt och vänner och nästan 27 % via arbetsgivare. Byte och annons hade mycket liten betydelse inom denna region.

Ser vi på hur anskaffningssätten varierar med bostadsföreståndarens inflyttningsår noterar man först den starkt ökade omfattning som förvärv genom kommunal bostadsförmedling fått (4 % till 26 % i hela riket). Av de förvärvssätt som minskat i betydelse märks framför allt förvärv genom föräldrar, sterbhus, släkt och vänner och förvärv genom annat sätt. Utvecklingen över tiden har dock inte varit jämn och regionernas utvecklingsmönster uppvisar betydande olikheter.

En intressant fråga är om tabell 2:1 säger någonting om utbredningen av den illegala bostadshandeln, dvs. den svarta bostadsmarknaden. Man torde finna de illegala förvärven under rubrikerna annons och byte samt annat sätt. Det är naturligtvis svårt att uttala sig om hur stor andel av dessa förvärvssätt som kan ha skett illegalt. Hypotesen att den illegala bostadshandeln har ökat i storstadsregionerna sedan 1940-talets början, när hyresregleringen infördes, finner emellertid inget stöd i utvecklingen av procentdelarna för förvärvssätten annons och byte samt annat sätt i denna region. Förvärvssättet annons och byte har ej systematiskt förändrats medan förvärvssättet annat sätt har minskat. Denna minskning

¹ Storstadsregionerna avser Storstockholm, Göteborg och Malmö-Lundregionen.

² Inte bara hyreslägenheter utan även bostadsrättslägenheter är medräknade vid de följande beräkningarna i avsnitt 1.

Tabell 2:1. *Förvärvssättens procentandelar efter regiontyp och bostadsföreståndarens inflyttningsår.*

Regiontyp och förvärvssätt	Inflyttningsår						
	-1940	1941- -45	1946- -50	1951- -55	1956- -60	1961-	Genom- snitt
<i>Storstadsregionerna</i> (Storstockholmsområdet, Göteborgsregionen samt Malmö-Lundregionen)							
1. Föräldrar, sterbhus, släkt och vänner	24,5	31,6	21,7	16,4	16,7	21,1	20,7
2. Arbetsgivare	5,3	1,5	11,4	6,7	5,1	14,5	9,6
3. Bostadsrättsförening	13,8	13,1	6,0	1,8	5,6	8,8	7,8
4. Kommunal bostadsförm.	2,3	8,5	27,5	40,6	50,5	37,6	34,3
5. Annonns och byte	14,9	16,2	17,6	24,5	19,3	17,1	18,2
6. Annat sätt	40,2	29,6	17,7	12,1	6,1	7,9	13,6
<i>Orter med över 40 000 invånare</i> (exkl. storstadsregionerna)							
1. Föräldrar, sterbhus, släkt och vänner	40,4	41,6	41,2	24,6	23,2	28,4	29,0
2. Arbetsgivare	1,0	1,5	9,7	11,4	17,0	18,7	15,3
3. Bostadsrättsförening	16,2	27,0	11,9	13,8	8,8	8,8	10,6
4. Kommunal bostadsförm.	3,5	2,8	20,9	28,0	27,4	26,4	24,1
5. Annonns och byte	18,0	4,3	7,9	15,9	14,9	10,4	11,9
6. Annat sätt	19,8	22,2	10,1	11,1	12,3	10,9	12,1
<i>Orter med under 40 000 invånare</i>							
1. Föräldrar, sterbhus, släkt och vänner	44,5	54,0	22,1	38,9	31,1	28,0	30,6
2. Arbetsgivare	23,5	22,2	35,3	23,6	20,3	28,6	26,7
3. Bostadsrättsförening	1,3	11,3	13,9	9,0	21,7	8,5	11,0
4. Kommunal bostadsförm.	5,6	1,9	2,5	14,1	12,8	19,2	15,2
5. Annonns och byte	2,0	3,2	1,5	0,7	5,1	4,8	4,0
6. Annat sätt	18,4	10,8	24,8	15,6	11,8	13,6	14,5
<i>Hela riket</i>							
1. Föräldrar, sterbhus, släkt och vänner	33,2	39,7	25,2	26,9	23,9	25,9	26,7
2. Arbetsgivare	10,6	7,0	21,4	14,3	13,7	22,4	18,3
3. Bostadsrättsförening	9,8	15,5	10,4	6,8	12,9	8,6	9,8
4. Kommunal bostadsförm.	3,5	5,6	15,6	27,7	30,3	26,1	23,8
5. Annonns och byte	11,1	10,2	9,1	13,4	12,5	9,7	10,7
6. Annat sätt	30,3	23,1	19,5	13,3	9,7	11,4	13,7

Anm.: Summan av förvärvssätten ligger mellan 95 och 107 % beroende dels på att för en del hushåll uppgift saknas, dels på att en del hushåll lämnat uppgift om fler än ett förvärvssätt.

tillsammans med den kraftiga ökningen av förvärv via kommunal bostadsförmedling kan sannolikt till stor del förklaras med att förhållandevis många personer tidigare skaffade sig lägenheter genom direkt kontakt med byggherrarna. När sedan bostadsbristen alltmera accentuerades kom byggherrarna i allt större utsträckning att bli tvungna att ställa sina lägenheter till bostadsförmedlingens förfogande.

Tabell 2:2. *Förvärvssättens procentandelar efter husets byggnadsår.*

Byggnads- år	Förvärvssätt								Summa
	För- äld- rar	Ar- bets- givare	Bost.- rätts- fören.	Komm. bost.- förm.	Släkt och vänner	An- nons	Byte	Annat sätt	
-1950	2,0	22,8	2,2	13,4	35,8	5,2	6,3	14,0	101,7
1951-1955	2,5	25,0	8,4	30,4	22,4	1,2	9,9	6,5	106,3
1956-1960	0,7	16,7	13,1	24,7	26,5	5,9	8,9	13,0	109,5
1961-	0,6	23,6	15,8	43,2	8,5	1,0	3,4	8,4	104,5

Anm.: Tabellen avser hushåll i hela riket där bostadsföreståndaren flyttat in 1961 eller senare. Den sista kolumnen visar i vilken utsträckning hushåll finns rapporterade i mer än en förvärvssättskolumn.

Tabell 2:2 har sammanställts för att undersöka huruvida förvärvssätten skiljer sig för olika åldrar på bostäderna.

Procentandelarna förvärv genom kommunal bostadsförmedling och genom bostadsrättsförening minskar markant med stigande ålder på bostäderna. Vidare får anskaffningssätten släkt och vänner samt föräldrar och sterbhus allt större betydelse ju äldre bostäderna är. För övriga anskaffningssätt synes inget klart samband med lägenheternas byggnadsår föreligga.

1.2 *Genomsnittlig boendetid*

I tabell 2:3 redovisas boendetider för bostadsföreståndare i hela riket, storstadsregionerna, övriga orter med över 40 000 invånare samt orter med under 40 000 invånare. De genomsnittliga boendetiderna har framräknats utifrån uppgifter om inflyttningsperiod för bostadsföreståndaren (se dessa inflyttningsperioder i tabell 2:1). Bostadsföreståndarens inflyttningsår har vi godtyckligt antagit ligga i mittpunkten av inflyttningsperioden. Genom att beräkna medeltalet av dessa antagna inflyttningsår för hushållen i de fyra regionerna har vi sedan erhållit de genomsnittliga boendetiderna. För den äldsta, öppna klassen, där bostadsföreståndaren inflyttat 1940 eller tidigare, har som mittpunktsalternativ använts 1933.

Den genomsnittliga boendetiden är längd i storstadsregionerna, 10 år, och kortast i orter med mindre än 40 000 invånare, 7 år. Den genomsnittliga boendetiden kan ses som ett uttryck för rörligheten på bostadsmarknaden; ju kortare genomsnittlig boendetid, desto rörligare bostadsmarknad.

Man kan förvänta sig att bostadsmarknadens rörlighet har reducerats genom den överskottsefterfrågan och hyressplittring som hyresregle-

Tabell 2:3. *Genomsnittliga boendetider. Hyres- och bostadsrättslägenheter.*

Område	Boendetid i genomsnitt 1965 år
Hela riket	8,2
Storstadsregionerna	9,9
Orter med över 40 000 invånare	7,5
Orter med under 40 000 invånare	7,0

ringen skapat. År 1965 torde hyresregleringen på orter med under 40 000 invånare endast ha gällt ett fåtal hushåll, på orter med över 40 000 invånare betydligt fler hushåll och i storstadsregionerna så gott som samtliga hushåll. Att hyresregleringen reducerat bostadsmarknadens rörlighet motsägs således inte av de genomsnittliga boendetider som redovisas i tabell 2:3.

De redovisade genomsnittliga boendetiderna gäller visserligen bara bostadsföreståndare, och inte samtliga hushållsmedlemmar, men siffrorna torde i stort återspegla variationerna mellan regionerna i genomsnittliga boendetider även för samtliga boende. Självfallet kan andra faktorer än olikheter i fråga om hyresreglering förklara skillnaderna i de genomsnittliga boendetiderna mellan de tre regionerna, såsom olika andel nybyggda lägenheter, olika genomsnittsålder för bostadsföreståndarna etc. Slutligen kan nämnas att de verkliga boendetiderna genomsnittligt är längre än de i tabell 2:3 återgivna. Dessa avser endast boendetiden för bostadsföreståndaren räknad från inflyttningsåret till observations-tidpunkten och inkluderar ej den återstående boendetiden från observationstidpunkten till nästa flyttningstillfälle.

2. Icke tillfredsställd efterfrågan på bostäder

Differensen mellan hushållets önskade och faktiska bostadsutrymme vid den rådande kvadratmetershyran bör visa hushållets icke tillfredsställda efterfrågan på utrymme. Adderas dessa differenser t. ex. för en viss grupp av hushåll och sedan divideras med summan av det faktiska utrymmet för denna grupp får man ett mått på gruppens icke tillfredsställda efterfrågan i procent av faktiskt utrymme.

På grundval av uppgifter om önskat och faktiskt utrymme från vårt grundmaterial har den icke tillfredsställda efterfrågan, dvs. överskotts-efterfrågan på bostadsutrymme enligt ovan beskrivna sätt framräknats

Tabell 2:4. Överskottsefterfrågan för hushållen indelade i kvalitetsklasser.

	Kvalitetsklass									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1-9
<i>Storstadsregionerna</i>										
Önskad yta i antal m ²	80,4	79,6	73,7	80,4	60,4	55,4	67,7	47,9	50,9	72,8
Faktisk yta i antal m ²	72,9	67,7	61,3	74,6	52,1	45,6	65,4	35,7	43,8	63,6
Önskad yta — faktisk yta	7,5	11,9	12,4	5,8	8,3	9,8	2,3	12,2	7,1	9,2
Överskottsefterfrågan i % av faktisk yta	10,3	17,6	20,2	7,8	15,9	21,5	3,5	34,2	16,2	14,5
Antal hushåll	182	291	230	231	55	131	50	26	67	1 263
Kvadratmetershyra i kr	60	55	51	43	48	42	39	38	37	
Hushållsinkomst i kr	23 500	23 900	23 300	25 600	17 600	16 000	20 000	13 600	15 500	
<i>Övriga landet</i>										
Önskad yta i antal m ²	73,5	73,2	69,6	81,6	61,1	56,2	66,0	50,2	49,7	68,8
Faktisk yta i antal m ²	68,3	65,2	61,7	78,4	56,3	47,6	64,5	39,7	45,3	62,4
Önskad yta — faktisk yta	5,2	8,0	7,9	3,2	4,8	8,6	1,5	10,5	4,4	6,4
Överskottsefterfrågan i % av faktisk yta	7,6	12,3	12,8	4,1	8,5	18,1	2,3	26,4	9,7	10,3
Antal hushåll	393	413	323	206	75	214	65	53	114	1 856
Kvadratmetershyra i kr	55	48	43	35	38	35	27	32	31	
Hushållsinkomst i kr	22 300	21 400	20 500	23 200	16 200	15 000	17 300	11 700	14 700	

för hushållen (lägenheterna) i var och en av 9 kvalitetsgrupper och 7 utrymmesgrupper.³ Inom varje kvalitets- och utrymmesgrupp har vidare särskilda beräkningar utförts för storstadsområdena och övriga landet. Det bör observeras att dessa beräkningar på överskottsefterfrågan gäller existerande hushåll. Den eventuella överskottsefterfrågan i utrymme som har sin grund i tillbakahållen hushållssprängning (icke tillfredsställd

³ Kvalitetsgrupperingen av lägenheterna ges i kapitel 4, avsnitt 2.2. Utrymmesgrupperingen av lägenheterna är följande:

grupp	m ²	grupp	m ²
1	0-25	5	61- 75
2	26-35	6	76-100
3	36-45	7	101-
4	46-60		

Tabell 2:5. Överskottsefterfrågan för hushållen, indelade i utrymmesgrupper.

	Utrymmesgrupp							1-7
	1	2	3	4	5	6	7	
<i>Storadsregionerna</i>								
Önskad yta i antal m ²	36,6	42,8	50,9	66,3	77,3	88,9	130,5	72,8
Faktisk yta i antal m ²	21,9	31,5	40,7	54,6	68,1	83,3	128,8	63,6
Önskad yta — faktisk yta	14,7	11,3	10,2	11,7	9,2	5,6	1,7	9,2
Överskottsefterfrågan i % av faktisk yta	67,1	35,9	25,1	21,4	13,5	6,7	1,3	14,5
Antal hushåll	51	109	154	365	267	208	109	1 263
Kvadrat-metershyra i kr	62	50	47	48	50	50	42	
Hushållsink. i kr	15 200	16 900	17 600	24 000	27 000	29 300	38 500	
<i>Övriga landet</i>								
Önskad yta i antal m ²	28,9	38,9	49,8	62,6	74,9	86,4	124,7	68,8
Faktisk yta i antal m ²	21,2	31,2	40,7	54,8	68,1	83,4	125,7	62,3
Önskad yta — faktisk yta	7,7	7,7	9,1	7,8	6,8	3,0	-1,0	6,5
Överskottsefterfrågan i % av faktisk yta	36,3	24,7	22,4	14,2	10,0	3,6	-0,8	10,3
Antal hushåll	67	133	232	561	461	283	119	1 856
Kvadrat-metershyra i kr	49	41	40	43	46	44	35	
Hushållsink. i kr	9 600	11 900	14 600	18 700	21 400	24 300	33 400	

antalsefterfrågan) måste vi söka uppskatta på annat sätt. Därför kommer senare i avsnitt 2.2 vissa beräkningar att presenteras på överskottsefterfrågan på utrymme som har sin grund i icke tillfredsställd antalsefterfrågan.

2.1 Överskottsefterfrågan för existerande hushåll

I tabell 2:4 återges den beräknade överskottsefterfrågan för hushållen i de 9 kvalitetsgrupperna och i tabell 2:5 överskottsefterfrågan för hushållen i de 7 utrymmesgrupperna.

För hushållen i storadsregionerna är den genomsnittliga överskottsefterfrågan i samtliga 9 kvalitetsklasser drygt 9 m² eller 15 % av det faktiska bostadsutrymmet. Vid de kvadratmetershyror och de inkomster etc. som gällde 1965 skulle således utbudet av utrymme genomsnittligt behöva öka med över 9 m² per hushåll eller med 15 % för att tillfredsställa efterfrågan.

Betydande variationer i den procentuella överskottsefterfrågan före-

ligger mellan de olika kvalitetsklasserna. Någon klar tendens till stigande eller sjunkande absolut eller procentuell överskottsefterfrågan kan ej märkas. Man skulle kunna förvänta sig mindre överskottsefterfrågan i kvalitetsklasserna med låga kodnummer. I dessa kvalitetsklasser finns nämligen de flesta nyare lägenheterna belägna i förorterna med de relativt sett högsta hyrorna medan det i kvalitetsklasserna med höga kodnummer finns många äldre centralt belägna lägenheter med låga hyror. Att tabellen inte visar detta resultat kan bero på att hushåll med höga inkomster och många hushållsmedlemmar företrädesvis bor i de moderna och dyrare lägenheterna medan låginkomsthushåll med ofta bara en eller två hushållsmedlemmar bor i de äldre och billigare lägenheterna. Då standardavvikelseerna för medeltalen av både faktiskt och önskat utrymme i flertalet kvalitetsklasser ligger omkring 2, betyder detta att variationerna i differenserna önskad yta — faktisk yta till en del uppenbarligen beror på det begränsade urvalet av hushåll från varje kvalitetsklass. Detta gör att man knappast kan dra några bestämda slutsatser på grundval av dessa variationer.

I övriga riket är den genomsnittliga överskottsefterfrågan för hushållen i samtliga kvalitetsklasser 6 m² eller 10 % av det faktiska bostadsutrymmet. Den absoluta och procentuella överskottsefterfrågan i denna region är klart lägre än den i storstadsregionen som belöpte sig till 9 m² respektive 15 %. Detta resultat stämmer överens med det faktum att bostadsbristen är störst i storstadsregionerna. Vad gäller överskottsefterfrågan för de enskilda kvalitetsklasserna återfinns i stort samma mönster som i storstadsregionerna. För varje kvalitetsklass är såväl den absoluta som den procentuella överskottsefterfrågan lägre i övriga landet än i storstadsregionerna.

Av tabell 2:5 framgår att den genomsnittliga överskottsefterfrågan både i storstadsregionerna och i övriga landet minskar kraftigt med stigande utrymmesgrupp, störst är den i utrymmesgrupp 1, där lägenheterna har det minsta genomsnittliga utrymmet och minst i utrymmesgrupp 7, där det genomsnittliga lägenhetsutrymmet är störst. Eftersom den genomsnittliga hushållsinkomsten är avsevärt större och kvadratmetershyran lägre i de högre utrymmesgrupperna skulle minskningen av överskottsefterfrågan med ökad utrymmesgrupp ha varit ännu kraftigare om jämförelsen gällt hushåll med samma hushållsinkomst och vid samma kvadratmetershyra. Vi ser också att för varje utrymmesgrupp är överskottsefterfrågan både absolut och procentuellt större i övriga landet än i storstadsregionerna.

Sammanfattningsvis kan konstateras att överskottsefterfrågan på bostadsutrymme genomsnittligt är högre i storstadsregionerna än i övriga

landet, oavsett om denna mäts i absoluta eller relativa termer. Den högre överskottsefterfrågan för storstadsregionerna gäller även för varje kvalitets- respektive utrymmesgrupp. Mellan de olika kvalitetsgrupperna finns ingen klar skillnad i överskottsefterfrågan, medan denna (både absolut och procentuellt) minskar kraftigt med stigande utrymmesstorlek.

Huruvida de här presenterade siffrorna för överskottsefterfrågan på utrymme kan användas för att bestämma inriktningen av produktionen vad avser lägenheter med olika utrustnings- och utrymmesstandard är högst osäkert. Man måste nämligen hålla i minnet att siffrorna speglar den fördelning av lägenhetsbeståndet som rådde 1965 och en på grund av hyresregleringen mycket speciell hyresstruktur.

Uppgifterna om överskottsefterfrågan på bostadsutrymme kan också vara behäftade med systematiska fel. Som tidigare framhållits är det möjligt att hushållen angett för höga värden på önskat utrymme, därför att de ej beaktat konsekvensen av de ökade utgifterna för bostaden för sin konsumtion av andra varor. En annan omständighet som synes begränsa giltigheten av siffrorna i tabellerna 2:4 och 2:5 är att de är beräknade endast för hyreslägenheter. Hade beräkningarna på överskottsefterfrågan inkluderat även bostadsrättslägenheter och egna hem hade man troligen fått något lägre värden på överskottsefterfrågan. Slutligen kan hushållen vid svaren på de hypotetiska frågorna endast ha tänkt sig alternativet att ändra sin utrymmeskonsumtion genom att ändra antalet rum. En del av dessa hushåll kanske vill ändra sin bostadsyta med mindre yta än den som motsvarar en rumsenhet. De kommer då att ange en förändring av utrymmesstandard som är större än den som svarar mot deras preferenser eller ingen utrymmesändring alls. Huruvida denna odelbarhet vid förändring av den utrymmeskonsumtion som hushållet kalkylerar med har medfört för höga eller för låga värden på önskat utrymme är svårt att uttala sig om.

2.2 Överskottsefterfrågan på grund av icke tillfredsställd antalsefterfrågan

Uppgifter om hushållens önskade antalsefterfrågan finns inte i vårt grundmaterial. För beräkningarna av överskottsefterfrågan på grund av icke tillfredsställd antalsefterfrågan har vi därför måst använda uppgifter om antalet anmälda bostadssökande hos kommunala bostadsförmedlingar. Vid dessa beräkningar har vissa mer eller mindre godtyckliga antaganden måst göras. Resultaten av den antalsmässiga överskottsefterfrågan som presenteras nedan är därför mycket osäkra och måste tas med stor reservation.

Tabell 2:6. Den antalsmässiga överskottsefterfrågan och »totala» överskottsefterfrågan för hushållen i storstadsregionerna och övriga riket.

	Storstadsregionerna			Övriga landet		
	Alt. 1	Alt. 2	Alt. 3	Alt. 1	Alt. 2	Alt. 3
Den antalsmässiga överskottsefterfrågan i procent av totala antalet lägenheter	17,0	20,8	25,5	6,1	8,6	10,2
Den antalsmässiga överskottsefterfrågan i procent av totala faktiska utrymmet	7,6	9,6	11,4	3,1	4,0	5,2
»Totala» överskottsefterfrågan i procent av totala faktiska utrymmet	22,1	24,1	25,9	13,4	14,3	15,5

Beräkningarna utförs i tre etapper. Först beräknas överskottsefterfrågan på antalet lägenheter, därefter överskottsefterfrågan på utrymme som är att hänföra till överskottsefterfrågan på antalet lägenheter. Slutligen framräknas den »totala» överskottsefterfrågan på utrymme avseende såväl överskottsefterfrågan för de existerande hushållen som överskottsefterfrågan på grund av icke tillfredsställd antalsefterfrågan. Eftersom ovannämnda beräkningar är tämligen omfattande redovisas de i appendix 1, avsnitt 4. Resultaten av beräkningarna presenteras nedan.

Materialet om antalet anmälda bostadssökande var så beskaffat att uppgifter fanns dels om antalet personer som sökt bostad inom den egna kommunen utan att själva ha egen bostad, dels om antalet personer som sökt lägenhet i annan kommun. Beträffande den senare gruppen fanns ingen uppgift om huruvida dessa personer saknade egen lägenhet. Enligt alternativ 1 har vi antagit att alla dessa personer har egen lägenhet, enligt alternativ 2 att 50 % av dem har egen lägenhet och enligt alternativ 3 att ingen av dem har egen lägenhet.

Vidare har vi antagit att de som söker egen lägenhet genomsnittligt skulle kräva en bostadsyta svarande mot den genomsnittliga önskade bostadsytan för en-personshushållen. Denna bostadsyta är mindre än den genomsnittligt önskade bostadsytan för samtliga hushåll. Detta är en orsak till att den antalsmässiga överskottsefterfrågan i procent av totala antalet lägenheter i tabell 2:6 är större än den antalsmässiga överskottsefterfrågan i procent av det totala faktiska utrymmet. En annan orsak är att vi vid beräkningen av den antalsmässiga överskottsefterfrågan av utrymme (se appendix 1, avsnitt 4.2) tagit hänsyn till att

efterfrågan på utrymme för de existerande hushållen bör minska när överskottsefterfrågan på antalet lägenheter tillfredsställs. Ökar antals-efterfrågan, dvs. antalet hushåll (allt annat givet), minskar nämligen den genomsnittliga hushållsstorleken och inkomsten per hushåll.

Överskottsefterfrågan för de existerande hushållen i tabell 2:4 är 14,5 % och 10,3 % i storstadsregionerna och övriga landet. »Totala»-siffrorna i tabell 2:6 har erhållits genom att addera dessa procenttal till respektive procenttal över den antalsmässiga överskottsefterfrågan på bostadsutrymme. Enligt alla de tre beräkningsalternativen är den relativa skillnaden mellan regionerna större vad gäller den antalsmässiga överskottsefterfrågan än vad gäller den »totala» överskottsefterfrågan. Observera slutligen att den antalsmässiga överskottsefterfrågan troligen har blivit överskattad och därmed också den »totala» överskottsefterfrågan, därför att en del personer anmält sig som bostadssökande utan att omedelbart vilja ha egen lägenhet.

3. Det hypotetiska hyresgapet

Om uppgifterna om jämviktshyran från varje hushåll i vårt grundmaterial återspeglar hushållets preferenser på en fri marknad, så bör de visa den kvadratmetershyra vid vilken det önskade (efterfrågade) utrymmet är lika med det faktiska utrymmet för hushållet (se kvadratmetershyran h_1 i figur 1:1).

Hyresgapet definierar vi som differensen mellan hushållets jämviktshyra och dess faktiska kvadratmetershyra. Hyresgapet avses således visa den höjning av kvadratmetershyran som behövs för att eliminera hushållets överskottsefterfrågan på utrymme.

Beräkningar på genomsnittliga hyresgap har utförts för hushållen i var och en av de 9 kvalitetsklasserna och i var och en av de 7 utrymmesgrupperna. Vid beräkningen av genomsnittsvärdena har vikter varit varje hushålls faktiska utrymme.⁴ I tabell 2:7 redovisas de genomsnittliga hyresgapen för hushållen i var och en av de 9 kvalitetsklasserna i storstadsregionerna och övriga landet.

I storstäderna är det genomsnittliga hyresgapet för samtliga kvalitetsgrupper 18 kr per m² eller 39 % av den faktiska genomsnittliga kvadratmetershyran. Enligt dessa siffror skulle i storstäderna hyresnivån genomsnittligt behöva öka med 18 kr per m² eller med 39 % för att elimi-

⁴ Anledningen till att vi ansett oss böra väga varje hushålls hyresgap med dess faktiska utrymme är att de genomsnittliga hyresgapen skall uttrycka de hyreshöjningar per enhet utrymme som genomsnittligt behövs för att få likhet mellan utbud och efterfrågan.

Tabell 2:7. Hyresgap för hushållen i var och en av de 9 kvalitetsklasserna.

	Kvalitetsklass									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1-9
<i>Storstadsregionerna</i>										
Jämviktshyra, kr per m ² (vägt genomsnitt)	75,3	73,1	70,1	56,6	63,2	59,1	50,4	57,2	50,9	65,6
Faktisk hyra, kr per m ² (vägt genomsnitt)	59,6	54,0	49,8	40,4	43,0	38,9	34,9	35,8	33,7	47,3
Beräknat hyresgap, ^a kr per m ²	15,7	19,1	20,3	16,2	20,2	20,2	15,5	21,4	17,2	18,3
Procentuellt hyresgap ^b	26,3	35,2	40,9	40,0	46,9	52,0	44,6	59,8	50,8	38,7
Antal hushåll	182	291	230	231	55	131	50	26	67	1 263
<i>Övriga landet</i>										
Jämviktshyra, kr per m ² (vägt genomsnitt)	68,8	62,7	59,4	46,4	48,6	51,1	41,6	51,7	43,8	57,5
Faktisk hyra, kr per m ² (vägt genomsnitt)	54,8	47,7	42,9	32,4	34,3	32,9	26,2	29,5	28,0	41,9
Beräknat hyresgap, ^a kr per m ²	14,0	15,0	16,5	14,0	14,3	18,2	15,4	22,2	15,8	15,5
Procentuellt hyresgap ^b	25,4	31,4	38,4	43,7	40,4	55,4	58,7	75,6	56,6	39,6
Antal hushåll	393	413	323	206	75	214	65	53	114	1 856

^a Hyresgap = jämviktshyra - faktisk hyra.

^b Procentuellt hyresgap = hyresgap : faktisk hyra.

nera den 1965 rådande överskottsefterfrågan på utrymme. Vad gäller värdena för de enskilda kvalitetsgrupperna visar hyresgapen ej någon klar tendens att öka eller sjunka mellan de olika kvalitetsklasserna. Det samma gällde även beträffande överskottsefterfrågan på bostadsutrymme (se tabell 2:4 ovan).

I övriga landet är det genomsnittliga hyresgapet för hushållen i samtliga kvalitetsgrupper nära 16 kr per m². Detta hyresgap är lägre än motsvarande för hushållen i storstadsregionerna, vilket var 18 kr per m² beroende på en lägre överskottsefterfrågan i antal kvadratmeter bostadsutrymme för denna region. Det genomsnittliga procentuella hyresgapet för hushållen i övriga landet är 39 %, och nästan lika med det för hushållen i storstadsregionerna som var 39 %. Anledningen härtill är givetvis att den faktiska hyresnivån är högre i storstadsregionerna. Hyresgapen mellan de olika kvalitetsklasserna varierar i stort på samma sätt i storstadsregionerna som i övriga landet.

Enligt tabell 2:8 visar de absoluta hyresgapen både för storstäderna och övriga landet en jämnt fallande tendens med stigande utrymmes(storleks)-grupp. En likartad utveckling för de båda regionerna visar också de procentuella hyresgapen. Att hyresgapen är mindre i de högre utrymmesgrupperna överensstämmer med resultaten i tabell 2:5, där

Tabell 2:8. Hyresgap för hushållen i var och en av de 7 utrymmesgrupperna.

	Utrymmesgrupp							
	1	2	3	4	5	6	7	1-7
<i>Storstadsregionerna</i>								
Beräknad								
hyra, kr per m ²	106,5	75,3	71,5	69,3	67,3	65,6	52,4	69,1
Faktisk								
hyra, kr per m ²	61,5	49,6	46,5	48,1	50,3	50,3	41,3	48,8
Beräknat hyresgap, kr per m ²	45,0	25,7	25,0	21,2	17,0	15,3	11,1	20,3
Procentuellt								
hyresgap	73,2	51,8	53,8	44,1	33,8	30,4	26,9	41,6
Antal hushåll	51	109	154	365	267	208	109	1 263
<i>Övriga landet</i>								
Beräknad								
hyra, kr per m ²	82,2	62,7	60,4	60,4	60,3	56,8	44,3	59,7
Faktisk								
hyra, kr per m ²	48,0	40,4	39,9	43,0	45,7	44,3	34,4	42,9
Beräknat hyresgap, kr per m ²	34,2	22,3	20,5	17,4	14,6	12,5	9,9	16,8
Procentuellt								
hyresgap	71,3	55,2	51,4	40,5	31,9	28,2	28,9	39,2
Antal hushåll	67	133	232	561	461	283	119	1 856

överskottsefterfrågan på utrymme minskar kraftigt med stigande utrymmesgrupp.⁵

En alternativ metod att beräkna hyresgapen är att multiplicera överskottsefterfrågan med inverterade priselasticiteten. T. ex. det procentuella hyresgapet för samtliga hushåll i hela riket beräknat med denna metod blir $1/0,3 \cdot 18\% \simeq 60\%$.⁶ Metoden synes emellertid leda till en överskattning av hyresgapets storlek, varför vi inte använt den. För det första är utrymmesefterfrågans priselasticitet sannolikt till beloppet större än $-0,3$ (se avsnitt 4.1, kapitel 4). För det andra är det möjligt att hushållen har angett något för höga värden på önskat utrymme, så att överskottsefterfrågan överskattats för de existerande hushållen (se

⁵ Observera att genomsnittssiffrorna för samtliga hushåll i tabell 2:8 avviker från motsvarande siffror i tabell 2:7. Dessa avvikelser beror på att genomsnittssiffrorna i tabell 2:7 vägts samman på grundval av medelvärden för faktiskt bostadsutrymme från de 9 kvalitetsgrupperna medan genomsnittssiffrorna i tabell 2:8 vägts samman på grundval av medelvärden för faktiskt bostadsutrymme från de 7 utrymmesgrupperna.

⁶ Den regressionsberäknade priselasticiteten för önskat utrymme i tabell 4:1 i kapitel 4 avseende hushållen i hela riket är $-0,3$. Den »totala» procentuella överskottsefterfrågan på utrymme i tabell 2:6 enligt mittalternativet var 18%. Siffran 18% är ett vägt medeltal av överskottsefterfrågan för storstadsregionerna på 24,1% och för övriga riket på 14,7%.

avsnitt 2.1 ovan). För det tredje kan vi ha fått för höga värden på överskottsefterfrågan hänförlig till icke tillfredsställd antalsefterfrågan (se avsnitt 2.2 ovan).

Vad gäller hyresgapen återgivna i tabellerna 2:7 och 2:8 finns en tendens till överskattning av dem, därför att hushållen kan ha angett för höga värden på jämviktshyran. Anledningen är att vissa hushåll vid svaret på frågan om den högsta hyra de är villiga att acceptera innan de överväger att flytta till en mindre och billigare lägenhet kan ha kalkylerat med de flyttningsbesvär och flyttningskostnader som följer av att ändra utrymmeskonsumtionen. Å andra sidan finns en tendens till underskattning därför att de är beräknade under förutsättning av ett givet antal hushåll. Tar man vid beräkningen hänsyn till att antalet hushåll skulle kunna öka på grund av den icke tillfredsställda antalsefterfrågan bör man nämligen få något högre värden på hyresgapens storlek. Vår bedömning av hyresgapen i tabellerna 2:7 och 2:8 är dock att de i stort uttrycker de hyreshöjningar som genomsnittligt skulle behövts 1965 för att skapa balans mellan utbud och efterfrågan på hyreslägenheter.

Det är här viktigt att komma ihåg att hyresgapet (och överskottsefterfrågan på utrymme) troligen inte enbart beror av hyresregleringen utan även av olika trögheter i anpassningen av hyresnivån och utbudet. För att sluta hyresgapet och skapa jämvikt mellan utbud och efterfrågan är det med andra ord inte tillräckligt att avskaffa hyresregleringen utan dessa trögheter måste också elimineras.

4. Uppskattning av utrymmesefterfrågans priselasticitet

Uppgifterna från varje hushåll om önskat utrymme vid faktisk kvadratmetershyra och om jämviktshyra vid faktiskt utrymme ger inte bara möjlighet att beräkna överskottsefterfrågan på utrymme och de hyreshöjningar som behövs för att eliminera denna överskottsefterfrågan utan även priselasticiteter för hushållens efterfrågan på utrymme. För hushåll, vars önskade utrymme avviker från deras faktiska bör ovannämnda uppgifter ge två olika punkter på hushållets efterfrågekurva (se figur 1:1 i kapitel 1). På grundval av två punkter på efterfrågekurvan kan kurvans priselasticitet uppskattas t. ex. med följande formel: $E_p = [(B_1 - B_0) / (h_0 - h_1)] \cdot [(h_1 + h_0) / (B_1 + B_0)]$, där B_1 och h_1 är hushållets önskade utrymme vid dess faktiska kvadratmetershyra respektive hushållets jämviktskvadratmetershyra vid dess faktiska utrymme. B_0 och h_0 är hushållets faktiska utrymme respektive faktiska kvadratmetershyra. För samtliga hushåll i storstadsregionerna ävensom i övriga riket har dylika

bågpriselasticiteter framräknats. Dessa bågpriselasticiteter har beräknats på grundval av genomsnittsvärden över önskat och faktiskt utrymme, jämviktshyra och faktisk kvadratmetershyra (se tabellerna 2:4 och 2:7).

För hushållen i storstadsregionerna och övriga riket är bågpriselasticiteten $-0,42$ respektive $-0,32$. Den numeriskt högre elasticiteten för storstadshushållen tyder på att deras utrymmesefterfrågan är mer pris-känslig än övriga hushålls. För hushållen i hela riket har bågpriselasticiteten beräknats till $-0,36$. Denna siffra är beräknad som ett vägt genomsnitt av önskat och faktiskt utrymme, jämviktshyra och faktisk kvadratmetershyra från de två regionerna där vikter är respektive regioners andelar av totala antalet hushåll.

Huruvida bågpriselasticiteterna verkligen återspeglar prisets inverkan på hushållens utrymmesefterfrågan är dock mindre säkert. Bågpriselasticiteterna är ju baserade på hypotetiska uppgifter, både i fråga om önskat bostadsutrymme och jämviktshyra. Som ovan påpekats kan systematiska fel vidlåda uppgifterna såväl om önskat utrymme som om jämviktshyra. Vi konstaterade att risk förelåg för att hushållen angett något för höga värden på önskat utrymme och beräknad jämviktshyra. Eftersom risken för överskattning gällde både utrymmet och jämviktshyran torde den snedvridande effekten härav på bågpriselasticiteten vara av mindre betydelse.

Utöver de ovan angivna systematiska felen beträffande önskat utrymme och jämviktshyra kan fel i bågpriselasticiteterna uppkomma därför att dessa beräknats på grundval av endast två punkter på en och samma efterfrågekurva. Dessa två punkter täcker inte alltid ett tillräckligt stort intervall av kurvan för att priselasticitetstalet skall återspegla kurvans genomsnittliga elasticitet.

Slutligen kan nämnas att bågpriselasticiteter först skulle ha kunnat beräknas för varje hushåll, varefter man vägt samman dessa priselasticiteter till en genomsnittlig priselasticitet för samtliga hushåll. Anledningen till att denna alternativa beräkningsmetod ej använts är att sådana hushåll som (på grund av oriktiga uppgifter?) erhållit numeriskt mycket höga bågpriselasticiteter då får ett oproportionerligt stort inflytande på den genomsnittliga priselasticiteten.

KAPITEL 3

Introduktion till hushållets bostadsefterfrågan och dess bestämningsfaktorer

Syftet med detta kapitel är att översiktligt presentera den del av grundmaterialet som avser svaren i intervjuundersökningen om önskad bostadsstorlek.¹ Genom korstabuleringar skall vi söka analysera betydelsen av inkomstförhållanden, hyresnivå, hushållsstorlek, kön, ålder och civilstånd för hushållets önskade bostadskonsumtion. Några inkomst- och priselasticiteter uträknas med enkel regression på grundval av tabellmedelvärden. I nästa kapitel skall en mer preciserad analys göras av bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer där i stället för medelvärden de enskilda hushållen används som observationsenheter.

Förutom att analysen i detta kapitel tjänar som en förberedelse till senare kapitel ger den viss information utöver vad beräkningarna längre fram ger. Medelvärdesmaterialet ger möjlighet att jämföra dels olika hushållskategoriernas bostadsefterfrågan, dels inkomstkänsligheten i olika åldersklasser samt inkomst- och priskänsligheten för hushåll i olika inkomstklasser. Härvid ges en viss möjlighet att bedöma vilken funktionsform bostadsefterfrågesambanden har. Slutligen kan man på grund av de i kapitlet redovisade tabellvärdena uppskatta elasticiteter med avseende på inkomst efter skatt.

1. Utrymmesefterfrågans bestämningsfaktorer

1.1 *Hushållsinkomsten och det önskade bostadsutrymmet*

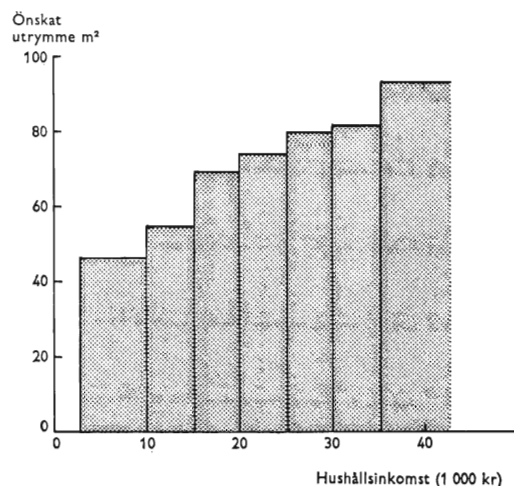
Alla hushåll. I tabell 3:1 redovisas önskat utrymme i genomsnitt per hushåll för olika inkomstklasser avseende alla hushåll.²

¹ Hur frågan om önskat utrymme formulerats redogörs för i appendix 1, avsnitt 1.1.

² Vi kan beräkna en inkomstelasticitet för det önskade bostadsutrymmet om vi antar att inkomsternas medelvärden svarar mot mittpunkterna i inkomstklasserna. Mittpunkten för den sista, öppna klassen med inkomster över 35 000 kronor har uppskattats genom att beräkna medelvärdet av ett slumpmässigt urval av 100 hushåll med inkomster över 35 000 kronor. Vi bortser från de fel som kan uppkomma vid beräkningarna på grund av dels avvikelser mellan de sanna medelvärdena i inkomstklasserna och inkomstklassernas mittpunkter, dels olika antal hushåll i de olika inkomstklasserna.

Diagram 3:1 A. *Det genomsnittligt önskade utrymmet i kvadratmeter vid olika inkomster.*

Kvalitetsklass 2 (lägenheter i hus byggda 1953–60 med vatten, avlopp, wc, cv, bad- eller duschrum samt minst endera av modern spis och kylskåp).



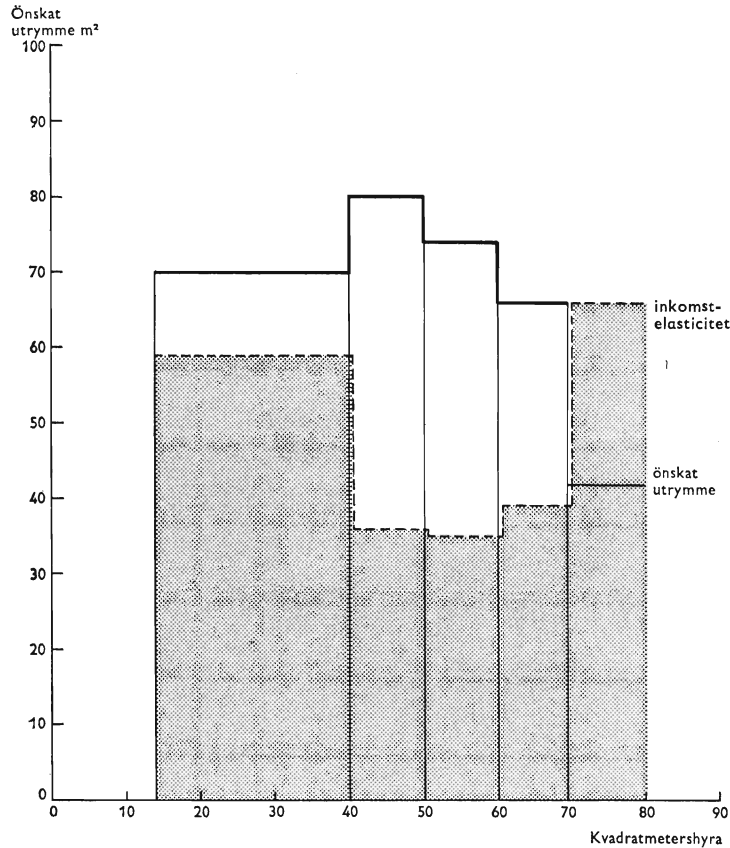
För samtliga hushåll fås med minsta kvadratmetodsestimation en inkomstelasticitet av 0,44. Inkomstelasticiteten för de fyra lägsta inkomstmedelvärdena har beräknats till 0,41 och inkomstelasticiteten för inkomstskalans fyra högsta inkomstvärden till 0,42. Dessa resultat antyder alltså inte att inkomstelasticiteten varierar med inkomsten. Det kan därför vara motiverat att använda en konstantelastisk funktionsform för sambandet mellan det önskade utrymmet och inkomsten. Frågan

Tabell 3:1. *Det genomsnittligt önskade utrymmet i kvadratmeter.*

Hushållsinkomst	Samtliga hushåll
3 000– 9 999	45,6
10 000–14 999	54,9
15 000–19 999	62,8
20 000–24 999	72,1
25 000–29 999	75,4
30 000–34 999	81,4
35 000–	93,1
Genomsnitt	67,0
Inkomstelasticitet	0,44

Anm.: Inkomsten är vid beräkningarna under punkt 1.1 och 1.2 definierad som till statlig skatt taxerad inkomst för maximalt fyra hushållsmedlemmar, genomsnitt för 1964 och 1965.

Diagram 3:1 B. *Det genomsnittligt önskade utrymmet i kvadratmeter vid olika kvadratmeterhyror samt inkomstelasticiteter för utrymmesefterfrågan i de olika kvadratmeterhyresklasserna (e)*



Anm.: Inkomstelasticiteterna är 0,59, 0,36, 0,35, 0,39 och 0,66 i respektive kvadratmeterhyresklasser.

om funktionsformen vid regressionsanalysen behandlas i avsnitt 3.1 i nästa kapitel.

Inkomstelasticiteten för en-personshushåll visade sig vara något högre än den inkomstelasticitet som beräknats för alla hushåll (materialet redovisas inte i texten).³ Ett genomsnittligt värde på inkomstelasticiteten för alla hushåll, beräknat genom att först skikta materialet efter antal hushållsmedlemmar och därefter väga samman inkomstelasticiteter beräknade från de olika hushållsgrupperna, skulle mera renodlat ge uttryck

³ Förklaringen kan vara att hushållsinkomsten för en-personshushåll bättre torde representera den permanenta inkomsten än hushållsinkomsten för flerpersonshushåll (se diskussionen härom i appendix 2, avsnitt 8).

Tabell 3:2. *Det genomsnittligt önskade bostadsutrymmet i kvadratmeter samt inkomstelasticiteter för olika civilståndsgupper.*

Hushållsinkomst	Bostadsföreståndarens civilstånd		
	Ogift	Tidigare gift	Gift
3 000– 9 999	41,8	46,5	52,3
10 000–14 999	45,8	55,3	63,3
15 000–19 999	52,1	59,4	67,3
20 000–24 999	55,1	72,4	74,3
25 000–29 999	69,2	70,2	76,9
30 000–34 999	62,0	74,1	84,0
35 000–	79,9	89,2	94,2
Genomsnitt	49,8	58,5	75,1
Inkomstelasticitet	0,42	0,39	0,35

för sambandet mellan hushållsinkomsten och det önskade bostadsutrymmet. Tidigare undersökningar har nämligen visat att antalet hushållsmedlemmar, vid sidan av hushållsinkomsten, är en av de viktigaste faktorerna för att förklara hushållets utrymmesefterfrågan. Tabellmaterialet har emellertid medgett beräkning endast för en-personshushåll.⁴

Genom att jämföra medelvärdena för en-personshushåll och samtliga hushåll kan man utläsa något om effekten av antalet hushållsmedlemmar på önskat utrymme vid given hushållsinkomst (antalet hushållsmedlemmar för gruppen samtliga hushåll är i genomsnitt knappt 2,9). Då gruppen samtliga hushåll vid alla inkomstnivåer visade sig ha större önskat bostadsutrymme än en-personshushållen synes ett positivt samband råda mellan hushållsstorleken och det önskade utrymmet.

Inkomstkänsligheten för olika civilståndsgupper. Önskat bostadsutrymme för hushåll indelade efter hushållsinkomst samt bostadsföreståndarens civilstånd finns angivna i tabell 3:2. I samma tabell har vi även registrerat inkomstelasticiteterna för dessa civilståndsgupper.

Högst är inkomstelasticiteten för hushåll med ogift bostadsföreståndare, näst högst för hushåll med tidigare gift bostadsföreståndare och lägst för hushåll med gift bostadsföreståndare.

Inkomstkänsligheten för olika grupper av hushåll indelade efter bostadens kvalitet och kvadratmetershyra. Medelvärdesmaterialet ger även möjlighet att beräkna inkomstelasticiteter för hushållen grupperade efter bostadskvalitet (utrustningsstandard) och lägenhetens kvadratmeters-

⁴ Beräkningar för två-, tre- och flerpersonghushåll utförs med enskilda hushåll som observationsenheter och redovisas i appendix 2, avsnitt 10.

Tabell 3:3. *Det genomsnittligt önskade bostadsutrymmet samt inkomstelasticiteter för olika åldersgrupper.*

	Bostadsföreståndarens ålder, år			
	0-34	35-49	50-64	65-
<i>Man</i>				
Önskat utrymme, m ²	68,7	77,1	68,4	60,3
Inkomstelasticitet	0,35	0,44	0,45	0,60
<i>Kvinna</i>				
Önskat utrymme, m ²	50,7	59,5	54,4	55,0
Inkomstelasticitet	0,35	0,13	0,29	0,57

hyra. Diagram 3:1 visar utrymmesmedelvärden för olika inkomst- och kvadratmetershyresklasser i den största av kvalitetsklasserna.

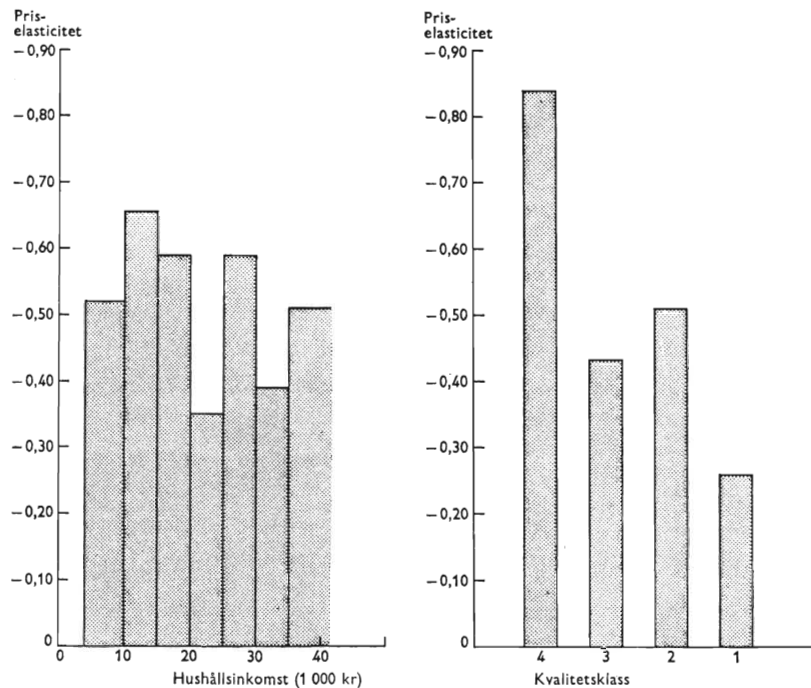
Utan skiktning på kvadratmetershyresklasser är inkomstelasticiteten 0,39, med skiktning på kvadratmetershyresklasser är elasticiteten i genomsnitt 0,47. Den högre inkomstelasticiteten när kvadratmetershyran konstanthålls kan bero på att det av bostäder med samma kvalitet framför allt är hushållen i de högre inkomstklasserna som bor i de dyraste (skiktningseffekt).⁵ Någon systematisk variation av inkomstelasticiteten med kvadratmetershyrans höjd går inte att utläsa ur diagram 3:1B. Däremot faller som väntat det önskade utrymmet med kvadratmetershyrans höjd.

Inkomstkänsligheten för olika åldersgrupper. I tabell 3:3 visas hur önskat bostadsutrymme i genomsnitt varierar med bostadsföreståndarens ålder och kön.

Av tabellen framgår att inkomstelasticiteten för män stiger med bostadsföreståndarens ålder. Sambandet mellan inkomstelasticitet och bostadsföreståndarens ålder för hushåll med kvinnlig bostadsföreståndare är oklart men även här är inkomstelasticiteten högre för den högsta åldersgruppen än för den lägsta.

⁵ Om hushållen först skiktas på de 12 kvalitetsklasser vi indelat materialet i och vi sedan beräknar ett vägt genomsnitt av inkomstelasticiteten för samtliga 12 kvalitetsklasser får vi ett värde på 0,36, vilket understiger bostadsutrymmets inkomstelasticitet beräknad för samtliga hushåll utan skiktning, vilken var 0,44. Förklaringen till denna skillnad kan vara att en stratifiering av materialet efter kvalitetsklass ökar den relativa betydelsen av »stillfälliga inkomstkomponenter» i förhållande till »permanenta inkomstkomponenter» på grund av att bostadskvaliteten är starkt korrelerad med den permanenta inkomsten (detta fenomen diskuteras närmare i avsnitt 1, kapitel 7).

Diagram 3: 2. *Priselastisiteter för hushåll i olika inkomstklasser och med lägenheter av olika kvalitet.*



Anm.: Kvalitetsklasserna beskrivs i kapitel 4, avsnitt 2.2. 1 representerar den högsta bostadskvaliteten, 2 den näst högsta osv.

1.2 Kvadratmetershyran och det önskade bostadsutrymmet

Priselastisiteter för hushållets utrymmesefterfrågan har uträknats för de fyra första, och samtidigt största kvalitetsklasserna på grundval av tabellmedelvärden för önskat utrymme i fem olika kvadratmetershyresklasser⁶. Hushållen har därvid först skiktats på sju olika inkomstklasser. Priselastisiteterna i genomsnitt för de olika inkomstklasserna respektive de olika kvalitetsklasserna framgår av diagram 3:2.

Man kan ej utläsa någon systematisk variation av priselastisiteten med inkomstens storlek. Diagrammet antyder däremot möjligen att priselastisiteten blir mindre ju högre bostadskvaliteten är. Antalet kvalitetsklasser är dock för litet för att medge någon säker slutsats härom.⁷ Den genomsnittliga priselastisiteten för de fyra högsta kvalitetsklasserna blir $-0,49$.

⁶ Beträffande kvalitetsgrupperingen av lägenheterna se kapitel 4, avsnitt 2.2.

⁷ Materialets storlek har inte möjliggjort beräkningar av priselastisiteter för kvalitetsklasserna med kodnummer 5-12.

1.3 *Bostadsföreståndarens civilstånd och ålder och det önskade bostadsutrymmet*

En jämförelse av önskat bostadsutrymme vid given hushållsinkomst för hushåll med ogift, tidigare gift respektive gift bostadsföreståndare visar att det önskade bostadsutrymmet är störst för hushåll med gift, sedan för hushåll med tidigare gift och lägst för hushåll med ogift bostadsföreståndare, vilket framgår av tabell 3:2. Dessa skillnader i önskat utrymme mellan de tre civilståndsgrupperna behöver emellertid inte bero på hushållens olika civilståndsstatus utan kan vara ett resultat av att antalet hushållsmedlemmar inte konstanthållits vid jämförelsen. Antalet hushållsmedlemmar är nämligen högst för hushåll med gift bostadsföreståndare och lägst för hushåll med ogift bostadsföreståndare. Sambandet mellan bostadsföreståndarens ålder och det önskade bostadsutrymmet framgår delvis av tabell 3:3. Både för kvinnliga och manliga bostadsföreståndare stiger det önskade utrymmet i genomsnitt mellan åldersgruppen 0–34 år och 35–49 år men avtar därefter igen i åldersgrupperna 50–64 år och 65– år. När vi emellertid konstanthöll hushållsinkomsten blev det inte längre möjligt att urskilja något samband mellan bostadsföreståndarens ålder och det önskade bostadsutrymmet. (Materialet redovisas inte i texten.) Ålderseffekten försvinner när hushållsinkomsten konstanthålls, därför att inkomsten och åldern är positivt korrelerade upp till ungefär 50 år. Vårt material synes alltså, i motsats till t. ex. resultaten av Holms och Bostadsbyggnadsutredningens undersökning, inte ge vid handen något (partiellt) samband mellan bostadsföreståndarens ålder och det önskade bostadsutrymmet.⁸ Detta kan emellertid förklaras av att de ovan citerade undersökningarna använde antalet rum per person som beroende variabel. Eftersom antalet hushållsmedlemmar avtar med bostadsföreståndarens ålder skulle även vi fått till resultat stigande utrymme med bostadsföreståndarens ålder, om vi definierat den beroende variabeln såsom önskat utrymme per hushållsmedlem i stället för önskat utrymme per hushåll.

2. Utgiftsefterfrågans bestämningsfaktorer

2.1 *Hushållsinkomsten och den önskade bostadsutgiften*

Alla hushåll. I tabell 3:4 redovisas önskad bostadsutgift⁹ och bostadskostnadsprocent i genomsnitt per hushåll i olika inkomstkikt. Utgifts-

⁸ Se *SOU* 1965: 32, s. 99 och s. 113–114.

⁹ Önskad bostadsutgift har definierats som önskat bostadsutrymme gånger faktisk kvadratmetershyra (ytan h_0 BB_1O i figur 1:1, s. 19).

Tabell 3:4. Den genomsnittligt önskade bostadsutgiften i kronor per år samt bostadskostnadsprocent.

Hushållsinkomst	Hushållskategori	
	Önskad bostadsutgift	Bostadskostnadsprocent
3 000– 9 999	1 710	26
10 000–14 999	2 323	19
15 000–19 999	2 866	16
20 000–24 999	3 331	15
25 000–29 999	3 596	13
30 000–34 999	3 801	12
35 000–	4 472	11
Genomsnitt	3 030	15
Inkomstelasticitet	0,55	

efterfrågans inkomstelasticitet är 0,55. Att inkomstelasticiteten för den önskade utgiften är högre än inkomstelasticiteten för det önskade utrymmet är väntat, eftersom utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet utgör summan av utrymmes- och kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet. (Denna fråga diskuteras närmare i kapitel 4, avsnitt 4.3.)

Eftersom utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet befanns vara 0,44 för samtliga hushåll implicerar utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet en motsvarande elasticitet för lägenheternas kvalitet mätt med faktisk kvadratmetershyra på 0,11. Kvadratmetershyrornas inkomstelasticitet är dock ett osäkert mått på kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet bl. a. på grund av hyressplittringen.

En-personshushållens inkomstelasticitet för utgiftsefterfrågan har beräknats till 0,67 och är, liksom fallet var i fråga om utrymmesefterfrågan, större än utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet för samtliga hushåll sammantagna. Detta innebär inte nödvändigtvis en preferensskillnad utan kan bero på att hushållsinkomsten för en-personshushållen något närmare ansluter sig till dessa hushålls permanenta inkomst än hushållsinkomsten för gruppen »samtliga hushåll».

Då man vet att det genomsnittliga antalet hushållsmedlemmar för gruppen »samtliga hushåll» är ungefär 2,9 kan man genom att jämföra utgiftsmedelvärdena för gruppen en-personshushåll och samtliga hushåll vid given hushållsinkomst söka utröna vilken effekt en ökning av antalet hushållsmedlemmar har på den önskade bostadsutgiften. Liksom i fråga om det önskade bostadsutrymmet befanns ett positivt samband råda mellan antal hushållsmedlemmar och önskad bostadsutgift. Det är emellertid viktigt hålla i minnet att sådana faktorer som t. ex. hushållens

Tabell 3:5. Den genomsnittligt önskade bostadsutgiften i kronor per år samt inkomstelasticiteter för olika civilståndsggrupper.

Hushållsinkomst	Bostadsföreståndarens civilstånd		
	Ogift	Tidigare gift	Gift
3 000– 9 999	1 665	1 630	2 053
10 000–14 999	2 096	2 423	2 490
15 000–19 999	2 482	2 607	3 051
20 000–24 999	3 019	2 937	3 424
25 000–29 999	3 424	3 012	3 684
30 000–34 999	3 253	3 443	3 891
35 000–	3 691	4 199	4 543
Genomsnitt	2 309	2 409	3 445
Inkomstelasticitet	0,48	0,52	0,48

civilstånds- och åldersförhållanden inte konstanthållits vid denna jämförelse. Det visar sig nämligen, vilket kommer att visas i nästa kapitel, att ett konstanthållande av dessa övriga faktorer eliminerar det positiva sambandet mellan antalet hushållsmedlemmar och önskad bostadsutgift.

Bostadsutgiften i procent av hushållens taxerade inkomst, den s. k. bostadskostnadsprocenten, har också införts i tabell 3:4. Eftersom utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet är mindre än ett faller bostadskostnadsprocenten när man rör sig uppåt på inkomstskalan. Den önskade bostadskostnadsprocenten är knappt 15 i genomsnitt för samtliga hushåll.

Inkomst känsligheten för olika civilstånds-, ålders- och könsgrupper. I tabell 3:5 sammanfattas genomsnittsvärden och inkomstelasticiteter för den önskade bostadsutgiften i olika civilståndsggrupper. Bostadsutgiftens inkomstelasticitet är som framgår av tabellen högre för hushåll med tidigare gift bostadsföreståndare än för hushåll med gift eller ogift bostadsföreståndare. Inkomstelasticiteterna för olika köns- och åldersgrupper framgår av tabell 3:6. Hushåll med manlig bostadsföreståndare har högre inkomstelasticitet än hushåll med kvinnlig bostadsföreståndare i samtliga åldersgrupper. Vidare visar bostadsutgiftens inkomstelasticitet en tendens att stiga med bostadsföreståndarens ålder. Huruvida de här beräknade elasticiteterna ger uttryck för olika inkomst känslighet och inte beror på tillfälliga förhållanden till följd av alltför litet urval kan dock inte med säkerhet avgöras.

Tabell 3:6. Den genomsnittligt önskade bostadsutgiften i kronor per år samt inkomstelasticiteter för olika köns- och åldersgrupper.

Hushållsinkomst	Bostadsföreståndarens ålder, år							
	0-34		35-49		50-64		65-	
	Man	Kvinna	Man	Kvinna	Man	Kvinna	Man	Kvinna
3 000- 9 999	2 313	2 082	1 736	2 476	1 337	1 688	1 497	1 479
10 000-14 999	2 485	2 694	2 209	2 602	2 122	2 165	2 079	2 439
15 000-19 999	3 187	3 048	3 040	3 057	2 530	2 372	2 407	2 260
20 000-24 999	3 564	2 634	3 659	3 050	3 022	2 751	2 445	2 928
25 000-29 999	3 719	3 830	3 942	3 155	3 127	3 200	2 750	3 402
30 000-34 999	4 405	3 371	3 891	3 073	3 581	2 913	3 598	2 988
35 000-	4 952	4 497	4 701	3 191	4 258	3 819	4 017	4 324
Genomsnitt	3 352	2 771	3 580	2 854	2 992	2 247	2 264	2 033
Inkomstelasticitet	0,51	0,44	0,57	0,15	0,63	0,47	0,59	0,57

2.2 Bostadsföreståndarens civilstånd och ålder och den önskade bostadsutgiften

Med hjälp av tabell 3:5 kan vi även studera hur den önskade bostadsutgiften varierar mellan olika civilståndsgrupper. Tabellen ger vid handen att hushåll med gift bostadsföreståndare genomgående har större önskad bostadsutgift än hushåll med ogift eller tidigare gift bostadsföreståndare. Detta gäller även när inkomsten har konstanthållits. Mellan de två senare civilståndsgrupperna finns däremot ingen entydig skillnad. Hushåll med gift bostadsföreståndare synes alltså av tabellen att döma prioritera bostadskonsumtion mer än hushåll med icke gift bostadsföreståndare. Antalet hushållsmedlemmar är visserligen genomsnittligt störst för gruppen gifta men gruppens höga utgiftsnivå beror knappast på detta, eftersom inget positivt samband senare skall kunna påvisas mellan antal hushållsmedlemmar och önskad bostadsutgift (detta framgår av resultaten från regressionsanalysen i kapitel 4, avsnitt 4.2).

I tabell 3:6 har vi sammanställt genomsnittsvärdena av den önskade bostadsutgiften i olika inkomstkikt för fyra olika åldersgrupper och inom varje åldersgrupp delat upp materialet på hushåll med manliga och kvinnliga bostadsföreståndare.

Både för manliga och kvinnliga bostadsföreståndare avtar den önskade bostadsutgiften med åldern i så gott som alla inkomstkikt. (Att genomsnittsvärdena stiger mellan åldersgruppen 0-34 år och 35-49 år beror sannolikt på att den genomsnittliga hushållsinkomsten stiger mellan dessa åldersgrupper.) Till skillnad från det önskade bostadsutrymmet synes alltså ett negativt samband råda mellan bostadsföreståndarens ålder och den önskade bostadsutgiften. Eftersom vi inte kunnat kon-

Tabell 3:7. *Till statlig skatt taxerade inkomster och nettoinkomster för olika civilståndsgupper.*

Taxerad hushållsinkomst	Bostadsföreståndarens civilstånd		
	Ogift	Gift	Samtliga ^a
6 500 (3 000– 9 999)	6 100	6 300	6 200
12 500 (10 000–14 999)	11 000	11 700	11 500
17 500 (15 000–19 999)	14 600	16 100	15 700
22 500 (20 000–24 999)	17 800	19 900	19 300
27 500 (25 000–29 999)	20 900	23 200	22 500
32 500 (30 000–34 999)	23 700	26 300	25 500
42 500 (35 000–)	29 200	32 100	31 300

Anm.: Vikter vid beräkningen av nettoinkomsten för gruppen »samtliga» är den procentandel hushåll som beskattats enligt inkomstskalan för ogifta respektive gifta. Vi har låtit inkomsten för gifta hushåll och hushåll med ogift eller tidigare gift bostadsföreståndare med barn under 18 år beskattas enligt den statliga skatteskalan för gifta. På detta sätt kom ungefär 72 % av hushållen att falla under skatteskalan för gifta.

^a Nettoinkomsterna för gruppen »samtliga» är sannolikt genomgående något för höga på grund av att vi något överskattat den andel av inkomsterna som beskattas enligt skatteskalan för gifta personer. För enkelhets skull har nämligen här antagits att alla personer i hushåll med gift bostadsföreståndare beskattas som gifta personer. Dessutom är de flesta av de genomsnittliga nettoinkomsterna i denna tabell något överskattade på grund av att den statliga skattesatsen stiger inom de flesta inkomstkikten med följd att den genomsnittliga statliga skatten för ett visst inkomstkikt är högre än den som svarar mot skatten för klassmitten.

statera något samband mellan önskat bostadsutrymme per hushåll och bostadsföreståndarens ålder, måste det negativa sambandet mellan önskad bostadsutgift och bostadsföreståndarens ålder bero på ett negativt samband mellan faktisk kvadratmetershyra och bostadsföreståndarens ålder. Detta negativa samband mellan faktisk kvadratmetershyra och bostadsföreståndarens ålder torde i sin tur till stor del vara ett utslag av förhållandena på den reglerade bostadsmarknaden. Unga personer har i stor utsträckning vid sitt val av bostäder varit hänvisade till nyproduktionen med dess höga hyror. Slutsatsen blir därför att det negativa samband mellan önskad bostadsutgift och bostadsföreståndarens ålder som tabell 3:6 visar sannolikt har orsakats av faktorer på bostadsutbudssidan och alltså knappast säger något om hushållens preferenser.

3. Bostadsefterfrågans inkomstelasticitet beräknad på inkomst efter skatt

Som tidigare nämnts är det inkomstbegrepp vi använder oss av definierat som den till statlig skatt taxerade inkomsten. Från föregående år

Tabell 3:8. *Elasticiteter med avseende på inkomsten före och efter statlig skatt för olika civilståndsggrupper.*

Efterfrågekategori	Bostadsföreståndarens civilstånd					
	Ogift		Gift		Samtliga	
	Före skatt	Efter skatt	Före skatt	Efter skatt	Före skatt	Efter skatt
Bostadsutrymme	0,42	0,51	0,35	0,41	0,44	0,52
Bostadsutgift	0,48	0,58	0,48	0,57	0,55	0,66

Anm.: Att inkomstelasticiteterna för gruppen samtliga är större än genomsnittet av inkomstelasticiteterna för grupperna ogift och gift bostadsföreståndare beror sannolikt på en skiktningseffekt. Denna uppkommer vid sammanläggning av hushåll med ogift och hushåll med gift bostadsföreståndare på grund av att hushåll med gift bostadsföreståndare har större bostadsefterfrågan vid given inkomst än hushåll med ogift samt på grund av att hushåll med gift bostadsföreståndare dominerar vid höga inkomster men är relativt sett färre vid låga inkomster än hushåll med ogift bostadsföreståndare.

debiterad kommunalskatt, folkpensionsavgift och sjukförsäkringsavgift är med andra ord avräknade från den sammanräknade hushållsinkomsten, men däremot inte den statliga skatten. Dessutom ingår inte skattefria pensioner, stipendier, barnbidrag, bostadsbidrag, socialhjälp m. m. i inkomsten. Det är uppenbart att man genom att använda den till statlig skatt taxerade inkomsten knappast kan undvika systematiska fel i de beräknade inkomstelasticiteterna. För det första underskattar man inkomsten för hushåll med låga inkomster och hushåll med många barn etc., därför att transfereringar av typen socialhjälp, barnbidrag, familje- bostadsbidrag o. d. inte ingår i inkomsten. För det andra överskattas inkomsten för höginkomsttagare i förhållande till låginkomsttagare på grund av progressiviteten i skattesystemet. I detta avsnitt skall vi försöka att med några schematiska kalkyler undersöka storleksordningen på feluppskattningen i inkomstelasticiteterna till följd av att den statliga skatten inte frånräknats inkomsten.

För grupperna hushåll med ogift och hushåll med gift bostadsföreståndare har en nettoinkomst framräknats med hjälp av 1965 års statskatteskalar för ensamstående respektive gifta. Utgångspunkten vid beräkningarna har varit mittpunktsvärdena för de sju inkomstskikt vi använt oss av i avsnitt 1 och 2, vilka som nämnts avser till statlig skatt taxerad inkomst. Vi har även sökt approximera en nettoinkomst i varje inkomstskikt för hela urvalet av hushåll genom att väga samman nettoinkomsterna för ogifta och gifta hushåll. De sålunda beräknade inkomsterna efter skatt sammanfattas i tabell 3:7.

Inkomstelasticiteterna för önskat bostadsutrymme och önskad bostadsutgift beräknade på nettoinkomstgenomsnittet för de två civilståndsgруппerna redovisas i tabell 3:8. I samma tabell har som jämförelse införts inkomstelasticiteterna för motsvarande grupper då i stället till statlig skatt taxerad inkomst använts som förklaringsvariabel.

Som väntat finner vi att inkomstelasticiteterna blir högre när hänsyn tas till statskatten. Inkomstelasticiteterna höjs alltså ungefär 20 % för alla grupperna när vi från hushållsinkomsten subtraherar den statliga skatten.

De i tabell 3:8 redovisade elasticiteterna med avseende på hushållsinkomsten efter skatt ligger sannolikt under de elasticiteter som skulle ha erhållits med avseende på disponibel inkomst. Barnbidrag, pensioner, familjebostadsbidrag, socialhjälp och andra liknande transfereringar som inte ingår i inkomstbegreppet tillfaller ju i högre grad låginkomsttagare än höginkomsttagare.

Hushållets bostadsefterfrågan

Som tidigare nämnts är huvudsyftet med denna undersökning att kvantitativt bestämma inverkan av olika ekonomiska och demografiska faktorer på bostadsefterfrågan per hushåll, antalsefterfrågan och totala bostadsefterfrågan. I detta kapitel skall hushållets bostadsefterfrågan analyseras. I nästa kapitel studeras antalsefterfrågan och i kapitel 6 härleds på grundval av regressions sambanden för hushållets bostadsefterfrågan och antalsefterfrågan ett samband för totala bostadsefterfrågan.

Vår hypotes är att hushållets bostadsefterfrågan beror av ekonomiska och demografiska variabler enligt följande samband

$$B = F(Y, P, A, D), \text{ där} \quad (4:1)$$

B = hushållets bostadsefterfrågan

Y = hushållets inkomst

P = lägenhetens kvadratmetershyra

A = antalet personer i hushållet

D = en vektor av olika demografiska variabler avseende hushållet.

Som redan diskuterats i inledningskapitlet väntar vi oss att hushållets bostadsefterfrågan ökar med inkomsten och antalet hushållsmedlemmar men minskar med kvadratmetershyran. Hur hushållets bostadsefterfrågan påverkas av vektorn demografiska variabler skall närmare beröras nedan. Med hjälp av regressionsanalys på observationer från varje hushåll kommer vi att skatta parametrar till funktioner av typen (4:1) och därigenom erhålla elasticiteter som visar hur hushållets bostadsefterfrågan beror av variablerna Y , P och A samt variabelvektorn D . Av vikt att komma ihåg vid bedömningen av dessa elasticiteter är att grundmaterialet endast omfattar hushåll i hyreslägenheter. Icke osannolikt är t. ex. att våra inkomstelasticiteter kan underskatta inkomstens inverkan på totala efterfrågan för samtliga bostadstyper, dvs. både för egna hem, bostadsrättslägenheter och hyreslägenheter, därför att efterfrågan på egna hem förmodligen ökar snabbare än efterfrågan på hyreslägenheter med stigande inkomster för hushållen. I detta sammanhang bör också nämnas att elasticiteter beräknade på faktiska inkom-

ster i ett tvärsnitt sannolikt underskattar den permanenta inkomstens inverkan på bostadsefterfrågan. I kapitel 7 söker vi därför som komplement till de inkomstelasticiteter avseende faktisk inkomst som presenteras i detta och nästföljande två kapitel uppskatta elasticiteter för bostadsefterfrågan avseende den permanenta inkomsten.

Val av variabler till regressionsfunktionerna för hushållets bostadsefterfrågan och definitionerna av dessa variabler behandlas i avsnitt 1. Delar av materialet på vilka separata beräkningar utförts diskuteras i avsnitt 2. Frågorna om val av funktionsform och beräkningsmetod diskuteras i avsnitt 3. I avsnitt 4 presenteras resultaten från regressionsberäkningarna. I appendix 1, avsnitt 3 ges en mer utförlig definition av variablerna.

1. Variablerna

1.1 Bostadsefterfrågevariablerna

Hushållets bostadsefterfrågevariabler är utrymmesefterfrågan, utgiftsefterfrågan och kvalitetsefterfrågan. Såväl hushållets utrymmesefterfrågan som dess utgiftsefterfrågan analyseras i syfte att utröna hur efterfrågan på både utrymme, kvalitet och utgift påverkas av ekonomiska och demografiska faktorer. (Utifrån funktionssambanden för utrymmes- och utgiftsefterfrågan kan man nämligen härleda samband för kvalitetsefterfrågan se avsnitt 4.3 nedan.)

Som mått på hushållets utrymmesefterfrågan används bostadsutrymme i antal kvadratmeter. På grund av hyresregleringen och trögheterna överhuvudtaget i anpassningen av den faktiska bostadskonsumtionen är i regel hushållets önskade utrymme större än dess faktiska utrymme vid den rådande kvadratmetershyran (se kapitel 2 ovan). Därför analyseras inte bara det faktiska utan även det önskade bostadsutrymme.

Hushållets utgiftsefterfrågan mäts med den årliga bostadskostnaden (utgiften) för hushållet. Såväl den bostadskostnad som svarar mot hushållets önskade bostadsutrymme som den som svarar mot det faktiska bostadsutrymme analyseras, båda vid rådande kvadratmetershyra.

Hushållets kvalitetsefterfrågan mäts med den faktiska hyran per kvadratmeter bostadsyta. På en perfekt fungerande bostadsmarknad kommer skillnader i kvadratmetershyrorna mellan lägenheterna att återspegla kvalitetsdifferenser. Lägenhetshyran som mått på bostadens kvalitet blir naturligtvis diskutabel för denna undersökning, vilken gäller en reglerad marknad med utpräglad hyressplittring. På en sådan marknad beror skillnaderna i kvadratmetershyrorna förutom av kvalitetsdifferenser även av bostadsbeståndets åldersstruktur och inflations-

takten, eftersom hyrorna reglerats till historiskt givna bostadskostnader. I appendix 1, avsnitt 3.1.2 diskuteras mer utförligt de svagheter som vidlåder detta kvalitetsmått. Inga andra acceptabla mått på bostadens kvalitet förefaller dock finnas.

1.2 *De ekonomiska och demografiska variablerna*

Enligt konsumtionsteorin påverkar inkomsten, hyran, preferenserna m. m. individens och hushållets efterfrågade bostadsmängd. Antalet efterfrågade lägenheter bestäms vidare av hushållsbildningen, vilken i sin tur främst beror på civilstånds- och åldersfördelningen. Av de nu nämnda variablerna, inkomsten, hyran, civilstånds- och åldersfördelningen, synes hyran vara den minst utforskade bestämningsfaktorn. Beträffande de övriga faktorerna har tidigare svenska undersökningar visat att förut giftas antalsefterfrågan är större än ogiftas (ej tidigare giftas) och giftas samt att könet och antalet hushållsmedlemmar har betydelse för antals- och utrymmesefterfrågan. Det finns därför skäl att inkludera dessa demografiska faktorer bland modellens förklaringsvariabler.

Det vore givetvis önskvärt att medta även förmögenhet, yrke och utbildning som förklaringsvariabler till bostadsefterfrågan. Inga uppgifter om dessa variabler har emellertid funnits att tillgå i grundmaterialet.¹

1.2.1 *Inkomsten*

Vid definierandet av hushållsinkomsten stöter man på tre olika problem: vilka slag av inkomster som skall medräknas, hur man skall förfara med inkomsternas kortsiktiga fluktuationer och vilka hushållsmedlemmars inkomster som skall medräknas i hushållets inkomst.

Önskvärt inkomstmått vore inkomsten efter skatt med tillägg för olika skattefria bidrag, såsom pensioner, barnbidrag, socialhjälp etc., dvs. den disponibla inkomsten. Det har emellertid i vårt fall inte varit praktiskt möjligt att vare sig genom intervjusvar, taxeringslängder eller schablonberäkningar erhålla användbara uppgifter på grundval av detta inkomstbegrepp. I stället har valts att använda den till statlig skatt taxerade inkomsten, vilken fanns direkt tillgänglig från taxeringslängderna.

Som tidigare nämnts anses sambandet mellan konsumtion och faktisk inkomst beräknat på observationer från olika hushåll vid en viss tidpunkt underskatta inkomstens långsiktiga inverkan på konsumtionen. En förklaring härtill är att den faktiska inkomsten icke sällan avviker från

¹ Grundmaterialets storlek, bortfall m. m. beskrivs i appendix 1, avsnitt 2.

den permanenta inkomsten och att det är den permanenta inkomsten som är bestämmande för konsumtionen.² Problemet är hur man skall få ett inkomstmått som så nära som möjligt överensstämmer med den permanenta (långsiktigt förväntade) inkomsten. I denna undersökning har olika metoder använts för att få inkomstmått som bättre än den faktiska inkomsten ansluter till den permanenta inkomsten. Enligt Friedman får man ett mått på den permanenta inkomsten genom ett med fallande vikter vägt medeltal av faktiska inkomster från en rad år bakåt i tiden. I denna undersökning har vi haft inkomstuppgifter från två på varandra följande år, 1964 och 1965, och sökt approximera den permanenta inkomsten med ett medeltal av dessa två års inkomster. Ett medeltal av bara två års inkomster ger dock ej ett tillfredsställande mått på den permanenta inkomsten. Andra metoder att få inkomstmått i enlighet med den permanenta inkomsten har därför prövats. En redogörelse för dessa ges i kapitel 7.

Vår strävan har varit att inkludera samtliga hushållsmedlemmars inkomster i hushållsinkomsten. Om man t. ex. bara medtog bostadsföreståndarens och hans makas inkomst, kan detta medföra systematiska fel i inkomstelasticiteterna, därför att man ej beaktar det inflytande på hushållets bostadsefterfrågan som vuxna barns och inneboendes inkomster sannolikt har. I grundmaterialet finns inkomstuppgifter från högst fyra hushållsmedlemmar per hushåll. Att få tillförlitliga inkomstuppgifter för fler än fyra medlemmar per hushåll skulle ha krävt ett avsevärt merarbete. Hushåll med mer än fyra inkomsttagare utgjorde därtill en mycket liten procentandel (drygt en procent) av samtliga hushåll. Vi har därför använt summan av alla i materialet angivna inkomster från ett hushåll som mått på hushållsinkomsten.

1.2.2 Kvadratmetershyran och de demografiska faktorerna

Kvadratmetershyran för hushållet har beräknats genom att dividera den faktiska bostadsutgiften med det faktiska utrymmet, uttryckt i antal kvadratmeter. Härvid har familjebostads- och pensionärsbostadsbidrag avdragits från hyran.

De demografiska variablerna är genomsnittsåldern för hushållsmedlemmarna, procentandelen kvinnliga hushållsmedlemmar samt procentandelen gifta respektive procentandelen tidigare gifta hushållsmedlemmar.

Ett alternativ vore att uttrycka hushållets demografiska variabler såsom summan av hushållsmedlemmarnas ålder, antalet kvinnliga hus-

² Se t. ex. Friedman, a. a.; Reid, a. a. samt Muth, a. a.

hållsmedlemmar, antalet gifta hushållsmedlemmar etc. Nackdelen med en sådan definition på de demografiska variablerna är att dessa variabelvärden samvarierar med antalet hushållsmedlemmar. De demografiska variablerna skulle därigenom inte längre renodlat ge uttryck för sådana faktorer som ålder, civilstånd och kön. Ett annat alternativ vore att använda bostadsföreståndarens ålder, civilstånd och kön som uttryck för hushållets demografiska variabler. Detta alternativ har vi också prövat. I stort sett samma elasticitetsvärden till de demografiska variablerna erhöles som när vi använde genomsnittsåldern och procentandelarna för hushållsmedlemmarnas civilstånd och kön. Ett tredje alternativ vore att uttrycka hushållsmedlemmarnas ålder, civilstånd och kön med hjälp av olika variabler för varje hushållsmedlem. Detta alternativ liksom alternativet att utgå från enbart bostadsföreståndarens civilstånd och kön har den svagheten att man inte kan härleda koefficienter till de demografiska variablerna som avser genomsnittsvärden för hela befolkningen, vilket däremot är möjligt när variablerna definieras såsom genomsnittsålder och procentandelar av samtliga hushållsmedlemmars civilstånd och kön.

2. Olika grupperingar av materialet

Separata beräkningar har utförts för olika delgrupper av materialet. Gruppindelningen har skett efter region, lägenhetens kvalitet samt bostadsföreståndarens civilstånd och kön.³

2.1 Uppdelning på regioner

Materialet har uppdelats på två huvudgrupper. Den ena gruppen omfattar hushåll från de tre storstadsregionerna Stor-Stockholmsområdet, Göteborgsregionen och Malmö-Lundregionen och den andra hushåll från landet i övrigt.

Denna regionala uppdelning av grundmaterialet har skett i syfte att utforska om skillnader föreligger mellan hushåll i de tre storstäderna och hushåll i övriga riket beträffande den inverkan inkomst, pris etc. har på bostads- och antalsefterfrågan. En orsak till en sådan skillnad kan vara att bostadsbristen är större i storstäderna än i övriga riket. En annan orsak kan vara olikheter mellan storstadsregionerna och övriga landet vad gäller variabler utanför modellen såsom individernas utbildning, förmögenhet etc. En analys av bostadsefterfrågan på grundval av en mer förfinad regional uppdelning av grundmaterialet än den

³ Beräkningar för hushåll med olika antal hushållsmedlemmar har också gjorts och redovisas i appendix 2, avsnitt 8 och 10.

valda hade givetvis varit möjlig. Eftersom huvudsyftet med denna undersökning emellertid inte är att analysera regionala skillnader i bostadsefterfrågan har en sådan uppdelning inte gjorts.

2.2 Uppdelning på kvalitetsklasser

Skillnaderna i kvadratmetershyror mellan olika lägenheter beror såväl på olika kvaliteter hos lägenheterna som på hyressplittring. För beräkning av regressionskoefficienter till prisvariabeln bör emellertid prisdifferenserna mellan lägenheterna endast vara uttryck för hyressplittring. Hyressplittringen utgör med andra ord den variation i kvadratmetershyran som tillåter oss att studera prisets inverkan på bostadsefterfrågan i ett tvärsnittsmaterial. För att få så förväntningsriktiga pris-koefficienter som möjligt har därför hushållen (lägenheterna) indelats i olika kvalitetsklasser och beräkningar utförts för de hushåll som ingår i respektive kvalitetsklass.⁴ Motsatta förhållandet bör däremot gälla studiet av kvalitetsefterfrågan, vilket innebär att klassningen görs så att faktorn »hyressplittringen» standardiseras och kvarvarande variation i kvadratmetershyran endast återspeglar kvalitetsdifferenser hos lägenheterna.

⁴ *Grupp 1:* Lägenheter i hus byggda åren 1961–65 med vatten, avlopp, wc, cv och bad- eller duschrum samt minst endera modern spis eller kylskåp.

Grupp 2: Lägenheter i hus byggda åren 1953–60 med samma utrustning som lägenheterna i grupp 1.

Grupp 3: Lägenheter i hus byggda åren 1941–52 med samma utrustning som lägenheterna i grupp 1.

Grupp 4: Lägenheter i hus byggda 1940 eller tidigare med samma utrustning som lägenheterna i grupp 1.

Grupp 5: Lägenheter i hus, oavsett årgång, med vatten, avlopp, wc, cv och bad- eller duschrum (med eller utan varmvatten).

Grupp 6: Lägenheter med vatten, avlopp, wc, cv (oavsett modern spis eller kylskåp, men utan bad- eller duschrum).

Grupp 7: Lägenheter i hus, oavsett årgång, med endera vatten + avlopp + wc eller vatten + avlopp + bad- eller duschrum eller med vatten + avlopp + wc + bad- eller duschrum (men utan cv).

Grupp 8: Lägenheter i hus, oavsett årgång, med antingen vatten + avlopp + cv eller vatten + avlopp + cv + bad- eller duschrum (bägge alternativen med eller utan varmvatten från centralvärmeanläggning men utan wc).

Grupp 9: Lägenheter i hus, oavsett årgång, med antingen bara vatten + avlopp + bad- eller duschrum eller med bara avlopp eller bara vatten eller med ingen av dessa utrustningsdetaljer.

Denna kvalitetsindelning är en förfinad version av den av SCB tillämpade kvalitetsgrupperingen vid 1965 års bostadsräkning (fem kvalitetsgrupper). Strävan har varit att få dels en något finare kvalitetsindelning än SCB:s, dels kvalitetsgrupper med någotsånär lika antal hushåll.

Om man bortser från att bostäderna även inom varje standardgrupp varierar något i kvalitetshänseende och om man vidare bortser från tendensen till fallande kvadratmetershyra vid ökat lägenhetsutrymme, så kommer olika kvadratmetershyror för lägenheter inom samma kvalitetsgrupp att endast visa hyressplittringen mellan bostäderna. Under dessa förhållanden bör man få rättvisande priselasticiteter.

2.3 Uppdelning på grupper efter bostadsföreståndarens civilstånd och kön
Materialet har indelats i tre olika civilstånds- och könsgrupper: hushåll med ogift man, hushåll med ogift kvinna och hushåll med gift person som bostadsföreståndare. Anledningen till att vi utför regressionsberäkningar för alla dessa tre köns- och civilståndsgrupper är bl. a. att tidigare svenska undersökningar analyserat bostadsefterfrågan för samma köns- och civilståndsgrupper och funnit olika inkomstsamband för dem.

Som exempel kan nämnas att S. Rydorff beräknat utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet till 0,3 för förut gifta och ogifta kvinnor, medan den för gifta personer var 0,4. Enligt bostadsbyggnadsutredningens beräkningar är utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet för ogifta män, ogifta kvinnor och gifta personer 0,58, 0,52 respektive 0,40.⁵

3. Funktionsform och beräkningsmetod

3.1 Funktionsformen

Vid val av form för efterfrågefunktionerna bör målet vara att finna en funktionsform som på ett någorlunda tillfredsställande sätt beskriver (approximerar) de samband som existerar i verkligheten utan att därför leda till alltför komplicerade regressionsberäkningar.

För att utröna vilken funktionsform som bäst beskriver verkligheten kan man använda sig av olika metoder. För det första kan rent aprioriska övertaganden eller resultat från tidigare undersökningar utnyttjas. Här kan nämnas en undersökning av Eleanor M. Snyder, vari studerades inverkan av inkomst och pris på konsumtionen av mat och bostäder i ett tvärsnittsmaterial. Hennes resultat ledde bl. a. fram till att den konstant-elastiska funktionsformen bör vara en lämplig modell för att beskriva konsumtionsutvecklingen för dessa varugrupper.⁶

För det andra kan man formulera sin hypotes så att det testförfarande man tillämpar även tillåter en diskriminering mellan olika funk-

⁵ Rydorff, a. a.; *SOU* 1965:32 kapitel 6 samt Holm, a. a.

⁶ Eleanor M. Snyder, Impact of Long-term Structural Changes on Family Expenditures 1880–1950, i L. H. Clark (ed.), *Consumer Behavior. Research on Consumer Reactions*, New York 1958.

tionsformer. Ett ofta använt sätt är att undersöka huruvida regressions-ekvationens slumpterm är autokorrelerad eller ej med hjälp av det välbekanta Durbin-Watson-testet.⁷ Om detta test visar signifikant utslag kan detta vara ett tecken på att man valt fel funktionsform. Metoder av detta slag utsätter dock den mindre nogräknade forskaren för stora risker. Efter ett antal prov kan man vara ganska säker på att ha uppnått ett relativt välartat testresultat.

Ett tredje sätt att utvärdera funktionsformen är att direkt studera grundmaterialet. Denna metod har vi använt oss av i kapitel 3, där vi med hjälp av korstabuleringar på genomsnittsvärden studerat hur utrymmet och utgiften varierar med inkomsten, kvadratmetershyran etc. Dessa tabellsammanställningar har gett en viss vägledning för valet av sambandens funktionsformer. Bl. a. har vi funnit, genom uppskattningar av inkomst- och priselasticiteter i olika inkomstintervall, att dessa elasticiteter inte förefaller att systematiskt förändras med inkomstens storlek. Ej heller har vi funnit någon systematisk variation av inkomstelasticiteten med kvadratmetershyrans höjd. Dessa resultat ger en antydning om att sambandet mellan inkomst och pris inte är linjärt och att en konstantelastisk funktionsform kan vara en tillfredsställande approximation; ett resultat som också ansluter sig till Snyders ovan.

Vår uppfattning är att den konstantelastiska funktionsformen ger en god beskrivning av hur pris och inkomst inverkar på hushållets bostadsefterfrågan. Å andra sidan blir konstantelastiska funktionsformer helt naturligt mindre lämpliga när man kan förvänta elasticiteter som systematiskt förändras med stigande värden på förklaringsvariablerna. Detta synes exempelvis vara fallet beträffande inverkan av de demografiska variablerna civilstånd och kön på hushållets bostadsefterfrågan.⁸

För att undvika komplicerade regressionsberäkningar bör funktionsformen antingen vara linjär eller lätt kunna transformeras till linjära samband. Utgår man från funktioner i potensform kan man logaritmera dessa och erhålla linjära samband. Med funktioner i potensform har vi kunnat uppställa både konstantelastiska och icke konstantelastiska samband. Mot bakgrund av det ovan sagda har vi utfört beräkningar på hushållets bostadsefterfrågan med potensform där konstantelastiskt samband gäller för inkomsten, priset, antalet hushållsmedlemmar och hus-

⁷ J. Durbin & G. S. Watson, Testing for Serial Correlation in Least Square Regression, *Biometrika*, December 1950, June 1951.

⁸ För antalsefterfrågan finns det skäl att förvänta att samtliga förklaringsvariablers elasticiteter systematiskt förändras med stigande variabelvärden. Därför har beräkningarna för antalsefterfrågan utförts med en icke konstantelastisk funktionsform (se kapitel 5).

hållsmedlemmarnas genomsnittsålder, men icke konstantelastiskt samband för procentandelarna gifta, tidigare gifta och kvinnliga hushållsmedlemmar. Resultaten av dessa beräkningar presenteras i avsnitt 4 i detta kapitel. Beräkningar med linjär funktionsform för hushållets bostadsefterfrågan har också prövats. Resultaten härav återfinns i appendix 2.

3.2 Beräkningsmetoden

Den beräkningsmetod som använts är den vanliga minsta kvadratmetoden. För att denna beräkningsmetod skall ge förväntningsriktiga estimat fordras bl. a. att våra samband för hushållets bostadsefterfrågan inte utgör en del av ett större simultant ekvationssystem så att förklaringsvariablerna till hushållets bostadsefterfrågan påverkas av de endogena bostadsefterfrågevariablerna. Denna förutsättning synes i huvudsak vara uppfylld vad gäller inkomst- och prisvariablerna samt de demografiska variablerna. Däremot förefaller antalet hushållsmedlemmar i viss utsträckning vara bestämt av den endogena variabeln lägenhetsstorleken, vilket innebär att man riskerar få icke förväntningsriktiga estimat till antalet hushållsmedlemmar. Vidare fordras för förväntningsriktiga estimat att förklaringsvariablerna ej är behäftade med mätfel. Som tidigare omnämnts torde mätfel förekomma om man mäter den permanenta inkomsten med den faktiska inkomsten. För övriga förklaringsvariabler förefaller mätfelen inte vara av sådan omfattning att de nämnvärt påverkar våra regressionsestimater.

För att den vanliga minsta kvadratmetoden skall ge estimat med högsta möjliga precision krävs bl. a. att feltermen till varje regressions samband inte är autokorrelerad och har konstant varians. Det är knappast sannolikt att dessa förutsättningar är strikt uppfyllda. Detta synes särskilt gälla förutsättningen om konstant varians hos feltermen. Det mest sannolika är att variansen hos feltermen ökar med stigande värde på den endogena variabeln bostadsefterfrågan. Därför skulle vi antagligen ha fått regressionsestimater med högre precision om vi i stället för den vanliga minsta kvadratmetoden använt andra estimationsmetoder som tar hänsyn till att ovannämnda förutsättningar inte är uppfyllda.⁹

4. Resultaten

I avsnitt 4.1 och 4.2 ges regressionskoefficienterna till sambanden för utrymmes- respektive utgiftsefterfrågan. Regressionskoefficienterna till

⁹ Beträffande lämpliga estimationsmetoder för att få förväntningsriktiga regressionsestimater under olika förutsättningar, se J. Johnston, *Econometric Methods*, New York 1963, kapitel 5-9.

Tabell 4:1. Regressionskoefficienter för faktisk och önskad utrymmesefterfrågan per hushåll. Potensfunktioner.

	E_P	E_Y	E_A	E_{D_1}	ε_{D_2}	ε_{D_3}	ε_{D_4}	R_V
Faktisk utrymmesefterfrågan	-0,35	0,22	0,22	0,034*	0,03*	0,07*	0,06*	0,648
Önskad utrymmesefterfrågan	-0,30	0,25	0,15	-0,15	0,06	0,05	0,07*	0,701

* = icke signifikanta värden.

kvalitetsefterfrågan presenteras i avsnitt 4.3. I samma avsnitt visas hur koefficienterna till kvalitetsefterfrågan härleds från koefficienterna till utrymmes- och utgiftsefterfrågan. I syfte att göra framställningen överskådlig ges i texten bara vissa resultat från regressionsberäkningarna; övriga återfinns i appendix 2. Systematiska fel i regressionskoefficienterna som beror på urvalsfel, bortfall och mätfel diskuteras i appendix 1, avsnitt 2.

4.1 Hushållets utrymmesefterfrågan

Som tidigare nämnts beräknas regressionssamband för såväl faktisk som önskad utrymmesefterfrågan. Förklaringsvariabler i dessa regressions-samband är hushållsinkomsten (Y), lägenhetens kvadratmetershyra (P), antalet hushållsmedlemmar (A), hushållsmedlemmarnas genomsnitts-ålder (D_1), procentandelen gifta hushållsmedlemmar (D_2), procentandelen tidigare gifta hushållsmedlemmar (D_3) och procentandelen kvinnliga hushållsmedlemmar (D_4). Beräkningarna för utrymmesefterfrågan avser dels grupper enbart efter kvalitetsklass (kvalitetsklassindelningen finns angiven i avsnitt 2.2 ovan), dels grupper efter såväl kvalitetsklass som bostadsföreståndarens kön och civilstånd.

4.1.1 Utrymmesefterfrågan inom kvalitetsklasserna

De regressionskoefficienter som presenteras i tabell 4:1 är vägda genomsnitt av regressionskoefficienterna från de nio kvalitetsklasserna. Vikter är kvalitetsklassernas respektive andelar av totala antalet hushåll.

E -symbolen betecknar elasticiteter till motsvarande variabler. Övriga demografiska variabler gånger en ε -koefficient är exponenter i exponentialfunktioner med basen e^{10} . Anledningen till att exponentialfunk-
¹⁰ Innebörden av E - och ε -koefficienterna framgår omedelbart om hela potens- funktionen tecknas

$$B = \text{konst.} \cdot P^{E_P} \cdot Y^{E_Y} \cdot A^{E_A} \cdot D_1^{E_{D_1}} \cdot e^{\varepsilon_{D_2} \cdot D_2} \cdot e^{\varepsilon_{D_3} \cdot D_3} \cdot e^{\varepsilon_{D_4} \cdot D_4}. \quad (4:2)$$

Lätt inses att elasticiteterna till variablerna D_2 , D_3 och D_4 fås såsom $\varepsilon_{D_2} \cdot D_2$,

tioner används är att variablerna D_2 , D_3 och D_4 kan anta värdet 0. Observationer med 0-värden skulle annars få orealistiskt kraftig effekt på hela potensfunktionen som då blir noll oavsett värdena på de övriga förklaringsvariablerna.¹¹ Multipla korrelationskoefficienten (R_V) har liksom regressions sambandens koefficienter beräknats som vägda genomsnitt av värdena från varje kvalitetsklass. Signifikant skilda från noll anses regressionskoefficienterna i varje kvalitetsklass vara när regressionskoefficienten är mer än två gånger större än dess standardavvikelse. Detta motsvarar en signifikansnivå på 5 % under traditionella förutsättningar. I tabellen har några regressionskoefficienter markerats med *. Detta betyder att vi klassificerat dem som icke signifikanta.¹²

a) *Faktisk utrymmesefterfrågan.* Genomsnittselasticiteterna för pris-, inkomst- och antalsvariablerna, $-0,35$, $0,22$ respektive $0,22$, har de tecken man kan förvänta, dvs. den faktiska konsumtionen av bostadsutrymme minskar med stigande kvadratmetershyra, ökar med stigande inkomst och ökar med antalet medlemmar i hushållet. Beträffande priselasticiteten bör observeras att denna har beräknats på basis av ett tvärsnitt av lägenheter av i stort sett samma kvalitet (samma kvalitetsklass), vars kvadratmetershyror är olika på grund av hyressplittringen. Det förefaller dock svårt att tänka sig att den priselasticitet som erhållits för det faktiska bostadsutrymmet verkligen återspeglar hur efterfrågan på bostadsutrymme påverkas av priset med tanke på svårigheterna för

$\varepsilon_{D_3 \cdot D_3}$ resp. $\varepsilon_{D_4 \cdot D_4}$. Lämpligt förefaller härvid vara att multiplicera ifrågasvarande ε -koefficient med medelvärdena till variablerna D_2 , D_3 och D_4 .

¹¹ Insättes t. ex. $P = 0$ i potensfunktionen ovan fås $B = 0$.

¹² Vid bedömningen av signifikansen hos regressionskoefficienternas genomsnittsvärden har vi utgått från antalet kvalitetsklasser med signifikanta koefficientvärden. Antalet kvalitetsklasser med signifikanta koefficientvärden är nämligen binomialfördelat om koefficientvärdena är oberoende av varandra. Man synes då kunna bestämma signifikansnivån som svarar mot ett givet antal signifikanta koefficientvärden i de nio kvalitetsklasserna. Eftersom koefficientvärdena mellan kvalitetsklasserna sannolikt ej är helt oberoende har signifikansgränsen vilken visar antalet signifikanta koefficientvärden som måste ingå i varje genomsnittsvärde för att detta skall anses vara signifikant satts så lågt som till 1 %. Under förutsättning att i populationen alla koefficienterna = 0 är sannolikheten för inget signifikant värde, ett signifikant värde, två signifikanta värden, tre signifikanta värden osv. av de nio kvalitetsklassernas koefficientvärden $0,37$, $0,07$, $0,008$ respektive $0,001$. Uppvisar tre eller flera kvalitetsklasser signifikanta värden (obs! var och en på 5 %-nivå) innebär detta således enligt våra kriterier, att den beräknade genomsnittselasticiteten är signifikant på 1 %-nivå eller lägre nivå. Detta gäller under förutsättning av oberoende mellan de olika klassrelationernas slumpstermer m. m. (se G. Eliasson, *Kreditmarknaden och industrins investeringar*, IUI, Uppsala 1967).

hushållen att vid prisförändringar anpassa sin faktiska utrymmeskonsumtion på grund av hyresregleringen.

Att vi ändå fått ett klart signifikant utslag för prisvariabeln kan bero på att kvadratmetershyran för lägenheter av lika kvalitet tenderar att vara lägre ju större lägenhetsytan är. De uppgifter om kvadratmeterspris och lägenhetsyta som ligger till grund för vår priselasticitet skulle således kunna härröra från en utbudskurva av olika stora lägenheter eller också kunna härröra från skärningspunkter mellan såväl olika efterfrågekurvor som utbudskurvor (identifikationsproblemet).

De genomsnittliga koefficientvärdena för de demografiska variablerna är enligt våra kriterier insignifikanta; för åldersvariabeln har inte någon kvalitetsklass uppvisat signifikant värde, medan signifikanta värden erhållits i två kvalitetsklasser för de bägge civilståndsvariablerna och i en kvalitetsklass för könsvariabeln. Om man därtill tar i beaktande de till beloppet låga värden som koefficienterna till dessa variabler visar bör av tabellresultaten att döma åldern, civilståndet och könet ej ha någon inverkan på den faktiska konsumtionen av bostadsutrymme. Det kan nämnas att ej heller i det linjära sambandet för faktisk utrymmesefterfrågan är någon av genomsnittselasticiteterna till de demografiska variablerna signifikanta (se appendix 2, avsnitt 2).

b) *Önskad utrymmesfrågan.* Från tabellen ser vi att hushållens önskade bostadsutrymme minskar med stigande kvadratmeterspris och ökar med stigande inkomst och antal hushållsmedlemmar, vilket väl stämmer överens med vad man a priori förväntar.

Pris- och inkomstelasticiteternas numeriska värden ($-0,30$ och $0,25$) är något lägre än de beräknade pris- och inkomstelasticiteterna i avsnitt 1, kapitel 3, vilka var $-0,49$ respektive $0,47$. Eftersom antalet hushållsmedlemmar är negativt korrelerat med kvadratmetershyran och positivt korrelerat med inkomsten är det sannolikt att de numeriskt högre elasticiteterna redovisade i kapitel 3 till stor del beror på att dessa är beräknade utan att antalet hushållsmedlemmar konstanthållits, medan de här presenterade elasticiteterna beräknats för givet antal hushållsmedlemmar (antalet hushållsmedlemmar är ju förutom priset och inkomsten förklaringsvariabel).¹³ Elasticiteterna i kapitel 3 är för övrigt beräknade på basis av ett fåtal medelvärden och osäkra genom de approximationer som måst göras vid beräkningarna.

¹³ I det databehandlade materialet fanns resultat av regressionsanalysen stegvis från det att en förklaringsvariabel införs i regressionsekvationen till det att samtliga förklaringsvariabler hade införts. På grundval av dessa uppgifter har vi konstaterat att införandet av antalet hushållsmedlemmar i genomsnitt reducerar priselasticiteten numeriskt med ca $0,03$ och inkomstelasticiteten med ca $0,05$.

De priselasticiteter som vi beräknat på grundval av hyressplittringen (dvs. alla priselasticiteter i kapitel 3 och detta kapitel) torde ha en viss negativ bias. Anledningen härtill är att det även inom varje kvalitetsklass finns en viss kvalitetsvariation. Inom en viss kvalitetsklass torde högre kvadratmetershyror i allmänhet representera en något högre bostadskvalitet. Som följd härav minskar inte det önskade utrymmet lika mycket med stigande kvadratmetershyror som om bostäderna vore av exakt samma kvalitet (vilket förutsatts). Däremot är bågpriselasticiteterna, återgivna i kapitel 2, avsnitt 4, inte behäftade med denna typ av negativ bias. För hushållen i hela riket är bågpriselasticiteten för önskat bostadsutrymme $-0,36$. Om siffran $-0,36$ riktigt uttrycker utrymmesefterfrågans priselasticitet skulle underskattningen i de regressionsberäknade priselasticiteterna i tabell 4:1 på grund av kvalitetsvariationer inom varje kvalitetsklass följaktligen vara $-0,06$.

Jämförs inkomst- och antalselasticiteterna med dem för faktisk utrymmesefterfrågan¹⁴ ser vi i tabell 4:1 att inkomstelasticiteten är något större för den önskade än för den faktiska utrymmesefterfrågan, medan motsatsen gäller för antalselasticiteten. Att inkomstelasticiteten för önskat utrymme är större än den för faktiskt utrymme överensstämmer med vad man väntar sig på grund av svårigheterna för hushållen att anpassa sin faktiska konsumtion av utrymme till förändringar i inkomsten. Med analogt resonemang borde även antalskoefficienten vara större för den önskade utrymmesefterfrågan än för den faktiska. Möjligen kan bostadsförmedlingarnas prioritering av barnfamiljer vid lägenhetsfördelningen — jämte förhållandet att nyproducerade lägenheter i genomsnitt är större än äldre lägenheter — förklara att den faktiska utrymmesefterfrågans antalselasticitet är större än den önskade utrymmesefterfrågans.

Vid beräkningen av koefficienterna till tabell 4:1 fann vi att pris- och antalselasticiteterna varierar avsevärt mellan de olika kvalitetsklasserna. Priselasticiteten är numeriskt lägre i de tre första kvalitetsklasserna än i de övriga, medan någon klar tendens i antalselasticitetens variationer ej kan spåras. På det hela taget gäller också samma variationsmönster för pris- och antalselasticiteterna till de linjära sambanden.

Vad beträffar de demografiska variablerna minskar enligt tabell 4:1 det önskade utrymmet per hushåll med ökande genomsnittsålder hos hushållsmedlemmarna och ökar obetydligt med ökande andel gifta och tidigare gifta personer. Estimaten för de två civilståndsvariablerna är

¹⁴ Priselasticiteterna är det ingen mening att jämföra, eftersom priselasticiteten för faktisk utrymmesefterfrågan närmast är att betrakta som en priselasticitet för utbudet i stället för efterfrågan.

Tabell 4:2. Regressionskoefficienter för önskad utrymmesefterfrågan Potensfunktioner.

	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	R_V
Ogift man	-0,51	0,35	0,091*	-0,13*	0,671
Ogift kvinna	-0,40	0,23	0,13	-0,11*	0,652
Gift person	-0,22	0,25	0,13	-0,15	0,611

* = icke signifikanta värden.

på gränsen till att vara signifikanta; endast tre av nio kvalitetsklasser visar signifikanta värden. För könet torde man knappast kunna tala om någon bestämd inverkan på det önskade utrymmet, eftersom bara två kvalitetsklassers estimat visat sig vara signifikanta.

Åldersvariabelns negativa tecken kan förefalla något överraskande. Den gängse uppfattningen tycks vara den att behovet av utrymme hos ett hushåll vid given inkomst tenderar att öka med hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder.¹⁵ Tidigare har man emellertid korrelerat det faktiska antalet rum per person med bostadsföreståndarens ålder. Dessa resultat bör för det första jämföras med vårt åldersestimat för den faktiska utrymmesefterfrågan, som var +0,03 och insignifikant. Därtill kommer att antalet medlemmar per hushåll avtar med bostadsföreståndarens ålder, vilket torde förklara det positiva sambandet mellan antal rumsenheter per person och dennes ålder.

4.1.2 Önskad utrymmesefterfrågan inom kvalitetsklasserna. Gruppering efter bostadsföreståndarens kön och civilstånd

I det föregående avsnittet gavs resultaten för utrymmesefterfrågan när beräkningarna gällt hushåll inom samma kvalitetsklass. I detta avsnitt skall vi presentera resultaten för den önskade utrymmesefterfrågan med samma typ av beräkningar men för olika grupper efter bostadsföreståndarens kön och civilstånd. De tre bostadsföreståndargrupperna avser hushåll med ogift man, ogift kvinna och gift person som bostadsföreståndare.

Koefficientvärdena i tabell 4:2 är genomsnitt av koefficientvärden i åtta olika kvalitetsklasser (av de tidigare nio olika kvalitetsklasserna har kvalitetsklass åtta och nio sammanslagits till en enda) och är beräknade för hushållen i hela landet. Koefficientvärdena till de linjära sam-

¹⁵ Se *SOU* 1965: 32, s. 99 och s. 113-114.

banden och sambanden med faktiskt utrymme återfinns i appendix 2, avsnitt 2.

Priselasticiteten varierar kraftigt mellan de tre köns- och civilståndsgrupperna. Skillnaderna mellan de tre grupperna är betydligt mindre vad gäller elasticiteterna till de övriga förklaringsvariablerna. Gruppen ogifta män visar dock en klart högre inkomstelasticitet än de två övriga grupperna. Att märka är att de genomsnittliga ålderselasticiteterna är insignifikanta för ogifta män (ingen kvalitetsklass signifikant) och för ogifta kvinnor (bara två kvalitetsklasser signifikanta). De försök som gjorts att utesluta antalet hushållsmedlemmar som förklaringsvariabel visade att elasticiteterna blev numeriskt något högre för såväl priset och inkomsten som genomsnittsåldern. Denna effekt av att exkludera antalet hushållsmedlemmar som förklaringsvariabel var väntad med tanke på att antalsvariabeln är negativt korrelerad med priset och genomsnittsåldern och positivt korrelerad med hushållsinkomsten.

Av resultaten från varje kvalitetsklass framgick att priselasticiteten för önskad utrymmesefterfrågan är klart lägre i de tre första kvalitetsklasserna än i de övriga; högst är den i kvalitetsklasserna fem och åtta. Dessa resultat gäller såväl för ogifta män och ogifta kvinnor som för gifta personer.

4.2 Utgiftsefterfrågan

Beräkningarna har gällt såväl faktisk som önskad utgiftsefterfrågan samt utförts dels på ogrupperat material, dvs. för samtliga hushåll i hela riket, dels för hushållen i olika grupper, indelade efter bostadsföreståndarens civilstånd och kön. Förklaringsvariablerna är desamma som för utrymmesefterfrågan med den skillnaden att kvadratmetershyran ej ingår i sambanden för utgiftsefterfrågan.

4.2.1 Utgiftsefterfrågan för hela riket

a) *Faktisk utgiftsefterfrågan.* Enligt tabell 4:3 har koefficienterna till samtliga förklaringsvariabler för faktisk utgiftsefterfrågan samma tecken som motsvarande koefficienter för faktisk utrymmesefterfrågan i tabell 4:1, utom vad avser koefficienten till åldersvariabeln. I utrymmesekvationen är åldersvariabelns elasticitet positiv medan den är negativ i utgiftsekvationen. Att estimatet för ålderselasticiteten i utgiftsekvationen är negativt — trots det positiva sambandet mellan faktiskt bostadsutrymme och åldersvariabeln — sammanhänger med att den faktiska bostadskvaliteten uttryckt med faktisk kvadratmetershyra är negativt korrelerad med hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder.

Ser vi på de enskilda estimatens numeriska värden är inkomstelasti-

Tabell 4:3. Regressionskoefficienter för hushållets faktiska och önskade utgiftsefterfrågan. Potensfunktioner.

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
Faktisk	0,42 (0,015)	0,11 (0,02)	-0,14 (0,019)	0,14 (0,02)	0,09 (0,03)	0,18 (0,03)	0,620
Önskad	0,45 (0,014)	0,019 (0,019)	-0,31 (0,018)	0,15 (0,02)	0,06 (0,03)	0,18 (0,03)	0,686

Anm.: Siffrorna inom parentes anger regressionskoefficienternas standardavvikelser.

citeten klart större i utgiftssambandet än i utrymmessambandet medan motsatsen gäller för antalselasticiteten. Enligt dessa tabellresultat skulle den faktiska utgiftsefterfrågan vara mer inkomstkänslig än den faktiska utrymmesefterfrågan, medan den faktiska utrymmesefterfrågan i stället påverkas mer av förändringar i antalet hushållsmedlemmar. En tendens till något lägre inkomstelasticiteter kan märkas i de linjära sambanden för faktisk utgiftsefterfrågan (se appendix 2, avsnitt 4).

b) *Önskad utgiftsefterfrågan.* Jämför vi resultaten för önskad utgiftsefterfrågan med dem för faktisk utgiftsefterfrågan kan konstateras att koefficienterna till inkomst- och åldersvariablerna är numeriskt högre för den önskade utgiftsefterfrågan, vilket är att vänta med tanke på svårigheterna för hushållen att på den reglerade marknaden anpassa sin faktiska bostadskonsumtion till förändringar i dessa variabler. Att antalselasticiteten är större för den faktiska utgiftsefterfrågan än för den önskade beror på att antalselasticiteten är större för den faktiska utrymmesefterfrågan än för den önskade. Detta kan i sin tur möjligen bero på bostadsförmedlingarnas prioritering av barnfamiljer (se ovan s. 60). För variabeln tidigare gifta uppvisar däremot den faktiska utgiftsefterfrågan ett högre koefficientvärde medan koefficientvärdet för könsvariabeln är lika för faktisk och önskad utgiftsefterfrågan.

Jämförs sedan koefficienterna för önskad utgiftsefterfrågan med dem för önskad utrymmesefterfrågan i tabell 4:1 ser vi att inkomstekvationen och ålderselasticiteterna visar klart numeriskt högre värden i utgifts- än i utrymmesekvationen, vilket tyder på att den faktiska kvadratmetershyran är positivt korrelerad med inkomsten och negativt korrelerad med åldern. Däremot är antalselasticiteten lägre för önskad utgiftsefterfrågan än för önskad utrymmesefterfrågan. Den faktiska kvadratmetershyran måste följaktligen vara negativt korrelerad med antalet hushållsmedlemmar.

I appendix 2, avsnitt 4 framgår att användandet av linjär funktions-

Tabell 4:4. *Regressionskoefficienter för önskad utgiftsefterfrågan. Potensfunktioner.*

	E_Y	E_A	E_{D1}	R
Ogift man	0,53 (0,043)	-0,007 (0,051)	-0,18 (0,057)	0,601
Ogift kvinna	0,39 (0,025)	-0,054 (0,039)	-0,29 (0,037)	0,605
Gift person	0,48 (0,018)	-0,043 (0,028)	-0,31 (0,022)	0,587

form i stället för multiplikativ funktionsform ej nämnvärt förändrar koefficientvärdena. Detta gäller både estimaten för storstäderna och för övriga riket.

4.2.2 Önskad utgiftsefterfrågan i grupper efter bostadsföreståndarens kön och civilstånd

Elasticiteterna i tabell 4:4 är liksom de i tabell 4:3 beräknade utan någon underuppdelning på kvalitetsklasser. I likhet med vad som gällde för den önskade utrymmesefterfrågan i tabell 4:2 är inkomstelasticiteten högst för ogifta män, lägre för gifta personer och lägst för ogifta kvinnor. De till beloppet mycket små antalselasticiteterna som dessutom är insignifikanta, tyder på att antalet hushållsmedlemmar inte har någon inverkan på hushållets önskade bostadsutgift i dessa grupper.

Vidare ser vi att inkomst- och ålderskoefficienterna är till beloppet nära dubbelt så höga som de i tabell 4:2. Av dessa resultat att döma skulle för var och en av de tre grupperna den önskade bostadsutgiften vara betydligt mer påverkbar av förändringar i hushållsinkomsten och hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder än det önskade utrymmet.

4.3 Kvalitetsefterfrågan

På grund av att kvalitetsefterfrågan uttrycks med faktisk kvadratmetershyra är koefficienten till en viss förklaringsvariabel i potensekvationen för kvalitetsefterfrågan lika med utgiftsefterfrågeekvationens koefficient minus utrymmesefterfrågeekvationens koefficient till samma förklaringsvariabel. Riktigheten i detta påstående inses av den härledning som följer.

Betrakta följande tre multiplikativa funktioner för kvalitetsefterfrågan, utgifts- och utrymmesefterfrågan.¹⁶

¹⁶ Utgifts- och utrymmesefterfrågan kan antingen uttryckas med önskade värden eller med faktiska värden.

$$B^K = \alpha^K \gamma^{E_Y^K} A^{E_A^K} \cdot D_1^{E_{D1}^K} \cdot \exp(e_{D2}^K \cdot D_2) \exp(e_{D3}^K \cdot D_3) \exp(e_{D4}^K \cdot D_4) \quad (4:3)$$

$$B^V = \alpha^V \cdot Y^{E_Y^V} \cdot A^{E_A^V} \cdot D_1^{E_{D1}^V} \cdot \exp(e_{D1}^V \cdot D_2) \exp(e_{D3}^V \cdot D_3) \exp(e_{D4}^V \cdot D_4) \quad (4:4)$$

$$B^W = \alpha^W \cdot Y^{E_Y^W} \cdot A^{E_A^W} \cdot D_1^{E_{D1}^W} \cdot \exp(e_{D1}^W \cdot D_2) \exp(e_{D3}^W \cdot D_3) \exp(e_{D4}^W \cdot D_4). \quad (4:5)$$

Superscript K , V och W står för kvalitetsefterfrågan, utgiftsefterfrågan respektive utrymmesefterfrågan.

Divideras samband (4:4) med samband (4:5) erhålls:

$$\frac{B^V}{B^W} = \frac{\alpha^V}{\alpha^W} \cdot Y^{(E_Y^V - E_Y^W)} \cdot A^{(E_A^V - E_A^W)} \cdot D_1^{(E_{D1}^V - E_{D1}^W)} \cdot \exp[(e_{D2}^V - e_{D2}^W) D_2] \cdot \exp[(e_{D3}^V - e_{D3}^W) D_3] \cdot \exp[(e_{D4}^V - e_{D4}^W) D_4]. \quad (4:6)$$

Av våra definitioner på B^K , B^V och B^W följer att $B^K = B^V/B^W$. Samband (4:6) är identiskt med (4:3); de har samma variabler. Påståendet följer härav.

Utifrån de tidigare presenterade koefficienterna för utrymmes- och utgiftsefterfrågan kan vi således få koefficientvärdena till kvalitetsefterfrågan.

Regressionskoefficienterna samt mått på standardavvikelser till dessa har beräknats på grundval av resultaten för önskad utrymmes- och utgiftsefterfrågan avseende potensfunktioner från tabell 7 och 10 i appendix 2.¹⁷

Beträffande de enskilda estimatens numeriska värden för kvalitetsefterfrågan (se tabell 4:5) noterar man först att inkomstelasticiteten är positiv, vilket kan tolkas som att hushållens faktiska konsumtion av bostadskvalitet ökar med stigande inkomst. Förhållandevis höga negativa elasticitetstal har erhållits för antals- och åldersvariablerna. Hus-

¹⁷ Om σ_Y^K = standardavvikelseerna till regressionskoefficienten för variabeln Y avseende kvalitetsefterfrågan, σ_Y^W och σ_Y^V = standardavvikelseerna till regressionskoefficienterna för Y avseende önskad utrymmesefterfrågan respektive önskad utgiftsefterfrågan gäller sambandet $\sigma_Y^K = \sqrt{(\sigma_Y^W)^2 + (\sigma_Y^V)^2 - 2\sigma_{Y^WV}}$, där σ_{Y^WV} är en kovariansterm. Eftersom denna kovariansterm ej framräknats i det databehandlade materialet har vi inte kunnat medta denna vid beräkningen av σ_Y^K . Således har vi beräknat kvalitetsefterfrågans standardavvikelser som kvadratroten ur summan av utrymmes- och utgiftsefterfrågans kvadrerade standardavvikelser. Antagligen är inte kovarianstermen negativ, eftersom utrymmes- och utgiftsefterfrågan knappast torde vara substitutvaror. Våra mått på kvalitetsefterfrågans standardavvikelser är därför sannolikt något större än de verkliga standardavvikelseerna.

Tabell 4:5. *Regressionskoefficienter för kvalitetsefterfrågan. Potensfunktioner.*

	E_Y	E_A	E_{D1}	ϵ_{D2}	ϵ_{D3}	ϵ_{D4}
Kvalitets- efterfrågan	0,19 (0,017)	-0,22 (0,024)	-0,23 (0,022)	0,08 (0,028)	-0,03 (0,036)	0,05 (0,036)

hållen minskar således sin faktiska kvalitetskonsumtion ju större antalet hushållsmedlemmar är och ju högre genomsnittsåldern är i hushållet.

Koefficienterna till civilstånds- och könsvariablerna är numeriskt små, koefficienterna till procentandelen tidigare gifta och procentandelen kvinnliga hushållsmedlemmar är därtill knappast signifikanta. Ökad andel gifta personer tycks ha en positiv, om än obetydlig, effekt på efterfrågan på kvalitet.

Inkomstelasticiteten är något lägre för kvalitetsefterfrågan än för den faktiska och önskade utrymmesefterfrågan i tabell 4:1, vilket tyder på att konsumtionen av faktisk kvalitet inte är lika inkomstkänslig som konsumtionen av faktiskt och önskat utrymme. På grund av att vi utgått från hushållens faktiska kvalitet och inte deras önskade underskattar dock detta värde troligen något kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet på en fri marknad. Om man kan anta att avvikelserna mellan faktisk och önskad kvalitet inte ger upphov till större negativ bias än avvikelserna mellan faktiskt och önskat utrymme (0,22–0,25) skulle kvalitetsens inkomstelasticitet ligga obetydligt under utrymmets inkomstelasticitet. Som jämförelse kan här nämnas att Rydorff fick ungefär samma inkomstelasticitet för utrymmes- som för kvalitetsefterfrågan på 1945 års Stockholmsmaterial.

Antalsethasticiteten är klart negativ för kvalitetsefterfrågan, medan den är klart positiv för den faktiska och önskade utrymmesefterfrågan. Dessa resultat kan tyda på att utrymmeskonsumtionen är av mer primär betydelse för hushållet än kvalitetskonsumtionen. När antalet hushållsmedlemmar — vid oförändrad hushållsinkomst — ökar, stiger i första hand behovet av mat, kläder och bostadsutrymme. För att kunna tillfredsställa detta större behov måste hushållet göra nedskärningar av övriga utgifter, varvid det är sannolikt att bl. a. konsumtionen av bostadskvalitet drabbas.

Ålderselasticiteten är mer negativ för kvalitets- än för önskad utrymmesefterfrågan. Vad gäller inverkan av ökande ålder hos hushållsmedlemmarna indikerar dessa resultat alltså att konsumtionen av både kvalitet och utrymme inskränks när hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder ökar. Det negativa sambandet mellan bostadskvaliteten (kvadrat-

metershyran) och hushållsmedlemmarnas genomsnittliga ålder kan dock till en del bero på den rådande bostadssituationen, vilken innebär att äldre personer i allmänhet har möjlighet att bo i äldre, billigare lägenheter, medan yngre personer i stor utsträckning varit hänvisade till den dyrare nyproduktionen. Hyressplittringen mellan äldre och nyare lägenheter medför vidare att de äldres kvalitetskonsumtion ej oväsentligt underskattas i förhållande till yngre personers genom att vi inte kunnat korrigera kvadratmetershyran för den del av stegringen av byggnadskostnaderna som representerar rena prisstegringar.

Efterfrågan på antal lägenheter

Syftet med detta kapitel är att analysera den antalsmässiga efterfrågans bestämningsfaktorer. Antalet efterfrågade lägenheter bestäms av hushållsbildningen vilken förutom av den totala befolkningens storlek — som för en lokal bostadsmarknad främst förändras genom in- och utflyttning — beror på befolkningens civilstånds- och ålderssammansättning, ekonomiska förhållanden m. m. Vi skall i detta kapitel söka kvantitativt fastställa hur efterfrågan på antal lägenheter beror av befolkningens inkomstnivå samt dess civilstånds- och ålderssammanställning genom att korrelera frekvensen lägenhetsinnehav för olika grupper av personer med personernas demografiska och ekonomiska karakteristika.

1. Datamaterialet

Underlaget för analysen av antalsefterfrågans bestämningsfaktorer utgörs av personerna i det hushållsurval om 3 119 hushåll, som använts vid regressionsberäkningarna avseende hushållets bostadsefterfrågan (se avsnitt 3, kapitel 1). Ett antal om 212 personer har emellertid bortfallit. Av återstående 8 801 personer är 2 669 under 16 år, 3 858 gifta och 2 274 ogifta personer 16 år och äldre. Eftersom praktiskt taget alla gifta par i dag i vårt land har en bostad och barn under t. ex. 16 år som regel ej efterfrågar egna lägenheter behöver sambandsberäkningar endast utföras på det material som består av vuxna, ogifta personer.

En svaghet med våra data över antalsefterfrågan är att denna variabel uttryckts med faktisk lägenhetsfrekvens. På grund av att fördelningen av bostäderna på den reglerade marknaden delvis bestämts av andra kriterier än preferenser, priser och inkomster finns här uppenbarligen en källa till fel, speciellt för storstadsområdena. Troligt är t. ex. att de faktiska hushållskvoterna underskattar dem, som svarar mot individernas preferenser.¹ Möjligt är därför att våra uppskattningar av antalsefterfrågans inkomst- och ålderselasticiteter underskattar ålderns och inkomstens inverkan på antalet efterfrågade lägenheter.

¹ Med hushållskvot menas antalet bostadsföreståndare per 100 individer.

En annan svaghet med våra data är att de avser endast personer som bodde i hyreslägenheter. Eftersom omkring 40 % av hushållen bodde i andra typer av bostäder, såsom bostadsrättslägenheter och egna hem, måste vi, för att resultaten skall kunna tolkas som giltiga för befolkningens efterfrågan på bostäder, anta att lägenhetsfrekvensen för personer boende i bostadsrättslägenheter och egna hem var ungefär densamma i olika inkomst- och åldersklasser som för personer boende i hyreslägenheter. Alternativt skulle resultaten i detta kapitel kunna tolkas som giltiga för befolkningens efterfrågan endast på antal hyreslägenheter. Mot en sådan tolkning talar framför allt att vi inte i grundmaterialet har med de ogifta personer, som bodde i bostadsrättslägenheter eller egna hem, varför antalet hyreslägenheter på t. ex. 100 ogifta vuxna personer i vårt material är betydligt större än i verkligheten.

Vidare bör observeras att ingen korrigering kunnat göras för att bl. a. personer som tillhör hushåll med många vuxna medlemmar är något överrepresenterade i vårt personmaterial. Antalet bostadsföreståndare per 100 individer, de s. k. hushållskvoterna, för ogifta vuxna personer, torde därigenom i vårt material ligga något under hushållskvoterna i verkligheten. Huruvida detta förhållande leder till bias vid elasticitetsberäkningarna är dock svårt att avgöra.²

Till sist bör nämnas att det antal ogifta, vuxna personer som ligger till grund för regressionsberäkningarna, 2 274 personer varav knappt hälften bostadsföreståndare, knappast är tillräckligt för att man skall kunna dra några säkra slutsatser om inflytandet på antalsefterfrågan av olika förklaringsfaktorer. Detta gäller åtminstone de beräkningar som utförs på olika delgrupper av materialet. De resultat som presenteras i det följande måste av ovan nämnda anledningar tolkas med största försiktighet.

2. Variablerna

Utgångspunkt för beräkningarna är hypotesen att varje person har att välja mellan att vara och att inte vara bostadsföreståndare (efterfrågar och inte efterfrågar egen lägenhet) samt att sannolikheten att en person efterfrågar egen lägenhet beror på personens civilstånd, ålder, inkomst och kön, bostädernas prisstruktur m. m.

² Möjligen skulle man kunna hävda att inneboende och vuxna barn är överrepresenterade och att hushållskvoterna främst för yngre ogifta personer därför är underskattade. Vår uppskattning av antalsefterfrågans ålderselasticitet kan på grund härav ha blivit för stor.

2.1 *Den beroende variabeln*

Vid estimeringen av hur en individs sannolikhet att vara bostadsföreståndare påverkas av olika faktorer, måste vi utgå från ex post-utfallet av valet mellan att vara eller inte vara bostadsföreståndare, eftersom en enskild individs hypotetiska sannolikhet att vara bostadsföreståndare är ett ex ante-begrepp som inte kan mätas. Vid estimationen kan sannolikheten uttryckas med en dummy-variabel som antar värdet 1 om individen faktiskt är bostadsföreståndare och 0 om individen ej är bostadsföreståndare. Denna 0-1-variabel korreleras sedan med individens ålder, inkomst etc. Man kan då estimerera funktionssamband över hur sannolikheten för att en individ är bostadsföreståndare beror på individens ålder, inkomst m. m.

En alternativ metod är att först skikta individerna t. ex. efter inkomstens höjd i ett antal olika grupper för vilka antalet bostadsföreståndare per 100 individer beräknas. Dessa hushållskvoter korreleras sedan med gruppernas inkomstgenomsnitt, åldersgenomsnitt etc. En nackdel med att estimeras antalsefterfrågan utifrån hushållskvoterna för grupper av personer i stället för på basis av de enskilda individernas bostadsföreståndarestatus är den approximering som görs när de olika inkomstklassernas mittpunkter förbinds med klassernas genomsnittliga hushållskvoter. Man kan vänta sig att inkomstklassernas mittpunktsvärden som regel avviker något från det verkliga genomsnittet inom inkomstklasserna. Vidare blir antalet medeltal väsentligt lägre än det ursprungliga antalet observationer (hushåll), vilket är en nackdel, speciellt när man vill ta med flera förklaringsvariabler vid regressionsberäkningarna. Vi kommer dock i det följande att redovisa resultat från tillämpningen av bägge dessa metoder.

2.2 *Förklaringsvariablerna*

Eftersom hushållskvoterna för ogifta personer visar sig vara starkt ålderskorrelerade och stiga med inkomsten är det uppenbart att individernas ålder och inkomst måste tas med bland förklaringsfaktorerna. Tidigare svenska undersökningar av hushållskvoternas bestämningsfaktorer har också givit vid handen att hushållskvoterna är högst för förut gifta personer, därefter för gifta personer och lägst för ogifta, ej tidigare gifta personer. Bland förut gifta och ogifta personer har man vidare funnit högre hushållskvoter för kvinnor än för män.³ Önskvärt är därför att bland förklaringsfaktorerna även söka medta personernas civilstånd och kön.

³ Se t. ex. *SOU* 1965: 32, kapitel VI.

När det gäller frågan om hushållskvoternas beroende av kvadratmeterspriset har man föga ledning från tidigare erfarenheter. Bentzel erhöi med tidsseriedata en priselasticitet på $-0,02$, vilket tyder på att lägenhetsefterfrågan är relativt prisokänslig. Bentzels uppskattning av priselasticiteten är emellertid ganska osäker då beräkningarna grundade sig på ett litet antal observationer och då de förklarande variablerna var starkt korrelerade.⁴ Som pris hade valts priset på bostad, bränsle och lyse. Som Bentzel nämner är det i själva verket rimligen skillnader i kostnaderna för egen lägenhet och för att bo inneboende, snarare än hyrorna, som är avgörande för konsumentens val. Någon prisvariabel kan dock inte medtas bland våra förklaringsvariabler eftersom vi endast har tillgång till tvärsnittsdata.

3. Grupperingar av materialet

Eftersom praktiskt taget alla gifta par har en lägenhet, och barn under t. ex. 16 år knappast efterfrågar egna lägenheter, behöver regressionsberäkningarna för antalsefterfrågan endast göras på det material som består av vuxna, ogifta personer. Dessa beräkningar utförs såväl på ett material omfattande alla vuxna, ogifta personer som för olika undergrupper av samma material. Undergrupperna har erhållits genom indelning av personerna dels efter civilstånd och kön, dels efter kön och ålder.

3.1 Beräkningar för alla ogifta personer 16 år och äldre

Funktionsformen bör helst ha den egenskapen att variabeln för antalsefterfrågan per person begränsas uppåt av ett och nedåt av noll, eftersom sannolikheten för att en individ är bostadsföreståndare aldrig kan överstiga värdet ett eller understiga värdet noll. Vi har valt approximationen (5:1):

$$e^{F_i} = \alpha_0 \prod_{i=1}^2 Z_i^{\alpha_i} \cdot \prod_{j=3}^3 e^{\alpha_j Z_j} = \alpha_0 Z_1^{\alpha_1} Z_1^{\alpha_2} e^{\alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5} \quad (5:1)$$

där symbolerna betyder:

F_i = sannolikheten att vara bostadsföreståndare för individ i . För att estimera F använder vi som tidigare nämnts en variabel som antar värdet 1 om individen är bostadsföreståndare och 0 om individen inte är bostadsföreståndare.⁵

⁴ Se Bentzel m. fl., a. a., s. 173–179.

⁵ I avsnitt 1.2 i kapitel 6 visas att om funktionerna för sannolikheten att vara bostadsföreståndare summeras över samtliga vuxna ogifta individer, erhålls en funktion för det faktiskt efterfrågade antalet lägenheter, dvs. antalsefterfrågan.

$$\begin{aligned}
Z_1 &= \text{individens ålder} \\
Z_2 &= \text{individens inkomst (genomsnitt för 1964 och 1965)} \\
Z_3 &\left\{ \begin{array}{l} \text{individens kön} \\ \text{och civilstånd} \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} = 1 \text{ för förut gift kvinna, annars} = 0 \\ = 1 \text{ för förut gift man, annars} = 0 \\ = 1 \text{ för ogift man, annars} = 0. \end{array} \right.
\end{aligned}$$

Funktionsformen enligt (5:1) innebär visserligen att F -variabeln kan vara mindre än 0 och större än 1 för mycket låga respektive mycket höga värden på Z_1 och Z_2 . Funktionsvärdet ligger dock inom 0–1 intervallet för i stort alla realistiska värdekombinationer på dessa förklaringsvariabler. En nackdel med (5:1) är att ålders- och inkomstelasticiteterna α_1 och α_2 förutsätts lika för alla individer.⁶ Att ingen variabel för ogift kvinna ingår i funktionen (5:1) beror naturligtvis på att värdet på denna variabel är exakt bestämt så snart värdena på variablerna Z_3 , Z_4 och Z_5 är bestämda. Då man ej erhåller entydiga estimat av koefficienter till variabler som är linjärt beroende har vi uteslutit en av civilstånds- och könsvariablerna. För den ekonomiska analysen spelar det ingen roll, vilken av variablerna som utelämnas. Det kalkylerade värdet på F i regressionsekvationen (5:1) ovan, dvs. \hat{F} , får tolkas som en uppskattning av den betingade sannolikheten för en individ att ha egen bostad, dvs. att vara bostadsföreståndare. Hur \hat{F} -värdet varierar med olika värden på Z_1 – Z_5 bör då visa hur denna betingade sannolikhet för en individ förändras då hans inkomst, ålder etc. förändras. Resultaten av dessa kalkyler redogörs för i avsnitt 4.1 nedan.

3.2 Uppdelning efter civilstånd och kön

De särskilda regressionsberäkningarna för förut gifta män, förut gifta kvinnor, ogifta kvinnor och ogifta män över 15 år har motiverats med att inkomstelasticiteterna enligt tidigare undersökningar är lägre för förut gifta personer än för ogifta personer. Hushållskvoterna är (i Sverige) högre för kvinnor än för män vilket gör det sannolikt att antalsefterfrågans inkomstkänslighet även är olika för kvinnor och män. Förklaringsvariabler är individernas ålder och inkomst. Resultaten redovisas i avsnitt 4.2 nedan.

3.3 Uppdelning efter kön och ålder

Av tidigare svenska undersökningar har framgått att hushållskvoterna för ogifta personer markant stiger med personernas ålder. Antalsefterfrågans ålders- och inkomstkänslighet synes vara störst för personer i

⁶ Även linjär funktionsform har prövats. Resultaten av dessa beräkningar redovisas i appendix 2 avsnitt 7.

tjugo- och trettioårsåldrarna där hushållskvoterna är relativt låga. De genomsnittskoefficienter som presenteras nedan i avsnitt 4.1 och 4.2 har därigenom i viss mån ett begränsat intresse. De avser nämligen att visa förändringen av efterfrågan på antal lägenheter när alla ogifta vuxna personers inkomster eller ålder förändras proportionellt lika. När denna förutsättning inte är uppfylld kan de bli missvisande.

I syfte att erhålla inkomstelasticiteter som är mer allmänt giltiga har vi skiktat materialet bestående av ogifta personer, 16 år och äldre, på köns- och åldersgrupper. Materialets knapphet har inte medgett någon finare uppdelning. Separata beräkningar har först utförts för alla ogifta personer i åldrarna 16–34 år, 35–49 år, 50–64 år, 65– år och totalt. Efter- som inkomstkänsligheten därvid befanns vara stor i åldersgruppen 16–34 år, men ungefär lika låg i alla de övriga åldersgrupperna, gjorde vi specialbearbetningar av antalsefterfrågans bestämningsfaktorer för ogifta kvinnor och ogifta män i de två åldersgrupperna 16–34 år och 35– år. Vid samtliga dessa beräkningar har inkomsten använts som enda förklaringsvariabel. Vidare har variabeln för antalsefterfrågan uttryckts med medeltalet av hushållskvoten i sju olika inkomstklasser och inkomstvariabeln har approximerats med inkomstklassernas mittpunkter. Resultaten beskrivs och kommenteras i avsnitt 4:3 nedan.

4. Resultaten

I avsnitt 4.1 ges först resultaten till funktionerna som avser samtliga ogifta personer 16 år och äldre. Avsnitt 4.2 redovisar resultaten för regressionsberäkningarna inom undergrupper som består av förut gifta kvinnor, förut gifta män, ogifta kvinnor och ogifta män. I avsnitt 4.3 presenteras slutligen resultaten avseende antalsefterfrågans inkomstelasticitet för ogifta, vuxna kvinnor och män i olika ålderskategorier. Här kommenteras även några inkomstelasticiteter som vi beräknat med omvänd regression.

4.1 *Samtliga ogifta, vuxna personers antalsefterfrågan*

Resultaten nedan avser att belysa den inverkan inkomst och demografiska faktorer har på sannolikheten för vuxna ogifta personer att ha egen lägenhet. Som jämförelsematerial ges även de inkomstelasticiteter som erhålls om antalsefterfrågan uttrycks med genomsnittliga hushållskvoter i stället för med de enskilda personernas bostadsföreståndarestatus. För dessa beräkningar har emellertid av tekniska orsaker endast inkomsten använts som förklaringsvariabel.

Användningen av den skattade funktionen (5:1) framgår bäst av ett

Tabell 5:1. Regressionskoefficienter (α_i), elasticiteter (E_i) och intercept för antalsefterfrågan. Linjära funktioner och potensfunktioner. Individdata och hushållskvotsdata.

		Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	R	Intercept
<i>Potensform</i>								
Individdata	α_i	0,40	0,06	0,27	0,19	-0,03		-1,52
	λ_i	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)		
	E_i	0,79	0,13	0,13	0,05	-0,02	0,658	
Hushållskvotsdata	E_i		0,25					0,708
<i>Linjär funktionsform</i>								
Individdata	α_i	0,01	0,00001	0,32	0,21	-0,05		-0,12
	λ_i	(0,00)	(0,00000)	(0,02)	(0,03)	(0,02)		
	E_i	0,83	0,20	0,15	0,05	-0,03	0,628	
Hushållskvotsdata	E_i		0,22					0,537

Z_1 = individens ålder

Z_2 = individens inkomst

Z_3 = dummyvariabel för förut gift kvinna

Z_4 = dummyvariabel för förut gift man

Z_5 = dummyvariabel för ogift man

λ_i = standardavvikelse

R = multipel korrelationskoefficient

Anm.: Potensfunktionens elasticiteter har evalverats på följande sätt:

$E_{Z_i} = \alpha_i / \bar{Z}_i$ ($i = 1, 2$); $E_{Z_j} = \alpha_j (\bar{Z}_j / \bar{Y})$ ($j = 3, 4, 5$)

exempel. Den uppskattade sannolikheten att vara bostadsföreståndare för en 30-årig förut gift man med 25 000 kronor i inkomst är enligt den linjära varianten av (5:1):

$$\hat{F} = -0,12 + 0,01 \cdot 30 + 0,00001 \cdot 25\ 000 + 0,32 \cdot 0 + 0,21 \cdot 1 - 0,05 \cdot 0 = 0,64.$$

Som framgår av tabell 5:1 är ålderselasticiteten avsevärt större än inkomstelasticiteten, 0,8 mot omkring 0,2. De funktioner som estimerats med hushållskvotsdata ger något högre inkomstelasticiteter än de funktioner som baserats på individdata. En anledning härtill kan vara att de senare elasticiteterna till skillnad från de förra är rensade från inflytande av personernas ålder (åldern ingår som förklaringsvariabel i funktionerna beräknade på individdata men ej i funktionerna beräknade på hushållsdata). Det visar sig nämligen t. ex. att inkomstelasticiteten stiger från 0,13 till 0,19 när åldersvariabeln exkluderas från potensfunktionerna. En svaghet med ålders- och inkomstelasticiteterna i tabell 5:1 är att de beräknats med de restriktioner som flervariabelregressionen lägger, nämligen att ålders- och inkomstinflytandet är detsamma för olika åldersgrupper. I avsnitt 4.3 redogör vi emellertid för resultaten av särberäkningar för olika köns- och åldersgrupper.

Elasticiteterna och regressionskoefficienterna för dummyvariablerna för förut gift kvinna, förut gift man och ogift man måste tolkas som medelvärden för hela gruppen vuxna ogifta personer för att ha någon mening. Att elasticiteten till variabeln förut gifta kvinnor, 0,13 (individdata), är positiv och större än elasticiteterna för förut gifta män, ogifta män och ogifta kvinnor är väntat, eftersom hushållskvoten i vårt material är högst för förut gifta kvinnor. En ökning av andelen förut gifta kvinnor (bland ogifta vuxna personer) med 10 % från t. ex. 20 % till 22 % ökar alltså den genomsnittliga hushållskvoten med 1,3 % från t. ex. 45,0 % till 45,6 %. Den höga hushållskvoten för förut gifta kvinnor återspeglas också i regressionskoefficienten för $Z_3 \alpha_3 = 0,27$ (individdata). En ökning av procentandelen förut gifta kvinnor, från t. ex. 20 % till 30 %, ceteris paribus, ökar alltså enligt den skattade koefficienten för förut gifta kvinnor den genomsnittliga hushållskvoten med knappt 3 procent.

Elasticiteten för förut gifta män (0,05), är lägre än elasticiteten för förut gifta kvinnor (0,13). Elasticiteten för ogifta män är negativ, men liten (-0,02).

4.2 *Antalsefterfrågan för förut gifta kvinnor, förut gifta män, ogifta kvinnor och ogifta män över 15 år*

Resultatet av särberäkningarna för antalsefterfrågan inom undergrupperna förut gifta kvinnor, förut gifta män, ogifta kvinnor och ogifta män redovisas i tabell 5:2.

Mest anmärkningsvärt i tabell 5:2 är de höga ålderselasticiteterna och de låga inkomstelasticiteterna för ogifta kvinnor och ogifta män. Att ålderselasticiteterna är högre för ogifta kvinnor och män än för förut gifta kvinnor och män är naturligt med tanke på att gruppen förut gifta personer i högre grad än gruppen ogifta personer består av personer i de högre åldersgrupperna där antalsefterfrågans ålders- och inkomst-känslighet är låg. Av samma anledning skulle man vänta sig högre inkomstelasticiteter för ogifta män och kvinnor än för förut gifta män och kvinnor. Att denna hypotes inte är förenlig med det statistiska materialet kan bero på att inkomsteffekten på antalsefterfrågan för de ogifta personerna delvis fångats upp av åldersvariabeln. Utesluter man åldersvariabeln får man de inkomstelasticiteter som införts under variabelbeteckningen Z_2^* i tabell 5:2. Vi ser att inkomstelasticiteten fördubblas för ogifta kvinnor och fyrdubblas för ogifta män, medan den är oförändrad för förut gifta kvinnor och t. o. m. minskar något för gruppen förut gifta män. Detta bör bero på att korrelationen mellan åldern och inkomsten är större i grupperna ogifta kvinnor och ogifta män än

Tabell 5:2. Regressionskoefficienter (α_i), elasticiteter (E_i) och intercept för antalsefterfrågan inom olika civilstånds- och könsggrupper. Enbart potensfunktioner.

		Z_1	Z_2	Z_2^*	Intercept	R
<i>Förut gifta kvinnor</i> (528 personer)						
	α_i	0,04	0,15			
	λ_i	(0,04)	(0,01)		-0,68	0,465
	E_i	0,05	0,19	0,19		
<i>Förut gifta män</i> (267 personer)						
	α_i	0,20	0,10			
	λ_i	(0,08)	(0,03)		-0,92	-0,251
	E_i	0,27	0,13	0,11		
<i>Ogifta kvinnor</i> (806 personer)						
	α_i	0,46	0,05			
	λ_i	(0,02)	(0,01)		-1,72	0,649
	E_i	1,20	0,14	0,28		
<i>Ogifta män</i> (673 personer)						
	α_i	0,53	0,02			
	λ_i	(0,03)	(0,01)		-1,65	0,598
	E_i	2,03	0,06	0,25		

Z_1 = individens ålder

Z_2 = individens inkomst

λ_i = standardavvikelse

R = multipel korrelationskoefficient

(Resultat av beräkningar med linjär funktionsform redovisas i appendix 2, avsnitt 7.)

förut gifta personer. En svaghet med ålders- och inkomstelasticiteterna i tabell 5:2 för ogifta kvinnor och män är att materialet inte skiktats på olika åldersklasser, då ålders- och inkomstinflytandet kan förväntas vara olika för yngre och äldre ogifta personer.

4.3 Antalsefterfrågan i olika åldersgrupper

För att utröna antalsefterfrågans inkomstkänslighet i olika åldersgrupper har särskilda regressionsberäkningar med konstantelastisk funktionsform utförts för ogifta personer i åldrarna 16–34 år, 35–49 år, 50–64 år och 65 år och däröver. (Se övre delen av tabell 5:3. Resultat med linjär funktionsform återfinns i appendix 2, avsnitt 7.) Ingen civilstånds- eller könsuppdelning har här gjorts för de ogifta personerna då antalet personer i varje åldersgrupp i så fall skulle bli alltför litet för att medge tillförlitliga skattningar. Vid samtliga dessa regressionsberäkningar — liksom vid de beräkningar för ogifta kvinnor och män som refereras nedan — har av tekniska skäl antalsefterfrågan uttryckts med genomsnittlig hushållskvot i var och en av sju olika inkomstklasser i

Tabell 5:3. *Inkomstelasticiteter (E) för antalsefterfrågan i olika ålders- och könsgrupper.*

	<i>E</i>	<i>R</i>
<i>Ogifta och förut gifta personer</i>		
16-34 år	0,84	0,898
35-49 år	(0,03)	0,078
50-64 år	0,13	0,334
65- år	0,13	0,819
Vägt genomsnitt	0,43	
<i>Ogifta och förut gifta kvinnor</i>		
16-34 år	1,05	0,969
35- år	0,09	0,596
Vägt genomsnitt	0,38	
<i>Ogifta och förut gifta män</i>		
16-34 år	1,08	0,937
35- år	(0,00)	0,002
Vägt genomsnitt	0,61	

R betecknar den enkla korrelationskoefficienten.

stället för med varje individs bostadsföreståndarestatus. Förklaringsvariabel är inkomstklassernas mittpunktsvärden.

Av tabellen att döma skulle någon nämnvärd inkomstkänslighet föreligga endast för de ogifta personerna i åldrarna 16-34 år. Vi har därför slagit ihop alla ogifta personer i åldern 35 år och äldre och utfört särberäkningar för grupperna ogifta och förut gifta kvinnor respektive män 16-34 år samt 35 år och däröver. (Resultaten av dessa beräkningar återges i den nedre delen av tabell 5:3; de med linjär funktionsform finns i appendix 2, avsnitt 7.)

I åldersgruppen 16-34 år är inkomstelasticiteten för ogifta och förut gifta kvinnor 1,05 och för ogifta och förut gifta män 1,08. Dessa inkomstelasticiteter är högre än inkomstelasticiteten på 0,84 för samtliga ogifta vuxna personer i samma åldersgrupp. Denna skillnad torde bero på en skiktningseffekt som uppkommer när man lägger samman ogifta kvinnor och män. De högsta inkomsttagarna finns nämligen bland ogifta män medan hushållskvoterna genomgående ligger lägre för ogifta män än för ogifta kvinnor.⁷

⁷ En omständighet som här sannolikt också spelar in är att vi vid beräkningen av hushållskvoternas inkomstelasticitet för ogifta och förut gifta kvinnor 16-34 år uteslutit observationerna i de två högsta inkomstklasserna på grund av alltför ringa antal personer. I den högsta inkomstklassen för ogifta och förut gifta kvinnor 16-34 år var hushållskvoten nämligen anmärkningsvärt låg jämfört med t. ex. motsvarande grupp ogifta män.

För att utröna huruvida eventuella mätfel hos inkomstvariabeln leder till underskattning av inkomstelasticiteterna har inkomstelasticiteter beräknats genom omvänd regression av inkomstgenomsnittet på hushållskvoterna i de sju inkomstklasserna. Man kan nämligen visa att om slumpmässiga mätfel förekommer hos både den beroende och den oberoende variabeln så ger regressionskoefficienten härledd genom direkt regression en underskattning av det »verkliga» värdet medan regressionskoefficienten härledd genom omvänd regression ger en överskattning (se närmare diskussion härom i kapitel 7, avsnitt 1.2). Den regressionskoefficient man skulle erhållit om mätfel ej förelegat ligger då mellan dessa värden. Resultaten av beräkningarna med omvänd regression avviker knappt från resultaten med direkt regression för ogifta personer 16–34 år (1,04 mot 0,84). Skillnaden mellan inkomstelasticiteterna härledda genom direkt och genom omvänd regression är däremot stor för samtliga ogifta och förut gifta personer i åldern 50–64 år (1,14 mot 0,13) vilket kan betyda att mätfel i inkomstvariabeln där gör att den direkta inkomstelasticiteten icke oväsentligt underskattar den »sanna» inkomstelasticiteten. Slutomdömet om beräkningarna med omvänd regression är att inkomstelasticiteterna inte blir märkbart högre än de som erhålls med direkt regression om man undantar grupperna ogifta och förut gifta personer 50–64 år.

Resultaten av försök med linjär i stället för konstantelastisk funktionsform överensstämde rätt väl med resultaten av de multiplikativa ekvationerna. Inkomstelasticiteterna blev liksom de multipla korrelationskoefficienterna genomgående dock något lägre.

Den genomsnittliga inkomstelasticitet för samtliga vuxna, ogifta personers antalsefterfrågan man får genom att väga ihop de inkomstelasticiteter som uppskattats för var och en av åldersgrupperna blir 0,43. Denna elasticitet är betydligt högre än den vi erhöll på basis av samtliga ogifta personer 16 år och äldre, utan skiktning på åldersgrupper, som var 0,25. Dessa resultat tyder på att man underskattar antalsefterfrågans inkomstkänslighet om man lägger samman personer med så olika inkomstkänslighet och lägenhetsinnehav per 100 individer som unga och gamla personer till en enda grupp vid beräkningen. Antalsefterfrågans inkomstkänslighet i genomsnitt för samtliga personer blir ca 0,12 då de ogifta vuxna personerna utgör ca 27 % av det totala antalet personer.

KAPITEL 6

Totala bostadsefterfrågan

I föregående kapitel visade vi att efterfrågan på antalet lägenheter ökar med stigande per capita-inkomst och genomsnittsålder hos befolkningen. Den ökade antalsefterfrågan innebär förutom att antalet lägenheter (hushåll) för en given befolkningsmängd ökar även att genomsnittliga antalet medlemmar per hushåll minskar. Detta gör att man inte kan analysera totala bostadsefterfrågans förändringar enbart på grundval av samband som gäller de befintliga hushållens bostadsefterfrågan. I detta kapitel skisseras därför en modell för bestämning av totala bostadsefterfrågan, vilken utgår från sambanden för hushållets bostadsefterfrågan och individens sannolikhet att vara bostadsföreståndare.

I avsnitt 1 presenteras modellekvationerna. I avsnitt 2 härleds elasticitetsformlerna för totalefterfrågan. De numeriska resultaten redovisas i avsnitt 3.

1. Modell för bestämning av totala bostadsefterfrågan

Härledningen av ett funktionssamband för totala bostadsefterfrågan tillgår så att vi först aggregerar ekvationerna för varje hushålls bostadsefterfrågan och därmed erhåller ett samband för samtliga hushålls bostadsefterfrågan. Därefter aggregeras de ekvationer som bestämmer sannolikheten att vara bostadsföreståndare. Vi får då en ekvation för antalsefterfrågan (totala antalet hushåll).¹ Sedan utbyts variabeln totala antalet hushåll i sambandet för samtliga hushålls bostadsefterfrågan mot vårt samband för totala antalet hushåll. Vi erhåller då ett funktionsuttryck som förklarar totala bostadsefterfrågan per capita i termer av per capita-inkomsten, befolkningens genomsnittsålder etc.

1.1 *Hushållens bostadsefterfrågan*

Bostadsefterfrågan för varje hushåll antas bestämd enligt det linjära sambandet

¹ Hushållsbegreppet är definierat så att det omfattar samtliga personer som bor i samma lägenhet. Det faktiskt efterfrågade antalet lägenheter är då lika med antalet hushåll.

$$B_j = a_1 + a_2 Y_j + a_3 A_j + a_4 D_j \quad (6:1)$$

där a_j -koefficienterna antas lika för varje hushåll och

B_j = bostadsefterfrågan för hushåll j

Y_j = inkomsten för hushåll j

A_j = antalet personer i hushåll j

D_j = en vektor för de demografiska variablerna avseende individerna i hushåll j .

Genom att summera bostadsefterfrågan över samtliga hushåll får vi en funktion för totala bostadsefterfrågan

$$B = \sum_{j=1}^F B_j = a_1 F + a_2 \sum_{j=1}^F Y_j + a_3 \sum_{j=1}^F A_j + a_4 \sum_{j=1}^F D_j \quad (6:2)$$

där

B = totala bostadsefterfrågan

F = totala antalet hushåll.

Inför vi ytterligare beteckningarna

N = totala antalet personer

\bar{Y} = genomsnittsinkomsten per person i alla hushåll (per capita-inkomsten) och

\bar{D} = vektor för genomsnittsvärdena av de demografiska variablerna avseende alla hushåll

kan (6:2) alternativt skrivas:

$$B = a_1 F + a_2 (N \bar{Y}) + a_3 N + a_4 (F \bar{D}). \quad (6:2)'$$

Med (6:2)' har vi nu härlett ett samband som visar hur samtliga hushålls bostadsefterfrågan eller totala bostadsefterfrågan beror av inkomsten per person (\bar{Y}), totala antalet personer i samhället (N), genomsnittsvärdena på de demografiska variablerna avseende individerna i alla hushåll (\bar{D}) samt totala antalet hushåll (F).

Eftersom antalet hushåll även beror av individernas inkomster och demografiska status kan vi inte direkt använda funktion (6:2)' för att visa hur per capita-inkomsten och befolkningens demografiska sammansättning påverkar totala bostadsefterfrågan. Det är således nödvändigt att först härleda en funktion för hur antalet hushåll (antalsefterfrågan)

påverkas av per capita-inkomsten och befolkningens demografiska sammansättning och insätta denna funktion i (6:2).²

1.2 Antalsefterfrågan

Sannolikheten för varje ogift vuxen person³ att vara bostadsföreståndare antas bestämd enligt följande linjära funktion:

$$F_{oi} = b_1 + b_2 Y_{oi} + b_3 D_{oi}, \quad \text{där} \quad (6:3)$$

F_{oi} = sannolikheten att vara bostadsföreståndare för den i :te vuxna ogifta personen. Givetvis har vi inte kunnat få ett mått på den teoretiska sannolikheten att vara bostadsföreståndare för varje person. Vid den empiriska skattningen av (6:3) har vi därför varit tvungna utgå från ex post-utfallet av sannolikheten som antingen är 1 eller 0 beroende på om personen är eller inte är bostadsföreståndare. Som påpekats i det föregående kapitlet kan det skattade sambandet (6:3) användas för beskrivningen av den faktiska antalsefterfrågan, om analysen avser grupper av personer. F -variabeln visar då frekvensen bostadsföreståndare inom varje grupp.

Y_{oi} = inkomsten för den i :te vuxna ogifta personen

D_{oi} = en vektor för den i :te vuxna ogifta personens demografiska variabler.

Summering av sannolikheterna över samtliga vuxna ogifta personer ger:

$$F_o = \sum_{i=1}^{N_o} F_{oi} = b_1 N_o + b_2 (N_o \bar{Y}_o) + b_3 (N_o \bar{D}_o), \quad \text{där} \quad (6:4)$$

F_o = antalet hushåll med ogift bostadsföreståndare

N_o = antalet vuxna ogifta personer

\bar{Y}_o = genomsnittsinkomsten för de vuxna ogifta personerna

\bar{D}_o = en vektor för genomsnittsvärdena av de demografiska variablerna avseende de vuxna ogifta personerna.

För att förenkla den fortsatta härledningen görs två antaganden. För det första antar vi att en konstant relation råder mellan per capita-in-

² Helt generellt gäller detta dock ej. Om hushållets bostadsefterfrågan vore en linjärt homogen funktion och endast beroende av hushållsinkomsten och antalet personer i hushållet, dvs. om koefficienterna $a_1=0$ och $a_4=0$, så kommer totala bostadsefterfrågan per person inte att påverkas av variationer i antalet hushåll. För analys av totala bostadsefterfrågans förändringar skulle det då vara tillräckligt att utgå från en ekvation som enbart avser hushållets bostadsefterfrågan.

³ Personer 16 år och äldre betraktas som vuxna.

komsten för de vuxna ogifta personerna (\bar{Y}_o) och per capita-inkomsten för samtliga personer i samhället (\bar{Y}). Detta tecknas

$$\bar{Y}_o = c_o \bar{Y}. \quad (6:5)$$

För det andra antas att antalet hushåll med gift bostadsföreståndare (F_g) är oberoende av individens inkomstnivå och demografiska status.⁴ Totala antalet hushåll (F) bestäms då enligt följande ekvation.

$$F = F_g + F_o = \bar{F}_g N + b_1 N_o + b_2 N_o c_o \bar{Y} + b_3 N_o \bar{D}_o, \quad (6:6)$$

där \bar{F}_g betecknar andelen gifta bostadsföreståndare i befolkningen som är en konstant.

Med (6:6) har vi härlett en funktion som visar hur totala antalet hushåll (antalsefterfrågan) beror av totala antalet personer (N), antalet vuxna ogifta personer (N_o), per capita-inkomsten för samtliga personer (\bar{Y}) samt genomsnittsvärdena på de demografiska variablerna för den vuxna ogifta befolkningen (\bar{D}_o).

Som påvisats i föregående kapitel varierar antalsefterfrågans inkomstberoende med åldern; inkomstelasticiteten befanns vara avsevärt större för personer i gruppen 16–34 år än för personer 35 år och äldre. Det kan därför synas lämpligt att härleda en funktion för totala antalsefterfrågan från samband för sannolikheten att vara bostadsföreståndare som är olika i olika åldersgrupper. Vid härledningen av en dylik funktion för totala antalsefterfrågan måste man på samma sätt som vid härledningen av (6:6) anta att konstanta relationer råder mellan inkomstgenomsnittet i de olika åldersgrupperna och totala per capita-inkomsten, om man vill undvika att få en komplicerad icke linjär funktion. Omedelbart inses att antagandet om konstanta inkomstrelationer mellan olika grupper av personer innebär att inkomstelasticiteten för totala antalsefterfrågan blir densamma oavsett om man utgår från olika samband för sannolikheten att vara bostadsföreståndare i olika åldersgrupper eller om man utgår från ett enda sådant samband för samtliga åldersgrupper. En åldersdifferentierad modell hade naturligtvis varit att föredra om vårt syfte varit att beräkna inkomstelasticiteter för bostadsefterfrågan per capita för olika åldersskikt av befolkningen.

1.3 Samband för totala bostadsefterfrågan och bostadsefterfrågan per capita

I (6:2)' utbyts F -variabeln mot högra ledet i (6:6). Vi får då:

$$B = a_3 N + a_2 (N \bar{Y}) + (a_1 + a_4 \bar{D}) (\bar{F}_g N + b_1 N_o + b_2 N_o c_o \bar{Y} + b_3 N_o \bar{D}_o). \quad (6:7)$$

⁴ Detta antagande implicerar att giftermålsfrekvensen är exogent bestämd, dvs. den påverkas icke av inkomsten och de demografiska variablerna.

Ekvationen (6:7) visar hur totala bostadsefterfrågan (B) beror av totala antalet personer (N), per capita-inkomsten (\bar{Y}), genomsnittshushållets demografiska sammansättning (\bar{D}), antalet ogifta vuxna personer (N_o) samt genomsnittsindividens demografiska sammansättning (\bar{D}_o). Divideras ekvation (6:7) med N erhålls ett samband för bostadsefterfrågan per capita (B_c):

$$B_c = a_3 + a_2 \bar{Y} + (a_1 + a_4 \bar{D}) (\bar{F}_g + b_1 W_o + b_2 W_o c_o \bar{Y} + b_3 W_o \bar{D}_o), \quad (6:8)$$

där W_o = andelen ogifta vuxna personer i befolkningen.

Från (6:7) kan man härleda elasticitetstal till N -, \bar{Y} - och \bar{D} -variablerna. Som tidigare påpekats förutsätts därvid att inkomsterna förändras proportionellt lika för alla personer. a - och b -koefficienterna har vi skattat med hjälp av regressionsanalys på sambanden (6:1) respektive (6:3). c_o -koefficienten har approximerats på grundval av de relationer mellan \bar{Y}_o - och \bar{Y} -variablerna som gällde för hushållen 1965 i vårt grundmaterial.

2. Elasticiteter för totala bostadsefterfrågan

Elasticiteterna till variablerna N , \bar{Y} och \bar{D} i sambandet (6:7) erhålls efter partiell derivering. Dessa är:

$$\begin{aligned} E_N &= \left[a_3 + a_2 \bar{Y} + (a_1 + a_4 \bar{D}) \frac{1}{\bar{A}} \right] \frac{N}{B} \\ E_{\bar{Y}} &= \left[a_2 N + (a_1 + a_4 \bar{D}) b_2 N_o c_o \right] \frac{\bar{Y}}{B} \\ E_{\bar{D}} &= a_4 \left[\bar{F}_g N + b_1 N_o + b_2 N_o c_o \bar{Y} + b_3 N_o \bar{D}_o \right] \frac{\bar{D}}{B} \\ &\quad + \left[(a_1 + a_4 \bar{D}) b_3 N_o \frac{\partial \bar{D}_o}{\partial \bar{D}} \right] \frac{\bar{D}}{B}. \end{aligned}$$

Vid härledningen av E_N utgår vi från att

$$\bar{F}_g N + b_1 N_o + b_2 N_o c_o \bar{Y} + b_3 N_o \bar{D}_o = F_g + F_o = F = N/\bar{A}$$

(se ekvation (6:6) ovan). \bar{A} = genomsnittliga hushållsstorleken som antas vara konstant. Detta betyder att förändringar i totala befolkningens storlek antas ske genom variationer endast i totala antalet hushåll. Antagandet förefaller rimligt om man betraktar förändringar i befolkningens storlek som sker på lång sikt. Observera också att enligt definitionerna på \bar{D} och \bar{D}_o är $\bar{D} = \bar{D}_o$ och således $\partial \bar{D}_o / \partial \bar{D} = 1$.⁵ På

⁵ Detta samband gäller de demografiska variablerna åldern och könet. Observera att vi definierat ålders- och könsvariablerna för hushållet såsom hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder och procentandelen kvinnliga hushållsmedlemmar.

Tabell 6:1. Beräknade elasticiteter för faktisk och önskad utrymmesefterfrågan.

	Antal personer ^b	Inkomst	Genomsnitts- ålder
<i>Faktiskt bostadsutrymme</i>			
Totala efterfrågan	0,63	0,38	0,13
Hushållets efterfrågan ^a	0,28	0,31	0,08
<i>Önskat bostadsutrymme</i>			
Totala efterfrågan	0,66	0,37	0,05
Hushållets efterfrågan ^a	0,23	0,29	- 0,06

^a Se de linjära funktionerna i tabell 7, appendix 2.

^b Vid framräknandet av antalselasticiteterna för totala utrymmesefterfrågan (0,63 och 0,66) har vi utgått från att totala inkomsten (NY) är given. Avsikten därmed är att få elasticitetstal som är »rensade» från inflytande från variationer i totala inkomsten. Samma förutsättning gäller även vid framräknandet av antalselasticiteterna för totala utgifts- och kvalitetsefterfrågan i tabellerna 6: 2 och 6: 3 nedan och antalselasticiteterna för hushållets utrymmes-, utgifts- och kvalitetsefterfrågan.

grundval av de härledda formlerna för E_N , $E_{\bar{Y}}$ och $E_{\bar{D}}$ beräknas i nästa avsnitt elasticiteterna för totala bostadsefterfrågan med avseende på befolkningsmängden, per capita-inkomsten och befolkningens genomsnittsålder.

3. Resultaten

De elasticiteter för totala bostadsefterfrågan som presenteras nedan gäller faktiskt och önskat bostadsutrymme (avsnitt 3.1), faktisk och önskad bostadsutgift (avsnitt 3.2) och faktisk kvadratmetershyra (avsnitt 3.3). Som jämförelse presenteras också elasticiteter för hushållets bostadsefterfrågan avseende samma bostadsefterfrågevariabler. I sammanfattningskapitlet 8 återfinns en mer översiktlig diskussion om elasticiteternas numeriska värden och validitet. Eftersom vi vid härledningen av elasticiteterna för totala bostadsefterfrågan har måst göra vissa förenklande antaganden (t. ex. att sambanden är linjära) bör i detta avsnitt återgivna totalelasticiteter tolkas med försiktighet.

3.1 Utrymmesefterfrågan

Antalselasticiteterna för hushållets bostadsefterfrågan är beräknade under förutsättning att förändringar i antalet personer endast resulterar i ändrad hushållsstorlek. Elasticiteterna för totala bostadsefterfrågan är däremot beräknade under förutsättning att förändringar i antalsvariabeln bara påverkar antalet hushåll. Skillnaderna mellan antalselasticiteterna för hushållets utrymmesefterfrågan och den för totala bostads-

efterfrågan i tabell 6:1 bör således uttrycka den större effekt på totala utrymmesefterfrågan som förändringar i befolkningens mängden har via variationer i antalet hushåll än via variationer i hushållsstorleken.

Vid beräkningen av inkomstelasticiteterna för hushållets bostadsefterfrågan gällde att antalet hushåll är givet, medan inkomstelasticiteterna för totala efterfrågan har beräknats under förutsättning att förändringar i inkomsten även påverkar antalet hushåll (lägenheter). Skillnaderna mellan inkomstelasticiteterna för totala bostadsefterfrågan och hushållets bostadsefterfrågan uttrycker således den effekt förändringar i per capita-inkomsten har på totala efterfrågan genom ändrad antalsefterfrågan. Att dessa skillnader blott är 0,07 och 0,08 beror på att antalsefterfrågans inkomstelasticitet för samtliga personer endast är ca 0,12 (se avsnitt 4.3, kapitel 5).

Skillnaderna mellan ålderselasticiteterna för totala efterfrågan och hushållets efterfrågan är 0,05 och 0,11. Orsaken till att ålderselasticiteterna för totalefterfrågan är högre (mer positiva) än de för hushållets efterfrågan är antalsefterfrågans relativt höga ålderskänslighet (ca 0,8 för ogifta, vuxna personer eller 0,2 för samtliga personer enligt avsnitt 4.1, kapitel 5).

Med tanke på svårigheterna för hushållen att anpassa sin faktiska utrymmeskonsumention till förändringar i antals-, inkomst- och åldersvariablerna skulle man vänta sig till beloppet högre elasticiteter för den önskade utrymmesefterfrågan än för den faktiska utrymmesefterfrågan. Resultaten i tabell 6:1 överensstämmer inte med denna hypotes. Vad beträffar ålderselasticiteterna så torde en jämförelse mellan önskad och faktisk efterfrågan överhuvudtaget vara mindre meningsfull. Ålderselasticiteten för faktisk utrymmesefterfrågan kan nämligen knappast anses vara en efterfrågeelasticitet, eftersom lägenhetsbeståndet på den reglerade bostadsmarknaden i icke ringa utsträckning tilldelas individerna efter deras ålder (antal år i bostadskön).

Att inkomstelasticiteterna i tabell 6:1 är högre för faktisk än för önskad utrymmesefterfrågan kan bero på att dessa beräknats utifrån linjära funktionssamband. Inkomstelasticiteterna för hushållets efterfrågan beräknade på grundval av potensfunktioner uppvisar nämligen något högre värden för önskad utrymmesefterfrågan än för faktisk utrymmesefterfrågan (se tabell 7, appendix 2).

3.2 Utgiftsefterfrågan

Antalsetlasticiteterna för totala efterfrågan är klart högre än motsvarande elasticiteter för hushållets efterfrågan. Skillnaden är 0,36 för fak-

Tabell 6:2. Beräknade elasticiteter för faktisk och önskad utgiftsefterfrågan.

	Antal personer	Inkomst	Genomsnitts- ålder
<i>Faktisk bostadsutgift</i>			
Totala efterfrågan	0,48	0,44	- 0,05
Hushållets efterfrågan ^a	0,12	0,39	- 0,13
<i>Önskad bostadsutgift</i>			
Totala efterfrågan	0,52	0,42	- 0,13
Hushållets efterfrågan ^a	0,07	0,37	- 0,26

^a Se tabell 10, appendix 2.

tisk utgiftsefterfrågan och 0,45 för önskad utgiftsefterfrågan. Förändringar i befolkningsmängden via antalet hushåll har tydligen en avsevärt större inverkan på den totala utgiftsefterfrågan än via hushållsstorleken. Skillnaderna mellan inkomstelasticiteterna för totala efterfrågan och hushållets efterfrågan är 0,05 både för faktisk och önskad utgift. Dessa skillnader är klart mindre än de för antalselasticiteterna. Effekten på totala utgiftsefterfrågan genom förändrat antal hushåll är således betydligt mindre vid variationer i per capita-inkomsten än vid variationer i befolkningsmängden. Åldersvariabelns elasticiteter för totala efterfrågan är numeriskt ungefär hälften av dem för hushållsefterfrågan. Det negativa sambandet mellan hushållets utgiftsefterfrågan och genomsnittsåldern försvagas naturligtvis i elasticitetstalet för totala efterfrågan av det positiva sambandet mellan antalet hushåll och genomsnittsåldern.

Inkomstelasticiteterna för faktisk utgiftsefterfrågan är numeriskt högre än dem för önskad utgiftsefterfrågan medan det motsatta förhållandet gäller ålderselasticiteterna. Som ovan påpekats överensstämmer dessa resultat beträffande inkomstelasticiteterna ej med vad man skulle förvänta, nämligen att den faktiska utrymmeskonsumtionen borde vara mindre inkomstkänslig än den önskade på grund av hushållens svårigheter att på den reglerade hyresmarknaden anpassa sitt faktiska bostadsutrymme till ändrade inkomstförhållanden.

Tabell 6:3. Beräknade elasticiteter för kvalitetsefterfrågan.

	Antal personer	Inkomst	Genomsnitts- ålder
Totala efterfrågan	- 0,14	0,05	- 0,18
Hushållets efterfrågan ^a	- 0,16	0,08	- 0,20

^a Se tabell 16, appendix 2.

3.3 Kvalitetsefterfrågan

Kvalitetsefterfrågan mäts med faktisk kvadratmetershyra. Med detta mått på kvalitetsefterfrågan gäller för en viss förklaringsvariabel att kvalitetsefterfrågans elasticitet är lika med differensen mellan utgifts- och utrymmesefterfrågans elasticiteter. Elasticiteterna i tabell 6:3 har således erhållits genom att subtrahera totalelasticiteterna i tabell 6:1 avseende utrymmesefterfrågan från totalelasticiteterna i tabell 6:2 avseende önskad utgiftsefterfrågan.⁶

Vid jämförelse mellan resultaten för totala bostadsefterfrågan i tabell 6:3 och tabell 6:1 kan konstateras att antalsvariabelns elasticitet är negativ för kvalitetsefterfrågan, medan den är positiv för utrymmesefterfrågan. Detta kan som tidigare nämnts förklaras av att utrymmeskonsumtionen är av mer primär natur än kvalitetskonsumtionen. När folkmängden ökar — vid given total inkomst — är det i första hand behovet av mer bostadsutrymme som ökar, vilket sker på bekostnad av konsumtionen av bostadskvalitet.

Den totala utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet är klart högre än den för kvalitetsefterfrågan. Den totala kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet är t. o. m. mindre än inkomstelasticiteten för hushållets kvalitetsefterfrågan.⁷ Anledningen är att den ökade antalsefterfrågan genom hushållssprängningen, som följer med stigande inkomst, ökar utrymmesefterfrågan proportionellt mer än utgiftsefterfrågan. Vid bedömningen av kvalitetsefterfrågans inkomstelasticiteter måste man överhuvudtaget vara ytterst försiktig. Som tidigare framhållits (se kapitel 4, avsnitt 4.3) är antagligen kvalitetsefterfrågans inkomstelasticiteter för lågt beräknade därför att kvalitetsefterfrågan mäts med lägenhetens faktiska kvadratmetershyra.

Skillnaden mellan den totala kvalitetsefterfrågan och hushållets kvalitetsefterfrågan är vad beträffar antalsvariabeln endast två hundradelar. Den totala efterfrågans inkomstelasticitet är vidare tre hundradelar lägre och den totala efterfrågans ålderselasticitet två hundradelar högre (mindre negativ) än motsvarande elasticiteter för hushållets efterfrågan. Kvalitetsefterfrågan skulle enligt dessa resultat vara relativt opåverkbar av de variationer i antalet hushåll som följer av förändringar i antals-, inkomst- och åldersvariablerna.

⁶ Beträffande denna härledningsmetod se avsnitt 4.3, kapitel 4.

⁷ Detta beror dock på att vi definierat kvalitetsefterfrågan som hyran per kvadratmeter utrymme och ej som bostadskvalitet per person.

Bostadsefterfrågans elasticitet med avseende på den permanenta inkomsten

Erfarenheter under efterkrigstiden tyder på att man vid beräkningar av sambandet mellan inkomst och konsumtion såväl på som tvärsnitt av observationer vid en viss tidpunkt, ett på serier av observationer från korta tidsperioder, får för små inkomstelasticiteter i förhållande till inkomstens långsiktiga inverkan på konsumtionen. En viktig förklaring till detta fenomen är att det är den permanenta inkomsten som är bestämmande för konsumtionen och att den permanenta inkomsten icke sällan avviker från den observerade inkomsten.¹ Denna hypotes torde ha särskild relevans för bostadskonsumtionen på grund av dennas trögrörlighet. I föreliggande kapitel skall vi, på basis av våra tvärsnittsdata, söka uppskatta elasticiteter som gäller hushållens permanenta inkomst. I avsnitt 1 beskrivs inkomsthypotesen och i avsnitten 2–4 redovisas och kommenteras elasticitetsberäkningar avseende den permanenta inkomsten. Resultaten sammanfattas i avsnitt 5.

¹ Se Friedman, a. a.; Muth, a. a.; Reid, a. a. samt Tong Hun Lee, The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLVI (February 1964).

Alternativa förklaringar för motsättningen mellan att man å ena sidan finner stigande sparkvot med faktisk inkomst i ett tvärsnitt samt över korta tidsperioder och å andra sidan oförändrad sparkvot över längre tidsperioder är Duesenberrys levnadsstandardteori (att konsumtionen beror på den relativa placeringen i inkomstskalan i samhället) samt dennes teori att konsumtionsnivån i samhället inte bara beror på rådande inkomstnivå utan även på tidigare högsta inkomstnivå, se J. S. Duesenberry, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge, Mass. 1949. Av andra konsumtionsteorier kan nämnas Modiglianis och Brumbergs, vilken söker förklara konsumtionsnivån med de förväntade inkomsterna över hushållets hela livscykel, se F. Modigliani & R. Brumberg, *Utility Analysis and the Consumption Function* i K. K. Kurihari (ed.), *Post Keynesian Economics*, New Brunswick, N. J. 1965. Se även D. S. Brady & R. D. Friedman, *Savings and the Income Distribution* i Conference on Research in Income and Wealth, *Studies in Income and Wealth*, X, National Bureau of Economic Research, New York 1947.

1. Hypotesen om den permanenta inkomsten

Enligt Friedmans teori om den permanenta inkomsten kan den observerade inkomsten delas upp i två komponenter. Den ena av dessa komponenter utgörs av den permanenta inkomsten, vilken representerar den långsiktigt förväntade inkomsten och antas ha avgörande betydelse för konsumtionsbesluten. Den andra inkomstkomponenten utgörs av tillfälliga variationer omkring den permanenta inkomsten och förutsätts ha obetydlig inverkan på konsumtionen. Om de tillfälliga inkomsterna i huvudsak är okorrelerade med den permanenta inkomsten (samt har en matematisk förväntan = 0), kommer man att underskatta den permanenta inkomstens inverkan på bostadsefterfrågan om man vid beräkningarna använder den observerade inkomsten. Situationen är analog med fallet att man har en förklarande variabel (inkomsten) som är behäftad med ett slumpmässigt mätfel.

För att kunna estimera bostadsefterfrågans samband med den permanenta inkomsten måste vi alltså söka få inkomstmått som så nära som möjligt överensstämmer med den permanenta inkomsten. I regressionsundersökningar som baserats på tidsseriedata har man sökt få ett mått på den permanenta inkomsten genom att utgå från ett med fallande vikter vägt medeltal av de observerade inkomsterna från en rad på varandra följande år bakåt i tiden.^{2,3} Utgår man från tvärsnittsdata saknas i allmänhet möjlighet att på detta sätt få ett mått på den permanenta inkomsten. Den faktiska inkomsten i ett tvärsnittsmaterial är för övrigt i allmänhet ett sämre mått på den permanenta inkomsten än den genomsnittliga hushålls- eller per capita-inkomsten i ett tidsseriematerial, därför att en del av de tillfälliga inkomstkomponenterna för enskilda hushåll tar ut varandra i genomsnittet.⁴ I grundmaterialet till denna undersökning finns inkomstuppgifter från 1964 och 1965. Den inkomst som ligger till grund för våra regressionsresultat i kapitlen 3, 4 och 5 har av ovanstående skäl definierats som medelvärdet av hushållsinkomsterna för åren 1964 och 1965.⁵

² Se t. ex. Muth, a. a., s. 54 ff. Muth fann att Friedmans expected-income-serie (vägt genomsnitt av faktisk disponibel inkomst med geometriskt fallande vikter) var lämplig att använda vid analys av bostadsefterfrågan.

³ Friedman, a. a., s. 207–208.

⁴ Man kan visa att den asymptotiska biasen på grund av mätfel i inkomstvariabeln blir mindre i längdsnitt än i tvärsnitt om vissa rimliga förutsättningar är uppfyllda.

⁵ Bägge årens inkomster har åsatts lika vikter. Anledningen till att inkomsten för 1965, det år som bostadskonsumtionen avser, inte åsatts högre vikt än inkomsten för 1964 är att inkomstuppgifterna för 1965 är osäkrare. Inkomsterna för 1965 har nämligen beräknats på grundval av 1964 års taxerade inkomster och de inkomständringar intervjupersonerna kunde uppskatta mellan 1964 och 1965.

Inkomstuppgifter från bara två år ger emellertid knappast ett tillfredsställande mått på den permanenta inkomsten, särskilt inte när inkomstuppgifterna är hämtade från tvärsnittsmaterial. Därför skall vi nedan pröva några metoder med vilka vi sannolikt bättre än på grundval av genomsnittet av två års faktiska inkomster kan uppskatta elasticiteter avseende den permanenta inkomsten. I appendix 2, avsnitt 8 redogörs för resultaten av ett försök med stratifiering efter antal hushållsmedlemmar. Denna metod går ut på att gruppera hushållen på ett sådant sätt att variationerna i tillfälliga inkomster blir mindre inom varje grupp än för samtliga hushåll. Särberäkningar utförs sedan för hushållen i varje grupp.⁶

2. Metoden med direkt och omvänd regression

Finns slumpmässiga mätfel i den förklarande variabeln ger den regressionskoefficient som erhålls när man utför regression med avseende på förklaringsvariabeln en underskattning av variabelns inverkan.⁷ Det inverterade värdet av den regressionskoefficient som erhålls genom omvänd regression med avseende på den beroende variabeln får å andra sidan en positiv bias av slumpmässiga variationer i den beroende variabeln. Om den beroende variabelns slumpmässiga variationer är mindre än förklaringsvariabelns, kan det inverterade värdet av den regressionskoefficient som erhålls med omvänd regression ge en bättre uppskattning av förklaringsvariabelns »verkliga» inflytande (dvs. av den regressionskoefficient man skulle erhållit utan mätfel i den förklarande variabeln).

⁶ Att försöka approximera den permanenta inkomsten genom att utesluta de hushåll som har de lägsta och de högsta inkomsterna eller hushåll, där huvudinkomsttagaren är egen företagare eller ej varit sysselsatt på heltid eliminerar enligt Reid endast en del av de tillfälliga inkomsterna. En sådan gränsdragning kan dessutom leda till att man får en missvisande bild av inkomstelasticiteten för hela befolkningen se Reid, a. a., kapitel 2. Beträffande metoden att använda de totala konsumtionsutgifterna som approximation för den permanenta inkomsten har man problemet med att de totala utgifterna överskattar den permanenta inkomsten när kapitalvaror köps. Vidare synes en positiv korrelation råda mellan tillfälliga inkomster och vissa varor. Slutligen varierar de totala utgifterna för hushåll som har samma permanenta inkomst med antal hushållsmedlemmar och antal inkomsttagare per hushåll.

⁷ Se Johnston, a. a., s. 148–150, D. V. Lindley, Regression Lines and the Linear Functional Relationship, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 9, 1947, s. 218–244. Vidare: A. Madansky, The Fitting of Straight Lines when Both Variables are Subject to Error, *Journal of American Statistical Association*, Vol. 54 (March 1959), s. 173–205.

Tabell 7:1. *Inkomstelasticiteter för hushållets utrymmes- och utgiftsefterfrågan.*

	Ogifta män		Ogifta kvinnor		Giftna		Totalt	
	Ut-rymme	Utgift	Ut-rymme	Utgift	Ut-rymme	Utgift	Ut-rymme	Utgift
Direkt regression	0,34	0,56	0,24	0,42	0,26	0,48	0,27	0,48
Omvänd regression	1,78	1,82	1,77	1,68	1,51	2,03	1,61	1,92
Genomsnitt	1,06	1,19	1,00	1,05	0,88	1,25	0,94	1,20

För att söka utröna vilken underskattning i inkomstelasticiteten som tillfälliga inkomster kan ge upphov till har beräkningar på inkomstelasticiteter utförts både med direkt och omvänd regression för önskat bostadsutrymme och önskad bostadsutgift. Hushållen har därvid indelats i grupper med ogift manlig, ogift kvinnlig och gift bostadsföreståndare. Inom varje grupp har hushållen också uppdelats på undergrupper efter antal hushållsmedlemmar. Inom var och en av dessa undergrupper har sedan beräkningar med direkt och omvänd regression utförts. Skiktningen av materialet har gjorts för att eliminera variationer i bostadsefterfrågan som kan bero på skiljaktigheter i antal hushållsmedlemmar, civilstånd och kön. I tabell 7:1 redovisas resultaten i genomsnitt för grupperna hushåll med ogift man, hushåll med ogift kvinna och hushåll med gift person som bostadsföreståndare samt för alla hushåll.⁸ Överst i tabellen ges de inkomstelasticiteter i dessa fyra grupper som erhållits med direkt regression, därunder de som erhållits med omvänd regression. I sista raden presenteras det aritmetiska genomsnittet av elasticiteterna med direkt och omvänd regression.⁹

Av tabellen framgår att de inkomstelasticiteter man erhåller med omvänd regression av inkomsten på bostadsefterfrågan ligger betydligt över de som beräknats med direkt regression av bostadsefterfrågan på inkomsten. Dessa stora skillnader antyder att ett stort slumpmässigt mätfel finns antingen i bostadsefterfrågan eller i inkomsten eller i båda dessa variabler. Var den inkomstelasticitet ligger som vi söker, dvs. den som skulle ha erhållits utan mätfel, beror på det relativa mätfelet i de två variablerna. Att direkt söka uppskatta de två felens ungefärliga storlek är mycket besvärligt. Om de slumpmässiga variationerna i inkomsten och bostadsefterfrågan är av ungefär samma storlek, bör emel-

⁸ Resultaten för hushåll med olika antal medlemmar ges i appendix 2, avsnitt 10.

⁹ Ett alternativ hade varit att ta det geometriska genomsnittet, vilket hade givit Frischs s. k. diagonala regression.

lertid genomsnittet av inkomstelasticiteterna beräknade med direkt och omvänd regression återspegla den permanenta inkomstens inverkan på hushållets bostadsefterfrågan. Jämförs genomsnitten av de inkomstelasticiteter som erhålls genom direkt och omvänd regression, 0,94 för utrymmesefterfrågan och 1,20 för utgiftsefterfrågan, med de inkomstelasticiteter som erhålls med grupperingsmetoden, 0,84 respektive 1,13 (se nästa avsnitt) ser vi att elasticiteterna med dessa olika metoder överensstämmer relativt väl. Detta resultat kan exempelvis tolkas så att de slumpmässiga variationerna i bostadsefterfrågan och inkomsten är ungefär lika stora.

Slutsatsen av försöket med omvänd regression är således att de slumpmässiga variationerna i bostadsefterfrågan (önskat utrymme respektive önskad bostadsutgift) och i inkomsten troligen är av betydande omfattning och ungefär lika stora. Den inkomstelasticitet för utgiftsefterfrågan på knappt 0,5 som erhållits vid direkt regression med avseende på varje hushålls faktiska inkomst är med andra ord inte oförenlig med en elasticitet som uttrycker den permanenta inkomstens inverkan på hushållets utgiftsefterfrågan som är över 1.

3. Grupperingsmetoden

Grupperingsmetoden innebär att man indelar hushållen i grupper på ett speciellt sätt och korrelerar gruppernas genomsnittliga värden på bostadsefterfrågan med de genomsnittliga värdena på förklaringsvariablerna.

För att denna metod skall ge förväntningsriktiga estimat som utvisar den permanenta inkomstens inflytande på bostadsefterfrågan fordras först och främst att vi kan finna en grupperingsvariabel som är korrelerad med den permanenta inkomsten och okorrelerad med den tillfälliga inkomstkomponenten. Under dessa omständigheter representerar skillnaderna i faktisk genomsnittsinkomst mellan de olika hushållsgrupperna skillnader i genomsnittlig permanent inkomst. Vidare bör grupperingsvariabeln inte vara korrelerad med bostadsefterfrågan annat än genom sambandet mellan grupperingsvariabeln och hushållens permanenta inkomst samt de olika gruppernas bostadspreferenser inte systematiskt skilja sig åt, för så vitt inte dessa preferensskillnader beror på faktorer som kan konstanthållas vid analysen.¹⁰

¹⁰ Grupperingsmetoden och andra metoder för att få förväntningsriktiga estimat när förklaringsvariabeln är behäftad med mätfel behandlas av S. Valalanis i *Econometrics*, New York 1959, Madansky, a. a., s. 173–205 samt av J. D. Sargan, *The*

Den grupperingsvariabel vi använt oss av är bostadskvaliteten. (Bostadens ålder och utrustningsstandard enligt de kvalitetsklasskriterier som ovan angetts i kapitel 4.) Vi bygger valet av grupperingsvariabel på antagandet att bostadskvaliteten är korrelerad med den permanenta inkomsten och i huvudsak okorrelerad med de tillfälliga inkomsterna. De fysiska kvalitetskriterier vi indelat bostäderna efter synes vidare inte direkt vara korrelerade med det önskade utrymmet. En icke obetydlig korrelation råder däremot mellan indelningskriterierna och kvadratmetershyran (som vi mäter kvalitetsefterfrågan med) samt — fastän mindre — med den önskade utgiften. För att så långt som möjligt konstanthålla hushållens preferenser vid beräkningarna har som förklaringsvariabler förutom inkomsten även medtagits antalet hushållsmedlemmar och hushållsmedlemmarnas ålder.

Vid beräkningarna har det genomsnittligt önskade utrymmet, den genomsnittligt önskade utgiften respektive den genomsnittliga kvadratmetershyran i varje grupp korrelerats med den genomsnittliga inkomsten, det genomsnittliga antalet hushållsmedlemmar samt genomsnittsåldern i grupperna.¹¹ På grund av att antalet hushåll varierar avsevärt mellan kvalitetsklasserna har den minsta kvalitetsklassen fått bidra med en observationspunkt och övriga kvalitetsklasser med så många observationspunkter som svarar mot deras hushållsnumerär i förhållande till den minsta kvalitetsklassens hushållsnumerär. I tabell 7:2 ges resultaten av regressionsekvationerna med konstantelastisk funktionsform. I samma tabell har också införts inkomstelasticiteter för utgiftsefterfrågan beräknade med omvänd regression av genomsnittlig hushållsinkomst med avseende på genomsnittlig önskad bostadsutgift. Övriga resultat presenteras i appendix 2, avsnitt 9.¹²

Vad man först lägger märke till i tabellen är att inkomstelasticiteterna är avsevärt högre än de som erhöles när de enskilda hushållen utgjorde observationsenheter. Utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet är sålunda nära fyra gånger större och utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet

Estimates of Economic Relationships Using Instrumental Variables, *Econometrica*, Vol. 26 (July 1958), s. 393–415.

¹¹ Genomsnittsvärdena för faktisk och önskad bostadsutgift har vi erhållit genom att multiplicera genomsnittlig kvadratmetershyra (\bar{X}) med genomsnittligt önskat utrymme respektive faktiskt utrymme (\bar{Y}) och lägga till kovariansen mellan kvadratmetershyran och utrymmet för varje kvalitetsklass, ty $\sum XY/N = \sum X \sum Y/N^2 + \text{cov}(XY)$. Kovariansmatriser liksom genomsnittsvärdena fanns från tidigare beräkningar för utrymmesefterfrågan i olika kvalitetsklasser.

¹² Estimation med linjär funktionsform gav t. ex. numeriskt lägre elasticiteter till antalsvariabeln (med större standardavvikelser) samt något lägre inkomstelasticiteter.

Tabell 7:2. *Inkomst-, ålders- och antalselasticiteter beräknade på grundval av variabelgenomsnitt från olika kvalitetsklasser.*

Efterfråge- kategori	Storstäder			Övriga riket			Hela riket		
	In- komst	Antal	Ålder	In- komst	Antal	Ålder	In- komst	Antal	Ålder
Önskat utrymme	1,02 (0,04)	-0,45 (0,09)	-0,37 (0,07)	0,86 (0,06)	-0,05 (0,11)	0,10 (0,08)	0,92 (0,03)	-0,29 (0,07)	-0,20 (0,06)
Önskad utgift	1,65 (0,10)	-1,23 (0,19)	-1,43 (0,15)	1,33 (0,19)	-0,51 (0,37)	-1,07 (0,27)	1,48 (0,13)	-0,95 (0,27)	-1,30 (0,20)
Kvadrat- metershyra	0,59 (0,08)	-0,77 (0,15)	-0,98 (0,12)	0,49 (0,16)	-0,56 (0,32)	-1,14 (0,23)	0,57 (0,11)	-0,74 (0,23)	-1,10 (0,10)
Önskad utgift (Omvänd regression)	1,96 (0,04)			2,08 (0,05)			2,00 (0,05)		

t. o. m. fem gånger större i tabell 7:2 än i tabell 4:1 resp. 4:3 i kapitel 4. Anmärkningsvärt i tabell 7:2 är också de till beloppet höga antals- och ålderselasticiteterna för utgiftsefterfrågan samt det faktum att antalsvariabelns koefficienter är negativa för både utrymmes- och utgiftsefterfrågan. Med de enskilda hushållen som observationsenheter fann vi ju i kapitel 4 en positiv antalselasticitet för önskad utrymmesefterfrågan på 0,15 och för den önskade utgiftsefterfrågan var antalselasticiteten också positiv fastän lägre. Det är sannolikt att den negativa antalselasticiteten beror av skiktningseffekter som uppstår när man aggregerar variabelvärdena för de enskilda hushållen till medelvärden för de olika kvalitetsklasserna.

Ett problem vid tolkningen av elasticiteterna i tabell 7:2 är den starka korrelationen mellan de förklarande variablerna. Den kraftigaste korrelationen återfinns mellan antalsvariabeln och variabeln genomsnittlig ålder per hushållsmedlem, men även mellan inkomstvariabeln och antals- och åldersvariablerna är korrelationen ganska hög.¹³ Denna starka korrelation gör de skattade koefficienterna osäkra, särskilt elasticiteterna för antals- och åldersvariablerna. Att standardavvikelserna ändå blivit relativt små kan bero på urvalets klusternatur eller på heteroscedasticitet i slump termen. Korrelationen mellan variablerna i kombination med skiktningseffekter förklarar sannolikt det egendomsliga utslaget för antalsvariabeln i tabell 7:2.

¹³ För hela riket är korrelationskoefficienten $-0,94$ mellan antalsvariabeln och genomsnittsåldern, $0,62$ mellan antalsvariabeln och genomsnittsinkomsten samt $-0,41$ mellan genomsnittsinkomsten och genomsnittsåldern.

Tabell 7:3. *Inkomst- och ålderselasticiteter beräknade på grundval av variabelgenomsnitt från olika kvalitetsklasser.*

Efterfråge- kategori	Storstäder		Övriga riket		Hela riket	
	Inkomst	Ålder	Inkomst	Ålder	Inkomst	Ålder
Önskat utrymme	0,84 (0,03)	-0,04 (0,02)	0,84 (0,04)	0,13 (0,04)	0,84 (0,03)	0,04 (0,02)
Önskad utgift	1,16 (0,08)	-0,53 (0,06)	1,14 (0,04)	-0,74 (0,13)	1,13 (0,10)	-0,66 (0,08)
Kvadratmetershyra	0,28 (0,06)	-0,42 (0,04)	0,28 (0,12)	-0,77 (0,11)	0,29 (0,08)	-0,57 (0,07)

Den starka korrelationen mellan antalsvariabeln å ena sidan och ålders- och inkomstvariablerna å den andra gör att man förmodligen får säkrare koefficientskattningar om antalsvariabeln utesluts vid beräkningarna. Resultaten från regressionsberäkningar där endast genomsnittlig hushållsinkomst och genomsnittsålder använts som förklaringsvariabler redovisas i tabell 7:3. Vi är självfallet medvetna om att inkomstelasticiteten då kan ha fångat upp inflytandet av den uteslutna antalsvariabeln.

Om vi jämför inkomstelasticiteterna i tabell 7:3 med dem i tabell 7:2, ser vi att samtliga elasticitetsvärden numeriskt reduceras när antalsvariabeln elimineras från efterfrågefunktionen. Kraftigast reduceras inkomstelasticiteterna för kvalitetsefterfrågan (kvadratmetershyran). Eftersom antals- och inkomstvariablerna är positivt korrelerade och antalsvariabelns koefficient visade sig vara negativ väntar man sig att inkomstelasticiteterna reduceras vid uteslutande av antalsvariabeln. Då vi kan utgå från att antalsvariabelns koefficient blivit för låg (troligen på grund av skiktningseffekter) är det sannolikt att de samtidigt estimerade inkomstelasticiteterna blivit för höga. De inkomstelasticiteter som estimerats utan antalsvariabeln i efterfrågefunktionen bör därför vara mer tillförlitliga även om de är orensade från inflytandet på bostadsefterfrågan av antalet hushållsmedlemmar.

För hela riket är utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet 0,84, kvalitetsefterfrågans 0,29 och utgiftsefterfrågans 1,13. Motsvarande elasticiteter som beräknats med direkt och omvänd regression var 0,94 för utrymmesefterfrågan respektive 1,20 för utgiftsefterfrågan och ligger alltså endast obetydligt över motsvarande elasticiteter beräknade med grupperingsmetoden. Utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet beräknad genom enbart omvänd regression av genomsnittlig hushållsinkomst med avseende på genomsnittlig önskad bostadsutgift har beräknats till 2,00

för hela riket (se tabell 7:2), vilket är ungefär samma resultat som vi fick med enbart omvänt regression när det enskilda hushållet utgjorde observationsenhet (vilken var 1,92 enligt tabell 7:1). Denna överensstämmelse kontrasterar mot skillnaden i resultat med direkt regression på basis av det enskilda hushållets inkomst (0,48) och med grupperingsmetoden (1,13). Detta tyder på att vi kan reducera effekten av slumpmässiga mätfel i inkomstvariabeln genom att använda genomsnittsvärden för olika kvalitetsklasser i stället för enskilda hushållsdata.

Kvalitetsefterfrågans inkomstkoefficienter är osäkra genom att bostadskvaliteten mäts med lägenhetens faktiska kvadratmetershyra. Den faktiska kvadratmetershyran är ett dåligt mått på bostadskvaliteten på grund av hyressplittringen. Differensen mellan faktisk kvadratmetershyra och bostadens verkliga kvalitet förefaller emellertid ej systematiskt variera med kvalitetsklassernas inkomstgenomsnitt. Hyressplittringen synes därför främst försämma precisionen i inkomstelasticiteten för kvalitetsefterfrågan och inte förorsaka något betydande systematiskt fel i inkomstelasticiteten.¹⁴

En viss underskattning av kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet uppkommer däremot sannolikt på grund av att vi använt hushållens faktiska i stället för önskade bostadskvalitet. Man kan nämligen vänta sig att inkomstens betydelse vid fördelningen av olika bostadskvaliteter varit mindre på den hyresreglerade bostadsmarknaden än vad som skulle varit fallet på en fri bostadsmarknad i jämvikt. Mot denna eventuella underskattning står emellertid en viss risk för överskattning av kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet genom att vi klassindelade hushållen efter kvalitetskriterier som är relativt starkt korrelerade med kvadratmetershyran. Enligt statistisk teori gäller nämligen att om man klassindelar en beroende variabel (i detta fall bostadskvaliteten) och korrelerar denna med någon oberoende variabel på basis av genomsnittsvärden från dessa klasser riskerar man att överskatta inverkan av den oberoende variabeln på den beroende. Spridningen i kvadratmetershyrorna är emellertid inom de flesta kvalitetsklasser så pass stor att den överskattning i kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet som klassindelningen eventuellt leder till torde vara av obetydlig storleksordning.¹⁵ Huruvida totalt sett kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet blivit för låg eller för hög är således inte helt klart. Skulle den emellertid vara underskattad — vilket vi är böjda att tro på grund av att vi i kapitel 4

¹⁴ Däremot förorsakar hyressplittringen sannolikt en betydande negativ bias i ålderselasticiteten. Denna fråga behandlas i kapitel 4, avsnitt 4.3.

¹⁵ De kvalitetskriterier vi indelade bostäderna efter motsvarar med andra ord inte rena kvadratmetershyresklasser.

fick mindre skillnader mellan utrymmes- och kvalitetsefterfrågans inkomstelasticiteter än i detta avsnitt samt på grund av att andra undersökningar funnit lika stor eller större inkomstkänslighet för kvalitets- efterfrågan än för utrymmesefterfrågan — har detta återverkningar på koefficientskattningarna för utrymmes- och utgiftsefterfrågan. I den mån utrymme och kvalitet är nära substitut för hushållet är i så fall utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet överskattad men utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet obetydligt eller inte alls underskattad.

4. Bostadsefterfrågans inkomstelasticitet mot bakgrund av den faktiska utvecklingen 1939–65

Med kännedom om förändringen mellan två år av bostadskonsumtionen, de disponibla inkomsterna, bostädernas priser i förhållande till andra priser och antalet invånare kan vissa uppskattningar göras av inkomstelasticitetens storlek.

Som utgångsår har valts 1939, ett år när bostadsmarknaden var fri och på det hela taget befann sig i jämvikt. Som slutår har valts 1965, därför att bostadsefterfrågan detta år skulle kunna approximeras med den faktiska bostadskonsumtionen plus vår uppskattning av den icke tillfredsställda bostadsefterfrågan detta år. Bortser man från inverkan av demografiska faktorer och eventuella preferensförändringar beror ökningen av bostadsefterfrågan per capita 1939–65 på ökningen av de disponibla inkomsterna per capita 1939–65 och sänkningen av relativpriset på bostäder 1939–65. Om

$$\begin{aligned}
 E_Y &= \text{volymefterfrågans inkomstelasticitet} \\
 -E_P &= \text{» priselasticitet} \\
 \Delta Y/Y &= \text{procentuella ökningen av den reala, disponibla per capita-inkomsten 1939–65} \\
 \Delta P/P &= \text{procentuella förändringen av relativhyran 1939–65} \\
 \Delta B_K/B_{K(39)} &= \text{procentuella ökningen av den faktiska bostadsvolymen per person 1939–65} \\
 B_I/B_{K(65)} &= \text{procentuell icke tillfredsställd bostadsefterfrågan (volym) 1965 gäller:}^{16}
 \end{aligned}$$

¹⁶ Om B_D är den efterfrågade bostadsvolymen, har vi:

$$B_D = A \cdot Y^{E_Y} \cdot P^{E_P}, \quad (7:2)$$

där A är en konstant. (7:2) logaritmeras och deriveras: (forts. nästa sida)

$$E_Y \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + E_P \cdot \frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta B_K}{B_{K(39)}} + \frac{B_{I(65)}}{B_{K(65)} \cdot 100} \left[100 + \frac{\Delta B_K}{B_{K(39)}} \right]. \quad (7:1)$$

Mellan 1939 och 1965 steg den reala disponibla inkomsten per capita med 120 %.¹⁷ Medan levnadskostnadsindex under perioden steg med 189 %, steg bostadspostens prisindex med endast 109 %. För att rensa levnadskostnadsindex från bostadsposten kan vi utgå från att den senare under perioden i genomsnitt utgjort 10 % av levnadskostnaderna.¹⁸ Den procentuella minskningen av relativhyran 1939–65 blir då:

$$100 - \frac{100 \cdot \text{hyresindex}}{\text{levnadskostnadsindex (exkl. bostäder)}} = 100 - 100 \frac{209}{298} \simeq 29,9.$$

Bostadsvolymen per person steg mellan 1939 och 1965 med 132 %.¹⁹

(forts. not 16)

$$\frac{\Delta B_D}{B_D} = E_Y \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + E_P \cdot \frac{\Delta P}{P}.$$

Om B_K är den faktiska bostadsvolymen och B_I den icke tillfredsställda efterfrågan på bostadsvolym, dvs. $B_D = B_K + B_I$, fås

$$\frac{\Delta B_D}{B_{D(39)}} = \frac{\Delta B_K + \Delta B_I}{B_{K(39)} + B_{I(39)}} \simeq \frac{\Delta B_K}{B_{K(39)}} + \frac{B_{I(65)}}{B_{K(39)}},$$

om $B_{I(39)}$ antas vara noll. Vidare gäller:

$$\frac{B_{I(65)}}{B_{K(39)}} = \frac{B_{I(65)}}{B_{K(65)}} \left[1 + \frac{B_{K(65)} - B_{K(39)}}{B_{K(39)}} \right].$$

Med kvoterna uttryckta i procent blir sambandet:

$$\frac{B_{I(65)}}{B_{K(39)}} = \frac{B_{I(65)}}{B_{K(65)}} \cdot \frac{1}{100} \left[100 + \frac{\Delta B_K}{B_{K(39)}} \right].$$

¹⁷ Disponibel inkomst per capita steg med 535 % och levnadskostnadsindex med 189 %. Den reala disponibla inkomsten per capita steg då med:

$$\frac{635}{289} - 100 = 120 \%.$$

¹⁸ Levnadskostnadsindex exklusive bostäder har då stigit med 198 %, eftersom

$$\frac{289 - 0,1 \cdot 209}{0,9} = 298.$$

¹⁹ Mellan 1939 och 1946 steg bostadskonsumtionen med 25,8 %, se Balanserad expansion, *SOU* 1956:53, Betänkande av 1955 års långtidsutredning, s. 214. Mellan 1946 och 1959 steg konsumtionen i 1954 års siffror från 1 550 miljoner kronor till

1965 hade vi en överskottsefterfrågan på utrymme i riket av i genomsnitt 18,4 % för hushåll som bodde i hyreslägenheter (vägt genomsnitt av överskottsefterfrågan på utrymme i de två regionerna enligt alternativ 2 i tabell 2:6 i kapitel 2). Låt oss nu anta att ingen överskottsefterfrågan på bostadskvalitet existerade 1965, så att den icke tillfredsställda procentuella volyમેfterfrågan = den icke tillfredsställda procentuella utrymmesefterfrågan. Vi antar dessutom att överskottsefterfrågan var densamma för hushåll i bostadsrättslägenheter som hushåll i hyreslägenheter men att marknaden för småhus befann sig i jämvikt. Då egna hem utgjorde 25,8 % av det totala antalet bostäder blir överskottsefterfrågan 14 % av den totala bostadskonsumtionen. (Härigenom underskattar vi sannolikt något den totala icke tillfredsställda volyમેfterfrågan.) Den reala bostadsefterfrågan per person skulle då ha stigit med $132\% + 232 \cdot 0,14\% = 164\%$.

En del av ökningen av bostadsefterfrågan mellan 1939 och 1965 kan dock antas ha berott på tillkomsten av subventioner knutna till bostaden, såsom familjebostadsbidrag och pensionärsbostadsbidrag. För att inte överskatta den del av efterfrågeökningen på bostäder mellan 1939 och 1965 som haft sin grund i inkomstökningen och relativprissänkningen synes man behöva dra av en del, t. ex. hälften, av familjebostadsbidragen och pensionärsbostadsbidragen från de disponibla inkomsterna och från bostadskonsumtionen. Dessa utgjorde 1965 tillsammans 0,34 % av den disponibla inkomsten och 3,74 % av bostadskonsumtionen. Efter avdrag av hälften av dessa bostadssubventioner reduceras inkomstökningen från 120 till 119 % och bostadsefterfrågeökningen från 164 % till 160 %. Vi får nu sambandet:

$$119E_Y + 30E_P = 160 \quad (7:3)$$

vilket kan omskrivas såsom:

$$E_Y = 1,34 - 0,25E_P. \quad (7:4)$$

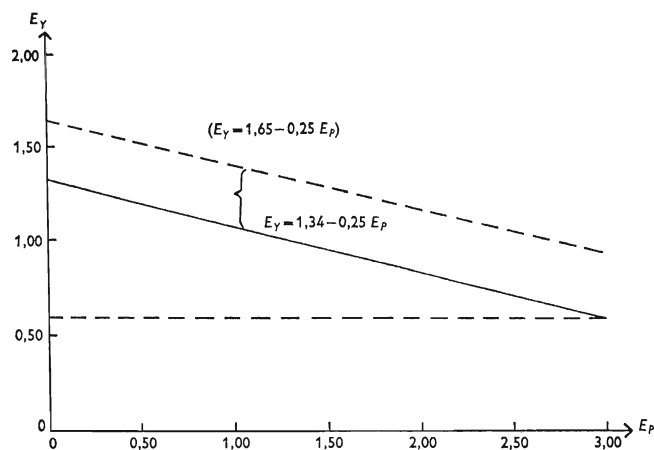
2 771 miljoner kronor, se Nationalbokföring för Sverige, Medd. från konjunkturinstitutet, serie B: 30, s. 29°. Mellan 1959 och 1965 steg bostadskonsumtionen i 1959 års priser från 3 457 miljoner kronor till 4 397 miljoner kronor, se Konjunkturläget, oktober 1965 och 1967, s. 59° respektive 61°. Om index för 1939 är 100 blir index för

$$1965 = 125,8 \cdot \frac{2\,771}{1\,550} \cdot \frac{4\,397}{3\,457} = 286.$$

Bostadsvolymen per capita steg då mellan 1939 och 1965 med

$$\left(\frac{6\,310}{7\,773} \cdot 286 \right) - 100 \simeq 132\%.$$

Figur 7: 1.



$-E_P$	E_Y	$-E_P$	E_Y
-0,4	1,24	-0,9	1,12
-0,5	1,22	-1,0	1,09
-0,6	1,19	-1,2	1,04
-0,7	1,17	-1,5	0,97
-0,8	1,14		

De priselasticiteter vi tidigare beräknat låg mellan $-0,3$ och $-0,4$ och gällde utrymmesefterfrågan. Vi fann ovan att åtminstone det första av dessa värden sannolikt underskattar prisets inverkan på utrymmesefterfrågan. Med tanke på att volymefterfrågans priselasticitet = utrymmesefterfrågans + kvalitetsefterfrågans priselasticitet och då kvalitetsefterfrågans priselasticitet knappast torde vara väsentligt högre än utrymmesefterfrågans²⁰ ligger volymefterfrågans priselasticitet sannolikt mellan $-0,6$ och $-1,0$ och är åtminstone inte numeriskt större än $-1,5$. Insättes dessa värden på priselasticiteten i ekvation (7:4) fås att inkomstelasticiteten sannolikt ligger vid $1,1-1,2$ och åtminstone inte är lägre än $1,0$. Enligt ekvation (7:4) skulle priselasticiteten behöva vara så hög som $-3,6$ för att vara förenlig med den inkomstelasticitet på $0,45$ vi erhöll i kapitel 4 ovan när beräkningarna utfördes på grund av varje hushålls faktiska inkomst (se tabell 4:3).

Elasticitetsfunktionen i figur 7:1 parallellförskjuts uppåt om man antar att den icke tillfredsställda efterfrågan på bostadsvolym var pro-

²⁰ Reid beräknade t. ex. rumsefterfrågans priselasticitet till $-0,3$ och volymefterfrågans till värden mellan $-0,4$ och $-1,0$, se Reid, a. a., kapitel 10, 11 och 12.

centuellt större än den icke tillfredsställda efterfrågan på utrymme 1965. Å andra sidan förskjuts elasticitetsfunktionen parallellt nedåt om man introducerar faktorer som kan ha bidragit till ökningen av bostadsefterfrågan per capita men inte medtagits bland förklaringsfaktorerna såsom en eventuell smakförskjutning till förmån för bostadskonsumtion, ökad andel gifta och skilda personer i befolkningen etc.

Den genomsnittliga hushållsstorleken undergick en 12 %-ig minskning mellan 1945 och 1965.²¹ Att minskningen av hushållsstorleken trots detta inte medtagits bland de faktorer i uttrycket (7:1) som förklarar ökningen av bostadsefterfrågan per person beror på att hushållsprängningen i sin tur till stor del orsakas av pris- och inkomstförändringar.

Mot bakgrund av den faktiska utvecklingen av inkomster, priser, bostadskonsumtion och befolkning mellan 1939 och 1965, och under förutsättning av jämvikt på bostadsmarknaden 1939 och egnahemsmarknaden 1965 samt att ingen otillfredsställd kvalitetsefterfrågan för lägenheter i flerfamiljshus existerade 1965, ligger alltså elasticiteten för efterfrågan på bostadsvolym med avseende på individens disponibla inkomst mellan 1,1 och 1,2. För att bedöma vad antagandet om tillfredsställd kvalitetsefterfrågan 1965 betyder har vi gjort en maximikalkyl genom att anta att det 1965 förelåg en procentuellt lika stor icke tillfredsställd efterfrågan på bostadskvalitet som efterfrågan på utrymme bland de hushåll som bodde i lägenheter i flerfamiljshus.²² Resultatet beskrivs av den streckade elasticitetsfunktionen i figur 7:1, som ligger 0,31 enheter över den heldragna kurvan. I maximifallet skulle alltså bostadsefterfrågans elasticitet med avseende på disponibel inkomst — härledd från faktisk utveckling 1939–65 — vara 1,4–1,5 jämfört med 1,1–1,2 i minimifallet, när ingen överskottsefterfrågan på kvalitet antas ha förelagat 1965.

5. Sammanfattning

Frågan om storleken på bostadsefterfrågans elasticitet med avseende på den permanenta inkomsten har fått en viss belysning i detta kapitel. Den hypotes vi utgick från var att inkomstvariabeln är behäftad med

²¹ Före 1945 finns ingen hushållsräkning omfattande hela riket. 1945 års genomsnittliga hushållsstorlek var 3,18; se *Bostäder och Hushåll, SOS*, Stockholm 1952. 1965 års genomsnittliga hushållsstorlek var 2,80; se 1965 års bostadsräkning.

²² Härigenom överskattas säkerligen den icke tillfredsställda volymefterfrågan 1965, bl. a. eftersom lägenheternas kvalitet är lättare att anpassa än deras utrymme (överskottsefterfrågan var för övrigt minst på moderna bostäder vid de hyresförhållanden som rådde 1965). Att antagandet troligen leder till en överskattning av $\Delta B_D/B_D$ beror dessutom på att en viss överskottsefterfrågan på bostäder kan ha förelagat även 1939, trots den fria marknaden, på grund av hyrornas trögrörlighet.

ett betydande slumpmässigt mätfel i så måtto att hushållets faktiska inkomst i många fall väsentligt avviker från dess permanenta inkomst. Detta mätfel gör att elasticiteter som beräknas på grundval av faktiska inkomster tenderar att underskatta den permanenta inkomstens inflytande på bostadsefterfrågan och denna underskattning synes bli särskilt stor i tvärsnittsmaterial.

Metoden med direkt och omvänd regression (»DOR-metoden») gav ett möjligt intervall för volymefterfrågans inkomstelasticitet på 0,5–1,9 och för utrymmesefterfrågans på 0,3–1,6. Om man antar att de slumpmässiga variationerna i inkomsten och bostadsefterfrågan är ungefär lika stora bör intervallens mittpunkter, dvs. 1,2 respektive 0,9, visa den permanenta inkomstens inverkan på hushållets bostadsefterfrågan.

Grupperingsmetoden (»Grupp-metoden») gav till resultat elasticiteter med avseende på den permanenta inkomsten för utrymmesefterfrågan på drygt 0,8, kvalitetsefterfrågan ca 0,3 och volymefterfrågan drygt 1,1.

Metoden att sluta sig till den permanenta inkomstelasticitetens storlek genom att analysera den faktiska utvecklingen av priser, disponibla inkomster, bostadskonsumtion m. m. indikerade en elasticitet för volymefterfrågan med avseende på den disponibla inkomsten av 1,1–1,2 i minimifallet när ingen överskottsefterfrågan på kvalitet antogs föreligga 1965 och 1,4–1,5 i maximifallet när överskottsefterfrågan på kvalitet antogs vara lika med den på utrymme (för lägenheter i flerfamiljshus). För att denna inkomstelasticitet med avseende på disponibel inkomst skall bli direkt jämförbar med de inkomstelasticiteter som beräknats med DOR- och Grupp-metoderna, vilka alla är baserade på till statlig skatt taxerad inkomst, måste man för det första korrigera de senare elasticiteterna för betydelsen av den progressiva statsskatten och transfereringar till hushållen. Enligt resultaten i kapitel 3, avsnitt 3, skulle elasticiteten med avseende på inkomsten efter statlig skatt vara omkring 20 % högre än elasticiteten med avseende på inkomsten före statlig skatt. DOR-elasticiteten för volymefterfrågan, justerad för statsskatt, ligger i enlighet härmed vid drygt 1,4 och motsvarande Grupp-elasticitet vid 1,3. För det andra behöver man ta hänsyn till att DOR- och Grupp-elasticiteterna avser hushållet, medan inkomstelasticiteten härledd från faktisk utveckling gäller per person. Enligt resultaten i kapitel 6, avsnitt 3.2, ligger den totala volymefterfrågans inkomstelasticitet omkring 15 % över inkomstelasticiteten för hushållets volymefterfrågan.²³ Inkomst-

²³ Denna uppjustering baseras på antagandet att relationen mellan elasticiteten avseende permanent inkomst och elasticiteten avseende faktisk inkomst är densamma för hushållets bostadsefterfrågan som för antalsefterfrågan. Då relationen för hushållets efterfrågan synes vara större än för antalsefterfrågan (jfr t. ex. tabell

elasticiteterna för volymefterfrågan beräknade med DOR- och Gruppmetoderna bör därför justeras uppåt ytterligare till ungefär 1,6 respektive 1,5 för att gälla per person. Volymefterfrågans inkomstelasticitet, beräknad med bostadskvaliteten som grupperingsvariabel, eller som genomsnittet av resultaten med direkt och omvänd regression, motsvarar alltså närmast den inkomstelasticitet, härledd från faktisk utveckling, som fås i maximifallet med en antagen överskottsefterfrågan på bostadsvolym av 40 % 1965 för lägenheter i flerfamiljshus (vilket motsvarar 18,4 % överskottsefterfrågan på både utrymme och kvalitet) men jämvikt på marknaden för egnahem (= 29,8 % överskottsefterfrågan av totala bostadskonsumtionen).

Slutsatsen av beräkningarna i detta kapitel blir att vi finner det mycket sannolikt att bostadsefterfrågans inkomstelasticitet är större än ett, och kanske så hög som 1,5, om bostadsefterfrågan definieras som volym per person och inkomsten som permanent inkomst per person efter skatt.

5: 1, s. 80, kapitel 5 med tabell 7:1, s. 97 i detta kapitel) borde kanske uppjusteringen varit något mindre än 15 %.

Sammanfattning av resultaten och jämförelser

Detta slutkapitel ägnas åt att sammanfatta och kommentera de viktigaste resultaten från regressionsberäkningarna och åt att jämföra dem med resultaten från tidigare bostadsefterfrågeundersökningar. I fråga om resultaten av kalkylerna över den icke tillfredsställda efterfrågan på bostäder, hyresgapet 1965 samt förvärvssätten på bostadsmarknaden hänvisas till kapitel 2.

1. Sammanfattning av regressionsanalysens resultat

I kapitel 2 återgavs priselasticiteter beräknade såsom bågelasticiteter på grundval av de enskilda hushållens uppgifter om önskat utrymme vid faktisk kvadratmetershyra och om den kvadratmetershyra vid vilken deras efterfrågade utrymme sammanfaller med deras faktiska utrymme. I kapitel 4 om hushållets bostadsefterfrågan, presenterades elasticiteter för faktisk och önskad utrymmesefterfrågan, för faktisk och önskad utgiftsefterfrågan samt för faktisk kvalitetsefterfrågan beräknade på grundval av de enskilda hushållens kvadratmetershyror, inkomster, antal hushållsmedlemmar, ålders- och civilståndssammansättningar m. m. Särberäkningar gjordes för vissa grupper av hushåll, såsom hushåll med ogift man, ogift kvinna och gift person som bostadsföreståndare, hushåll i storstadsregionerna och hushåll i övriga riket.

Resultaten av analysen av efterfrågan på antalet lägenheter redovisades i kapitel 5. Antalsefterfrågan studerades dels för alla vuxna, ogifta personer, dels för ogifta och tidigare gifta kvinnor och män i olika åldersgrupper. I kapitel 6 härleddes elasticiteter för totala utrymmes-, kvalitets- och utgiftsefterfrågan på grundval av elasticiteterna i kapitel 4 och 5.

Elasticiteter som avser att uttrycka den permanenta inkomstens inverkan på hushållets bostadsefterfrågan presenterades slutligen i kapitel 7. Dessa elasticiteter beräknades med användande av omvänd regression och grupperingsmetoden på våra data från 1965 samt genom att jämföra utvecklingen av bostadskonsumtion, inkomster, priser m. m. mellan 1939 och 1965.

För att ge en mer överskådlig bild av elasticiteterna till varje enskild förklaringsvariabel sammanfattas i tur och ordning först priselasticiteterna (avsnitt 1.1), därefter inkomstelasticiteterna (avsnitt 1.2) och slutligen elasticiteterna avseende antals- och åldersvariablerna (avsnitt 1.3). Någon sammanfattning av elasticiteterna till köns- och civilståndsvariablerna görs ej, dels på grund av att köns- och civilståndsvariablerna är av mindre praktiskt intresse eftersom större förändringar i befolkningens köns- och civilståndssammansättning mera sällan förekommer, dels därför att dessa variabler visat sig ha en relativt ringa inverkan på bostads-efterfrågan.¹

När det gäller elasticiteterna med avseende på kvadratmetershyran, inkomsten, antalet hushållsmedlemmar och åldern har vi begränsat redovisningen till de resultat som avser samtliga hushåll och utelämnat resultaten för hushåll i olika regioner, olika köns- och civilståndsgrupper o. d. Vidare återges ej de resultat som är beräknade på grundval av faktiska värden på utrymme och utgift. På grund av hyresregleringen torde elasticiteterna för faktisk utrymmes- och utgiftsefterfrågan sämre än elasticiteterna för önskad utrymmes- och utgiftsefterfrågan avspegla hushållens val av bostadskonsumtion på en fri marknad i jämvikt.

I tabell 8:1 har vi sammanställt resultatet av bågpriselasticitetsberäkningarna i kapitel 2, de viktigaste resultaten från regressionsanalysen i kapitlen 4–7, samt resultaten av kalkylen på grundval av faktisk utveckling 1939–65.

Som framgår av tabellen har för hushållets bostadsefterfrågan och antalsefterfrågan såväl linjära funktioner som potensfunktioner prövats. Vi kan konstatera att de båda funktionsformerna ger något olika värden på elasticiteterna. Huruvida dessa skillnader är uttryck för att endera eller bägge funktionsformerna är olämpligt valda är mera oklart. Potensfunktionerna ger nästan genomgående något högre elasticitetsvärden samt i regel något högre förklaringsvärde än de linjära funktionerna. Vi tror, av skäl som angivits i kapitel 4, att potensfunktionerna ger en bättre beskrivning av verkligheten än de linjära funktionerna. Av tekniska orsaker har vi emellertid uppskattat den totala bostadsefterfrågans elasticiteter på grundval av linjära funktionsformer för antalsefterfrågan och hushållets bostadsefterfrågan.

1.1 *Prisvariabeln*

Priselasticiteter har beräknats endast för hushållets efterfrågan på bostadsutrymme. Som prisvariabel har använts hyran per kvadratmeter

¹ Ändringar av köns- och civilståndssammansättningen har dock större betydelse för efterfrågan på antalet lägenheter.

Tabell 8:1. *Elasticiteter till pris-, inkomst-, antals- och åldersvariabler.*

Efterfrågekategori	Variabel				Anmärkningar
	Pris	Inkomst	Antal	Ålder	
<i>Kapitel 2</i>					
<i>Bostadsmarknaden</i>					
Önskat utrymme bågpriselasticitet	-0,36				s. 11
<i>Kapitel 4</i>					
<i>Hushållets bostadsefterfrågan</i>					
Önskat utrymme					
linjära funktioner	-0,30	0,25	0,17	-0,13	tabell 1, appendix
potensfunktioner	-0,30	0,25	0,15	-0,15	tabell 4: 1, s. 63
Faktisk kvalitet					
linjära funktioner		0,08	-0,16	-0,20	tabell 16, appendix
potensfunktioner		0,19	-0,22	-0,23	tabell 4: 5, s. 72
Önskad utgift					
linjära funktioner		0,37	0,08	-0,26	tabell 10, appendix
potensfunktioner		0,45	0,02	-0,31	tabell 4: 3, s. 69
<i>Kapitel 5</i>					
<i>Efterfrågan på antal lägenheter</i>					
Ogifta personer					
16-34 år					
linjära funktioner		0,72			tabell 20, appendix
potensfunktioner		0,84			tabell 5: 3, s. 83
35- år					
linjära funktioner		0,05 ^a			tabell 20, appendix
potensfunktioner		0,10			tabell 5: 3, s. 83
16- år					
linjära funktioner		0,34 ^b		0,83 ^c	
potensfunktioner		0,43 ^d		0,79 ^c	
<i>Kapitel 6</i>					
<i>Totala bostadsefterfrågan</i>					
Önskat utrymme					
linjära funktioner		0,37	0,66	0,05	tabell 6: 1, s. 90
Faktisk kvalitet					
linjära funktioner		0,05	-0,14	-0,18	tabell 6: 3, s. 92
Önskad utgift					
linjära funktioner		0,42	0,52	-0,13	tabell 6: 2, s. 92
<i>Kapitel 7</i>					
<i>Bostadsefterfrågans elasticitet med avseende på den permanenta inkomsten</i>					
a) Genomsnitt av direkt och omvänd regression					
Önskat utrymme					
potensfunktioner		0,94			tabell 7: 1, s. 97
Önskad utgift					
potensfunktioner		1,20			tabell 7: 1, s. 97

Tabell 8 : 1. (fortsättning)

Efterfrågekategori	Variabel				Anmärkningar
	Pris	Inkomst	Antal	Ålder	
b) Grupperingsmetoden					
Önskat utrymme potensfunktioner		0,84			tabell 7: 3, s. 101
Faktisk kvalitet potensfunktioner		0,29			tabell 7: 3, s. 101
Önskad utgift potensfunktioner		1,13			tabell 7: 3, s. 101
c) Faktisk utveckling					
Önskad utgift					
alt. 1		1,1-1,2			avsnitt 4, kapitel 7
alt. 2		1,4-1,5			avsnitt 4, kapitel 7

^a Vägt genomsnitt för åldersgrupperna 35-49, 50-64 och 65- år.

^b Tabell 20, appendix 2.

^c Tabell 5: 1, s. 80.

^d Tabell 5: 3, s. 83.

bostadsutrymme. Att uppskattningar av priselasticiteterna för hushållets efterfrågan på kvalitet och volym inte har gjorts beror på att vi inte kunnat finna något enhetligt kvantitativt mått vare sig på kvaliteten eller på volymen. Någon möjlighet att med våra tvärsnittsdata beräkna priselasticiteten för efterfrågan på antalet lägenheter har ej heller funnits, vilket är orsak till att priselasticiteten för den totala utrymmesefterfrågan inte kunnat härledas.

Vi kan konstatera att den regressionsberäknade priselasticiteten ($-0,30$) är numeriskt lägre än bågpriselasticiteten ($-0,36$). Den regressionsberäknade priselasticiteten $-0,30$ är antagligen för låg till beloppet därför att den är beräknad som ett vägt genomsnitt av priselasticiteter för olika grupper av hushåll indelade efter lägenhetens utrustningsstandard och byggnadsår. Även inom varje grupp finns dock variationer i lägenhetens kvalitet, bl. a. på grund av olika geografiskt läge, olikheter i bostadsmiljö etc. Variationerna i kvadratmetershyra inom en kvalitetsgrupp beror därför inte bara på hyressplittringen utan också till en del på skillnader i lägenheternas kvalitet; högre kvadratmetershyror representerar i genomsnitt högre kvalitet än lägre kvadratmetershyror. Av denna anledning kommer man att överskatta det önskade utrymmet för de dyra lägenheterna inom varje kvalitetsklass och därmed underskatta priselasticiteten.

Bågpriselasticiteten $-0,36$ är till beloppet något större än den regressionsberäknade vilket inte motsäger vår tidigare slutsats att den senare torde ha en negativ bias. Som nämnts i kapitel 2, avsnitt 4, kan

även bågpriselasticiteten underskatta utrymmesefterfrågans priskänslighet om hushållen vid uppgiftslämnandet tagit hänsyn till de kostnader och övriga olägenheter som är förenade med en flyttning.

1.2 *Inkomstvariabeln*

Som framgår av tabellen har inkomstelasticiteter beräknats för både hushållets bostadsefterfrågan, antalsefterfrågan och totala bostadsefterfrågan. Inkomsten har härvid definierats som medeltalet av 1964 och 1965 års till statlig skatt taxerad inkomst. För hushållets bostadsefterfrågan har emellertid också elasticiteter beräknats på grundval av den permanenta inkomsten.

1.2.1 Hushållets bostadsefterfrågan med avseende på faktisk inkomst

Samtliga inkomstelasticiteter från kapitel 4 i tabell 8:1 är sannolikt för låga om man ser till det långsiktiga sambandet mellan disponibel inkomst och bostadskonsumtion. En anledning är att inkomsten definierats som till statlig skatt taxerad inkomst. Försök att korrigera inkomstelasticiteten för den progressiva statliga inkomstskatten gjordes i kapitel 3, avsnitt 3. Vi fann där att inkomstelasticiteten ökade med drygt 20 % när den statliga skatten drogs av från inkomstmättet. Hur mycket ytterligare inkomstelasticiteten skulle öka om inkomstmättet också korrigerades för transfereringar av typen barnbidrag, skattefria pensioner, familjebostadsbidrag etc. var praktiskt inte möjligt att utröna.

En annan anledning till att inkomstelasticiteterna från kapitel 4 i tabell 8:1 sannolikt underskattar det långsiktiga sambandet mellan bostadskonsumtionen och den disponibla inkomsten beror på att vi använt oss av faktiska inkomster i ett tvärsnitt. Erfarenhetsmässigt har man i ett tvärsnitt även om inkomstmättet är disponibel inkomst högre sparkvoter hos hushållen i de högre inkomstklasserna medan man däremot inte kan observera någon stegring av sparkvoten över längre tidsperioder.² Att sambandet mellan bostadskonsumtion och inkomstnivå sannolikt underskattas av de elasticiteter vi erhållit med användning av enskilda hushålls faktiska inkomster kan bero på att det är den permanenta inkomsten som är bestämmande för hushållets bostadskonsumtion och att den faktiska inkomsten ofta avviker från den permanenta inkomsten (Friedmans hypotes). I syfte att söka undvika den underskatt-

² Över korta tidsperioder tenderar emellertid sparkvoten också att stiga med inkomsten, dvs. inkomstelasticiteten befinns vara mindre än ett.

ning i bostadsefterfrågans långsiktiga inkomstelasticitet som avvikelserna mellan faktisk och permanent inkomst ger upphov till har i kapitel 7 speciella kalkyler över bostadsefterfrågans elasticitet med avseende på hushållens permanenta inkomst utförts. Resultaten av dessa beräkningar kommenteras under punkt 1.2.4 nedan.

Att döma av de skattade inkomstelasticiteterna i tabell 8:1 är efterfrågan på utrymme mer inkomstkänslig än efterfrågan på kvalitet. Då kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet till skillnad från utrymmesefterfrågans inte är beräknad på grundval av önskade värden och därför sannolikt något för låg kan man dock inte säkert uttala sig om att utrymmesefterfrågan är mer inkomstkänslig än kvalitetsefterfrågan.³

1.2.2 Antalsefterfrågan med avseende på faktisk inkomst

Anledningen till att elasticiteter för antalsefterfrågan bara beräknats för vuxna, ogifta personer är att barn kan förutsättas inte efterfråga egna lägenheter samt att gifta par alltid kan antas efterfråga en lägenhet oberoende av inkomstnivå och ålder. Några priselasticiteter för antalsefterfrågan har inte beräknats, eftersom det inte varit möjligt att finna en prisvariabel som kan associeras till varje enskild individ.

Som framgår av tabell 8:1 varierar antalsefterfrågans inkomstelasticitet kraftigt med individens ålder. Mot att vara ca 0,80 för personer i åldrarna 16–34 år är inkomstelasticiteten endast 0,05–0,10 för personer i åldrarna 35– år. Inkomstelasticiteten för samtliga individer blir naturligtvis avsevärt lägre än för gruppen ogifta, vuxna personer, då barns och gifta personers lägenhetsefterfrågan är så gott som helt okänslig för inkomstförändringar. Andelen ogifta personer som är 16 år och äldre utgör omkring 29 % av befolkningen. Antalsefterfrågans inkomstelasticitet för samtliga personer blir beräknade utifrån resultaten i tabell 8:1 då 0,10 eller 0,12 beroende på om man utgår från den linjära funktionens eller potensfunktionens estimat.

Antalsefterfrågans inkomstelasticiteter är med största sannolikhet för låga på grund av att de är beräknade med till statlig skatt taxerad inkomst i stället för disponibel inkomst samt på grund av avvikelser mellan faktisk och permanent inkomst. Underskattningen i inkomstelasticiteten på grund av avvikelser mellan faktisk och permanent inkomst förefaller dock vara mindre för antalsefterfrågan än den är för hushållets bostads-

³ Därtill kommer att den faktiska kvadratmetershyran på grund av hyressplittningen mellan kvalitetsmässigt likvärdiga lägenheter är ett dåligt mått även på den faktiska kvalitetsefterfrågan.

efterfrågan.⁴ En annan orsak till negativ bias beträffande antalsefterfrågans inkomstelasticiteter kan vara att antalsefterfrågan mäts med faktiska och ej önskade värden. En mera svårbedömd faktor är det förhållandet att våra antal elasticiteter endast gäller sådana personer som 1965 bodde i hyreslägenheter samt att vårt urval inte ens för dessa personer är helt representativt.

1.2.3 Totala bostadsefterfrågan med avseende på faktisk inkomst

Den totala bostadsefterfrågans inkomstelasticiteter har härletts på grundval av linjära samband för hushållets bostadsefterfrågan och antalsefterfrågan. Endast den linjära funktionsformen möjliggör nämligen en enkel härledning av efterfrågesamband på totalnivå eller per person.

Om vi jämför den totala bostadsefterfrågans inkomstelasticiteter med dem för hushållets bostadsefterfrågan⁵ i tabell 8:1, ser vi att den totala utrymmesefterfrågans är 12 hundra delar större än inkomstelasticiteten för hushållets utrymmesefterfrågan, den totala utgiftsefterfrågans är fem hundra delar större än inkomstelasticiteten för hushållets utgiftsefterfrågan, men att den »totala» kvalitetsefterfrågans elasticitet är tre hundra delar mindre än den för hushållet. Att den totala kvalitetsefterfrågan enligt våra beräkningar är mindre inkomstkänslig än hushållets kvalitetsefterfrågan beror på att vi mäter den »totala» kvalitetsefterfrågan per utrymmesenhet. Även om bostadskvaliteten per kvadratmeter minskar på grund av hushållssprängningen behöver man inte se det som en minskning av den totala kvalitetsefterfrågan på grund av tillskottet av nya lägenheter. Att den totala utrymmesefterfrågan är mer inkomstkänslig än hushållets utrymmesefterfrågan beror på att en inkomstökning i samhället inte bara ökar de existerande hushållens bostadsefterfrågan utan dessutom leder till sprängning av vissa hushåll (ökad antalsefterfrågan) och därmed ökad efterfrågan på bostadsutrymme.

Den absoluta storleken på de totala inkomstelasticiteterna i tabell 8:1 ovan är av begränsat intresse. Först och främst är samtliga totala inkomstelasticiteter beräknade på basis av faktiska inkomster och underskattar därför sannolikt kraftigt den permanenta inkomstens inverkan på den totala bostadsefterfrågan. Vidare är de beräknade på grundval av till statlig skatt taxerad inkomst, vilket torde förorsaka en ytter-

⁴ Se avsnitt 4.3, kapitel 5.

⁵ Jämförelsen avser endast de inkomstelasticiteter för hushållets bostadsefterfrågan som estimerats med linjär funktionsform.

ligare underskattning (om man söker det långsiktiga sambandet mellan disponibel inkomst och bostadsefterfrågan). Slutligen torde den inkomstelasticitet för hushållets kvalitetsefterfrågan som använts vid härledningen av totalelasticiteterna, och som estimerats med linjär funktionsform, underskatta kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet även i förhållande till utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet. Som tidigare nämnts är kvalitetsefterfrågans elasticiteter vanskliga att tolka med tanke på att denna vid beräkningarna uttryckts med faktisk kvadratmetershyra. När vi använde potensform för hushållets kvalitetsefterfrågan erhöles en inkomstelasticitet av 0,19, vilken synes rimligare i ljuset av resultaten från andra undersökningar av kvalitetsefterfrågans inkomstkänslighet (se avsnitt 2 i detta kapitel).

1.2.4 Bostadsefterfrågans elasticiteter avseende den permanenta inkomsten

De beräkningar vi gjort i kapitel 7 av bostadsefterfrågans samband med den permanenta inkomsten avser att visa inkomstens långsiktiga inverkan på bostadsefterfrågan. I tabell 8:1 har vi sammanfattat resultaten av metoden med direkt och omvänd regression (DOR-elasticiteterna), grupperingsmetoden (Grupp-elasticiteterna) samt resultaten av kalkylen på faktisk utveckling mellan 1939 och 1965. I appendix 2, avsnitt 8 redovisas resultaten av en stratifiering av hushållen på hushållsstorlek och kön. Stratifieringsförfarandet reducerar dock troligen endast delvis betydelsen av avvikelserna mellan hushållens faktiska och permanenta inkomster för våra estimat.⁶

Som framgår av tabell 8:1 är elasticiteterna för utrymmes- och utgiftsefterfrågan med avseende på permanent inkomst ungefär tre gånger större än elasticiteterna beräknade på grundval av varje hushålls faktiska inkomst. Detta tyder på att inverkan på hushållets bostadsefterfrågan av den permanenta inkomsten är avsevärt kraftigare än av den faktiskt observerade inkomsten.

Enligt både DOR- och Grupp-metoden är kvalitetsefterfrågans inkomstkänslighet väsentligt mindre än utrymmesefterfrågans, i båda fallen knappt 0,3 mot omkring 0,9. Som vi närmare redogjort för i kapitel 7, avsnitt 3, är emellertid särskilt kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet osäker. Även om det inte varit möjligt att klart avgöra riktningen på eventuell bias tror vi bl. a. på basis av resultaten om hushål-

⁶ För att metoden med stratifiering skall ge en någorlunda tillförlitlig elasticitet som avser den permanenta inkomsten krävs att skillnaderna mellan permanent och faktisk inkomst för hushållen inom varje stratum är relativt små. Förutsättningarna för övriga metoder diskuteras i kapitel 7 och appendix 1, avsnitt 3.2.1.

lets inkomstkänslighet i kapitel 4 och resultaten av andra undersökningar att kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet är underskattad.⁷

Också värdet på den inkomstelasticitet som uträknats på basis av faktisk utveckling av real disponibel inkomst per person, relativhyra, bostadskonsumtion per person m. m. mellan 1939 och 1965 har naturligtvis vida osäkerhetsmarginaler.⁸ Två alternativ har beräknats. I det ena alternativet, som är en minimikalkyl, har antagits att ingen otillfredsställd efterfrågan på bostadskvalitet existerade vid 1965 års hyresstruktur; i det andra alternativet, som är en maximikalkyl, har antagits en icke tillfredsställd kvalitetsefterfrågan 1965, som i procent är lika stor som den icke tillfredsställda utrymmesefterfrågan 1965. Dessa kalkyler avser lägenheter i flerfamiljshus. Marknaden för egnahem har antagits vara i jämvikt.

När man jämför inkomstelasticiteterna för utgiftsefterfrågan beräknade med DOR- och Grupp-metoderna med inkomstelasticiteten för utgiftsefterfrågan härledd från faktisk utveckling måste de förra korrigeras så att de blir gällande för disponibel inkomst per person. Enligt vissa schematiska uppskattningar skulle DOR- och Grupp-elasticiteterna behöva multipliceras med en korrigeringsfaktor av storleksordningen 1,3–1,4 för att gälla disponibel inkomst per person.⁹

1.3 Antals- och åldersvariablerna

Elasticiteterna till antalsvariabeln för hushållets bostadsefterfrågan visar att en ökning av antalet hushållsmedlemmar per hushåll med i genomsnitt 10 % ökar efterfrågan på utrymme med 1,5–1,7 % men minskar efterfrågan på kvalitet med 1,6–2,2 %. Förklaringen kan vara att behovet av i första hand mera outhärliga varor som mat, kläder och bostadsutrymme stiger när antalet hushållsmedlemmar ökar (vid oförändrad hushållsinkomst). För att kunna tillfredsställa dessa behov måste hushållet göra nedskärningar av övriga utgifter, varvid bl. a. bostadskvaliteten drabbas.

Jämför vi antalselasticiteterna för hushållets bostadsefterfrågan (linjära funktioner) med dem för totala bostadsefterfrågan kan konstateras att »totalelasticiteterna» är avsevärt högre än »hushållselasticiteterna» för utrymmes- och utgiftsefterfrågan, medan ingen nämnvärd skillnad föreligger för kvalitetsefterfrågan. Antalselasticiteterna för hushållets

⁷ Om utrymme och kvalitet är substitutvaror kommer en negativ bias för kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet att innebära en positiv bias för utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet medan utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet i stort blir unbiased.

⁸ Se vidare kapitel 7, avsnitt 4.

⁹ Denna omräkning diskuteras i kapitel 7, avsnitt 5.

bostadsefterfrågan har beräknats under förutsättning av givet antal hushåll och för totalefterfrågan under förutsättning av given genomsnittlig hushållsstorlek. Skillnaderna mellan den totala bostads- och hushållsefterfrågans antalselasticiteter tyder således på att variationer i folk-mängden via förändring av antalet hushåll har en klart större effekt på utrymmes- och volyમેfterfrågan än via förändringar i den genomsnittliga hushållsstorleken.

Vad gäller åldersvariabeln (genomsnittsåldern) ser vi i tabellen att denna har en negativ inverkan på hushållets efterfrågan på såväl utrymme som kvalitet. Så är inte fallet för den totala bostadsefterfrågan. En ökning av genomsnittsåldern ökar något den totala efterfrågan på utrymme men minskar efterfrågan på kvalitet. Den totala bostadsefterfrågans ålderselasticiteter är genomgående mindre negativa än ålderselasticiteterna för hushållets bostadsefterfrågan. Förklaringen härtill ligger i den positiva ålderselasticiteten för antalsefterfrågan (0,83).

Det negativa sambandet mellan bostadskvaliteten (uttryckt med kvadratmetershyran) och befolkningens genomsnittliga ålder torde åtminstone delvis vara utbudsbestämt i så måtto att yngre personer i stor utsträckning endast haft att tillgå dyra bostäder i nyproduktionen. Äldre personer som under lång tid bebott sina lägenheter har däremot på grund av regleringen av hyrorna och stegringen av byggnadskostnaderna kommit att få relativt sett allt lägre kvadratmetershyror. Kvalitetsefterfrågans ålderselasticiteter har därför antagligen erhållit för höga negativa värden. Även utgiftsefterfrågans ålderselasticiteter torde av samma orsak ha blivit för låga, om kvaliteten är en komplementär vara till det önskade utrymmet. Det är emellertid mera troligt att utrymme och kvalitet är substitut då hushållen substituerar kvalitet med utrymme bl. a. när antalet hushållsmedlemmar ökar vid oförändrad inkomst. Därför är sannolikt utgiftsefterfrågans ålderselasticitet mindre underskattad än kvalitetsefterfrågans ålderselasticitet. Detta innebär i så fall att utrymmesefterfrågans ålderselasticitet har en positiv bias.

2. Jämförelser med tidigare undersökningar

I detta avslutande avsnitt skall vi jämföra våra resultat med resultaten från några av de tidigare mest kända undersökningarna av bostadsefterfrågans bestämningsfaktorer. Eftersom man i dessa undersökningar med få undantag uteslutande estimerat pris- och inkomstelasticiteter begränsas jämförelsen till prisets och inkomstens inverkan på bostadsefterfrågan. Nedan sammanfattas resultaten från undersökningar av bl. a. Rydorff, Bentzel, Holm, Bostadsbyggnadsutredningen, Muth, Reid och

Tabell 8:2. *Inkomstelasticiteter beräknade med tvärsnittsdata och faktiska inkomster.*

Undersökning	Efterfrågekategori	Inkomst-elasticitet
S. Rydorff ^a	Faktiskt utrymme (rum)	ca 0,15
	Faktisk kvalitet (kr/m ²)	ca 0,20
	Faktisk utgift	0,3-0,4
	Antalsefterfrågan: ogifta kvinnor 20-35 år	1,4
	» » 35-50 »	0,5
	» » 50- »	0,2
	» » 16- »	0,7
	förut gifta kvinnor alla vuxna (samman- vägt med gifta)	0,1 0,3
R. Bentzel ^b	Faktisk utgift	0,5-0,7
P. Holm ^c	Faktiskt utrymme (rum per person)	0,3-0,5
	Faktisk utgift	0,5-0,7
	Antalsefterfrågan: ogifta kvinnor (15-år) » män (»)	0,70 1,00
Bostadsbyggnads- utredningen ^d	Faktiskt utrymme (rum per person): gifta samboende	0,3-0,5
	Faktisk utgift (per person): ogifta kvinnor	0,58
	Faktiskt utrymme (rum per person): ogifta män	0,52
	Antalsefterfrågan: ogifta män 16- år	0,76
	» kvinnor 16- år	0,76
	A. Suiviranta ^e	Faktiskt utrymme (m ²)
W. A. Morton och L. Winnick ^f	Faktiskt husvärde	drygt 0,5
Bostadsräkningarna 1933, 1935 och 1945	Faktisk utgift	0,6-0,8
Denna studie	Faktiskt utrymme (m ²)	0,23
	Önskat utrymme (m ²)	0,25
	Faktisk kvalitet (kr/m ²)	0,19
	Önskad utgift	0,45
	Antalsefterfrågan: ogifta män 16-34 år	1,08
	» » 35- år	(0,00)
	» kvinnor 16-34 år	1,05
	» » 35- år ogifta personer 16- år	0,09 0,43

^a S. Rydorff, *Bostadsefterfrågan med hänsyn till hushållens inkomster och sammansättning*, IUI, Stockholm 1955.

^b R. Bentzel m. fl., *Den privata konsumtionen i Sverige 1931-65*, IUI, Uppsala 1957.

^c P. Holm, Bostadsmarknaden i ett expanderande samhälle, *SOU* 1964: 3, Konsumtionsmönster på bostadsmarknaden.

^d Bostadsbyggnadsutredningen, Höjd bostadsstandard, *SOU* 1965: 32, kapitel 6.

^e A. Suiviranta, *Nuorten Perheiden Asum Istaso* (The Level of Housing of Young Families in Finland), Helsinki 1967.

^f W. A. Morton, *Housing Taxation*, Madison 1955; L. Winnick, Housing: Has there been a Downward Shift in Consumer Preferences, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXIX (February 1955).

Tabell 8:3. *Pris- och inkomstelasticiteter beräknade på grundval av tidsserie-data och på grundval av tvärsnittsdata med inkomstmått av permanent karaktär.*

Undersökning	Efterfrågekategori	Pris-elasticitet	Inkomst-elasticitet
J. S. Duesenberry & H. Kistin ^a	Faktisk bostadsutgift	-0,08	—
R. Bentzel ^b	Faktisk bostadsutgift	-0,08	0,93
	Antalsefterfrågan	-0,02	0,27
R. F. Muth ^b	Önskat egnahemsvärde (tidsserie)	-0,90	0,88
	Faktiskt egnahemsvärde (tvärsnitt)	-1,59	1,68
M. Reid ⁱ	Rumsefterfrågan	-0,3	0,4
	Faktiskt egnahemsvärde (tidsserie)	-0,5 - -0,7	1,3-2,0
	10 % av egnahemsvärdet (tvärsnitt)	knappt -1,0	1,4-2,0
Tong Hun Lee ^{k,i}	Önskat egnahemsvärde (tidsserie, direkt och omvänd regression)	-1,48	0,81
	Faktiskt egnahemsvärde (tvärsnitt)	—	0,69
Denna studie	Önskad utrymmesefterfrågan (m ²)	-0,3 - -0,4	0,84-0,94
	Faktisk kvalitetsefterfrågan (kr/m ²)	—	0,29
	Önskad utgiftsefterfrågan		
	Grupperingsmetoden	—	1,13
	Direkt och omvänd regression	—	1,20
	Från faktisk utveckling 1939-65	—	1,1-1,5

^a J. S. Duesenberry & H. Kistin, The Role of Demand in the Economic Structure, W. Leontief (ed.), *Studies in the Structure of the American Economy*, New York 1953.

^b R. F. Muth, The Demand for Non-Farm Housing, kapitel 2, A. C. Harberger (ed.), *The Demand for Durable Goods*, Chicago 1960.

ⁱ M. Reid, *Housing and Income*, Chicago 1962.

^k Tong Hun Lee, The Stock Demand Elasticities of Non-Farm Housing, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLVI (February 1964).

ⁱ Tong Hun Lee, Demand for Housing: A Cross-Section Analysis, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLV (May 1963).

Tong Hun Lee i två olika tabeller. I tabell 8:2 ges resultaten från de tvärsnittsundersökningar som är baserade på hushållens faktiska inkomster, i tabell 8:3 resultaten från tidsserieundersökningarna och de tvärsnittsundersökningar där inkomstelasticiteterna avser permanent inkomst.

2.1 Kommentarer till priselasticiteterna

Den priselasticitet för utrymmesefterfrågan på -0,3 som vi beräknat genom regressionsanalys på ett tvärsnitt av lägenheter av i stort sett

samma kvalitet (inom samma kvalitetsklass) överensstämmer med Reids priselasticitet för rumsefterfrågan (se tabell 8:3). Som vi emellertid tidigare framhållit underskattar vår regressionsberäknade priselasticitet sannolikt hushållens verkliga priskänslighet därför att lägenheterna inom varje kvalitetsklass skiljer sig något i kvalitetshänseende, speciellt vad gäller läge, bostadsmiljö m. m.

Den priselasticitet för utrymmesefterfrågan vi estimerat genom bågelasticitetsberäkningar ($-0,36$) torde bättre överensstämma med utrymmesefterfrågans verkliga priselasticitet. Den förefaller dock ligga under den priselasticitet för utrymmesefterfrågan som Muths och Tong Hun Lees resultat indikerar. Deras priselasticiteter avser utgiftsefterfrågan (husvärdet) och motsvarar därför summan av utrymmes- och kvalitetsefterfrågans priselasticiteter. De värden Muth, Reid och Tong Hun Lee erhållit ligger, som framgår av tabell 8:3, mellan $-0,9$ och $-1,6$ och motsvarar en priselasticitet för utrymmesefterfrågan till beloppet något lägre än $-0,5$, om man antar att utrymmesefterfrågan är minst lika priskänslig som kvalitetsefterfrågan.

Vi kan konstatera i absoluta tal mycket låga priselasticitetsvärden i undersökningarna av Duesenberry och Bentzel, jämfört med de värden som Muth, Reid och Tong Hun Lee erhållit. De två förstnämnda undersökningarna har analyserat den faktiska bostadsefterfrågan medan de tre senare författarna analyserat den önskade bostadsefterfrågan. Uppenbarligen underskattar man prisets inverkan på bostadsefterfrågan, om man utgår från den faktiska i stället för den önskade bostadsefterfrågan, därför att utbudet av bostäder (den faktiska efterfrågan) mycket långsamt hinner anpassa sig till förändringar i hyresnivån. Detta innebär att de värden på priselasticiteten på mellan $-0,9$ och $-1,6$ som Muth och Tong Hun Lee erhållit, med största sannolikhet bättre återspeglar utgiftsefterfrågans priselasticitet än Duesenberrys och Bentzels till beloppet mycket låga värden. Duesenberrys låga och insignifikanta priselasticitet beror enligt Muth på att han använde ett bristfälligt hyresindex. Bentzels priselasticitet var i sin tur mycket osäker på grund av stark korrelation mellan priset och inkomsten.

2.2 *Kommentarer till inkomstelasticiteterna*

Vi börjar med att jämföra inkomstelasticiteterna i tabell 8:2. Vår inkomstelasticitet för utrymmesefterfrågan ($0,25$) är högre än Rydorffs ($0,15$) och Suivirantas ($0,17$) men lägre än de enligt Holm och Bostadsbyggnadsutredningen ($0,3-0,5$). Två faktorer som kan förklara Holms och Bostadsbyggnadsutredningens högre inkomstelasticiteter är att dessa beräknats på inkomster över 12 000 kronor (de hade antagligen

erhållit lägre elasticiteter om hushåll med inkomster under 12 000 kronor medtagits) samt att inkomsten använts som enda förklaringsvariabel¹⁰. Härutöver kan nämnas att Holms och Bostadsbyggnadsutredningens inkomstelasticiteter beräknats på basis av genomsnittsvärden från olika inkomstklasser. När vi använde tabellmedelvärden som observationenheter i stället för enskilda hushåll erhöll vi något högre inkomstelasticiteter. Skillnaden kan slutligen också delvis bero på att våra resultat gäller enbart hushåll i hyreslägenheter, medan Holms och Bostadsbyggnadsutredningens — liksom emellertid även Rydorffs resultat — avser hushåll i alla typer av lägenheter och egna hem.

Suivirantas låga inkomstelasticitet för hushållens utrymmesefterfrågan beror möjligen på att hon bland förklaringsvariablerna inkluderat familjens sociala status mätt efter en speciell poängskala, vilken var den variabel som starkast påverkade bostadsefterfrågan.¹¹

Det är något förvånande att Rydorffs uppskattning av kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet (0,20) endast är obetydligt större än vår (0,19). Rydorffs resultat grundar sig på Stockholmsmaterialet i bostadsräkningen 1945 under vilket år någon större bostadsbrist väl knappast givit sig till känna. Den inkomstelasticitet för kvalitetsefterfrågan som vi erhållit bör därför jämfört med Rydorffs ha en negativ bias.¹²

Det värde för utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet som vi erhållit (0,45) ligger något över Rydorffs resultat (0,3–0,4) men något under Holms (0,5–0,7) samt under de inkomstelasticiteter som är grundade på bostadsräkningarna 1935 och 1945 (0,6–0,8). Förklaringarna till att Holms och Bostadsbyggnadsutredningens inkomstelasticiteter för utgiftsefterfrågan är högre torde vara desamma som de för utrymmesefterfrågan ovan.

Rydorff, Holm och Bostadsbyggnadsutredningen har alla erhållit inkomstelasticiteter för antalsefterfrågan på mellan 0,7 och 1,0 för ogifta, vuxna personer, medan vår uppskattning stannar vid drygt 0,4. Bentzels tidsserieresultat på 0,27 (se tabell 8:3), som är ett genomsnitt för hela befolkningen, överensstämmer också med Rydorffs, Holms och Bostadsbyggnadsutredningens tvärsnittsberäknade inkomstelasticiteter. Att den inkomstelasticitet för antalsefterfrågan som vi erhållit är lägre än tidigare

¹⁰ När vi t. ex. exkluderade antalet hushållsmedlemmar som förklaringsfaktor steg våra inkomstelasticiteter med 0,03–0,05, även jämfört med det resultat som erhöles när materialet skiktades på antal hushållsmedlemmar.

¹¹ Intressant är att Suiviranta delat upp inkomstinflytande på mannens och hustruns inkomst. Enligt Suivirantas resultat för gifta är bostadsefterfrågans elasticitet tre gånger så hög med avseende på mannens inkomst som med avseende på hustruns

¹² Detta gäller i synnerhet vår uppskattning av kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet med linjär funktionsform som bara blev 0,08.

resultat kan till en del bero på att hushållskvoterna för ogifta personer trendmässigt har stigit med åren. Ju högre hushållskvoterna blir desto lägre bör antalsefterfrågans inkomstelasticitet bli. Därtill kan nämnas att vi inte såsom tidigare tvärsnittsundersökningar uteslutit hushåll med inkomster under 4 000 kronor. Holm och Bostadsbyggnadsutredningen hade troligen fått lägre inkomstelasticiteter om inte personer med de lägsta inkomsterna uteslutits. Härutöver bör emellertid understrykas att våra antalanelasticiteter är tämligen osäkra eftersom de gäller enbart personer i hyreslägenheter, där vidare bl. a. hushåll med många vuxna personer är något överrepresenterade. Att döma av likheterna mellan Rydorffs resultat, å ena sidan, och Holms och Bostadsbyggnadsutredningens å den andra (vilka alla använt faktiska hushållskvoter) verkar regleringssituationen inte ha medfört någon nämnvärd underskattning av antalsefterfrågans inkomstelasticitet.¹³

Vi övergår nu till att jämföra elasticiteterna i tabell 8:3 avseende permanent inkomst, inbegripet inkomstelasticiteter beräknade med tidsserie-data. Reids inkomstelasticitet för rumsefterfrågan (0,4) ligger avsevärt under vår inkomstelasticitet för utrymmesefterfrågan (0,8–0,9) och förefaller låg i betraktande av att Reids inkomstelasticiteter för utgiftsefterfrågan är så höga som 1,4–2,0. Reid finner den låga inkomstelasticiteten för utrymmesefterfrågan naturlig; »dess motsvarighet är skillnaden i efterfrågan på kalorimängd och totalefterfrågan på livsmedel». Hennes resultat strider emellertid mot t. ex. Suivirantas, Rydorffs och våra. Suiviranta fann t. ex. för Finland att utrymmesefterfrågan svarade för 60 % av den ökning av bostadsefterfrågan som skedde på en ökning av inkomsten, kvalitetsefterfrågan bara för 40 %.

Bentzels och Muths tidsserieberäknade inkomstelasticiteter för utgiftsefterfrågan är omkring 0,9 medan Muths tvärsnittsresultat, Reids resultat (både tidsserie- och tvärsnittsresultaten) och våra ligger mellan 1,0 och 2,0. Tong Hun Lees inkomstelasticiteter för utgiftsefterfrågan ligger under ett, både i tvärsnitts- och tidsseriestudien. Tong Hun Lee menar att Muths och Reids inkomstelasticiteter överskattar sambandet mellan bostadsefterfrågan och inkomsten genom att de utelämnat variabler för kontantinsatsens storlek och ej haft någon lämplig variabel för låneräntans höjd. (Bägge dessa variabler sägs vara positivt korrelerade med inkomsten.) Tong Hun Lee hävdar vidare att Muths och Reids tvärsnittsresultat på liknande sätt har fått positiv bias på

¹³ Däremot kan man naturligtvis misstänka att samtliga inkomstelasticiteter för antalsefterfrågan (liksom för hushållsefterfrågan) är underskattade då faktisk och inte permanent inkomst använts vid beräkningarna.

grund av att inte tillbörlig hänsyn tagits till kreditvilkoren. En delförklaring till att Tong Hun Lee fått lägre inkomstelasticiteter i sina tidsseriestudier än Muth och Reid i deras tidsserier kan vara, att Tong Hun Lees inkomstelasticitet gäller hushållet, medan Muths och Reids inkomstelasticiteter gäller per person. Inkomstelasticiteter per person är ju större än inkomstelasticiteter för hushåll på grund av hushållsprängningen.

Grundmaterialet och dess begränsningar

1. Utformningen av de hypotetiska frågorna

De två hypotetiska frågorna avser som tidigare nämnts att få uppgift dels om hushållets efterfrågade (önskade) bostadsutrymme vid den faktiska kvadratmetershyran, dels om den kvadratmetershyra vid vilken hushållets efterfrågade bostadsutrymme är lika med det faktiska bostadsutrymmet (jämviktshyran). Risken för felaktiga eller inkorrekta svar på dessa hypotetiska frågor bör vara avsevärt större än på de övriga frågorna i intervjuformuläret, vilka baseras på faktiska uppgifter. Speciell omsorg har därför lagts ned vid utformningen av dessa hypotetiska frågor. Därtill har vid granskningen av de inlämnade svaren vissa uppenbart orimliga uppgifter exkluderats (se avsnitt 2.2 i detta appendix).

Nedan skall frågorna om önskat bostadsutrymme och beräknad kvadratmetershyra närmare presenteras.

1.1 *Det önskade bostadsutrymmet*

I intervjuformuläret har följande delfrågor tillställts hushållet i syfte att få så korrekta och riktiga svar som möjligt på dess önskade bostadsutrymme vid den faktiska kvadratmetershyran.

Fråga 1 »Föreställ Er att Ni fick möjlighet att välja mellan olika stora lägenheter som alla har samma standard som den Ni nu har. Vi tänker oss också att Ni får betala lika mycket för varje kvadratmeter i den nya lägenheten som Ni nu gör i den gamla lägenheten. Skulle Ni då välja en lika stor lägenhet som den Ni nu har eller skulle Ni välja en större lägenhet eller skulle Ni välja en mindre lägenhet?»

I det fall hushållet önskat en större lägenhet har vidare hushållet fått svara på¹

¹ Om hushållet däremot önskat en mindre lägenhet har det fått svara på frågor med i stort samma formulering som frågorna 2–4 men där ordet »större» utbyts mot ordet »mindre».

Fråga 2 »Totalhyran i den nya lägenheten skulle bli högre än i den lägenhet där Ni nu bor och skillnaden skulle bli större ju större lägenhet Ni valde. Hur mycket större lägenhet skulle Ni välja om Ni tar hänsyn både till Ert utrymmesbehov och till vad Ni anser Er ha råd med? Helst vill vi ha svaret i kvadratmeter men Ni kan också lämna svaret på annat sätt, t. ex. i antal rum.»

Därefter har framräknats på grundval av hushållets faktiska kvadratmetershyra och det önskade bostadsutrymmet i antal kvadratmeter den totala hyran för den nya större lägenheten. Intervjupersonen har sedan presenterats denna totalhyra och därefter fått svara på

Fråga 3 »Med denna lägenhetsstorlek skulle Er hyra bli ungefär xx kronor. Skulle Ni vilja betala detta för denna större lägenhet?»

Om intervjupersonen svarat ja på denna fråga har hans uppgift om önskat bostadsutrymme godtagits. Om intervjupersonen däremot svarat nej har han slutligen fått frågan

Fråga 4 »Hur stor hyra hade Ni tänkt Er?»

På basis av denna hyresuppgift har sedan lokalombudet beräknat motsvarande lägenhetsyta.

1.2 Jämviktshyran

I intervjuformuläret har följande delfrågor tillställts hushållet i syfte att få så tillförlitliga svar som möjligt på den hyra vid vilken dess önskade bostadsutrymme är lika med dess faktiska bostadsutrymme.

Fråga 1 »Antag att hyrorna stiger överallt så att Er hyra stiger med 25 kr i månaden (75 kr i kvartalet) till sammanlagt xx kronor. Om Ni då skulle kunna få en lägenhet med samma standard men mindre och därför billigare lägenhet än den Ni nu har skulle Ni i så fall hellre vilja bo i denna billigare lägenhet?»

Om intervjupersonen svarat ja på denna fråga har svaret godtagits. Ökningen i totalhyran med 25 kr har sedan omräknats till motsvarande ökning i kvadratmetershyra genom att dividera 25 kr med det faktiska bostadsutrymmet i antal kvadratmeter. Om däremot intervjupersonen svarat nej på fråga 1 har han ytterligare fått svara på

Fråga 2 »Skulle Ni välja denna billigare lägenhet om Er hyra steg med

- 1) 50 kr i månaden 150 kr i kvartalet
- 2) 75 kr i månaden 225 kr i kvartalet
- 3) 100 kr i månaden 300 kr i kvartalet
- 4) 150 kr i månaden 450 kr i kvartalet

- 5) 200 kr i månaden 600 kr i kvartalet
- 6) 300 kr i månaden 900 kr i kvartalet
- 7) 400 kr i månaden 1 200 kr i kvartalet».

På grundval av det svarsalternativ bland dessa sju som intervjupersonen stannat för har sedan motsvarande höjning av kvadratmetershyran framräknats.

2. Grundmaterialet

I detta avsnitt presenteras grundmaterialet. Därvid diskuteras inverkan på resultatens precision och validitet av de felkällor som sammanhänger med grundmaterialet, dvs. urvalsfel, bortfall och mätfel.

2.1 Urvalsfel

Urvalsfel är felaktigheter i variabelvärdena vilka beror på att urvalet utgör endast en del av den population man vill studera. Är urvalet slumpmässigt kommer också urvalsfelet att bli slumpmässigt, vilket gör det möjligt att statistiskt bestämma dess storlek från själva urvalet.

Urvalet till denna undersökning grundas på urvalet av hushåll för SCB:s bostadskostnadsundersökning 1965. Detta urval är ett icke självvägt lägenhetsurval draget enligt den s. k. personmetoden. Ur registret för samtliga personer födda den 15:e i varje månad drogs ett slumpmässigt urval av personer stratifierat efter kön, ålder, civilstånd och antal barn. De hushåll som de utvalda personerna tillhörde utgjorde SCB:s ursprungliga urval. Urvalet av hushåll till föreliggande undersökning kan dock knappast betraktas som ett helt slumpmässigt urval av hushåll. Detta främst av två skäl:

1) Urvalssannolikheten för olika stora hushåll är ej helt lika. Hushåll med många medlemmar har haft större sannolikhet att komma med i urvalet än hushåll med få medlemmar.

2) De hushåll vi uteslutit från SCB:s urval har ej uteslutits på slumpmässiga grunder.

På grund av den bristande slumpmässigheten i vårt urval har vi inte för variabelmedelvärdena i kapitel 3 beräknat deras relativa standardavvikelser eller kring dessa angivit några intervall som visar inverkan av det slumpmässiga urvalsfelet. För att åtminstone få en viss uppfattning om precisionen hos variabelmedelvärdena har, där så synts motiverat, antalet hushåll angivits på vilka variabelmedelvärdena beräknats. Regressionsestimatens precision har däremot angivits medelst beräk-

nade standardavvikelser. Man bör därvid hålla i minnet att dessa standardavvikelser blott till en del är uttryck för urvalsfelet. Även om regressionsberäkningarna avsett samtliga hushåll i Sverige skulle man få slumpmässiga variationer i regressionskoefficienterna beroende dels på slumpmässiga mätfel, dels på inverkan av faktorer vilka man ej kunnat ta hänsyn till vid regressionsberäkningarna. Ju större urvalet är som ligger till grund för regressionsestimaten med desto större precision kan dock dessa beräknas, dvs. desto mindre blir deras standardavvikelser.

Vad gäller de systematiska urvalsfelen vet vi att den större urvals sannolikheten för de större hushållen medför att dessa hushåll har blivit överrepresenterade i vårt urval. Detta torde ha lett till en viss överskattning av variabelmedelvärdena för bostadsutrymmet, bostadsutgiften, inkomsten och antalet hushållsmedlemmar samt till en underskattning av hushållskvoterna. Huruvida den större urvalssannolikheten för de större hushållen kan ha haft någon nämnvärd inverkan på de beräknade regressions sambanden är mer oklart.

2.2 Bortfall

SCB:s ursprungliga urval bestod av 8 400 lägenheter (hushåll). Från detta urval bortföll först ca 300 hushåll därför att den utvalda personen antingen dött eller emigrerat. Vidare uteslöts av SCB drygt 1 700 hushåll, för vilka det ej ansetts vara möjligt att tillfredsställande mäta bostadskostnaderna. Dessa hushåll var kollektiva hushåll såsom ålderdomshem, militärförläggningar m. m., kostnadsfritt upplåttna bostäder, lägenheter som hyrs möblerade, kombinerade bostads- och affärslägenheter belägna på jordbruksfastigheter samt lägenheter inrymda i två- eller flerfamiljshus som ägaren själv bebodde.

Av de resterande hushållen bortgick ca 300 för vilka det inte varit möjligt att genomföra en intervju, vilket bl. a. berodde på att intervju personen i dessa hushåll ej var anträffbar eller vägrade att lämna uppgifter. Bortfallet på grund av ovannämnda tre orsaker omfattade ca 2 300 hushåll eller ca 27 % av det ursprungliga urvalet på 8 400 hushåll.

Det slutliga urvalet för SCB:s bostadskostnadsundersökning bestod följaktligen av ungefär 6 100 hushåll. Av dessa hushåll bodde 59,1 % i hyreslägenheter, 25,8 % i egna hem och 15,1 % i bostadsrättslägenheter. För denna undersökning har vi uteslutit hushållen boende i egna hem och bostadsrättslägenheter, dels därför att deras uppgivna bostadskostnader till en del är att anse som investeringskostnader i egen bostad, dels därför att deras bostadskostnadsuppgifter överhuvudtaget är mindre säkra.²

² I det av SCB använda bostadskostnads måttet avseende bostadsrättslägenheter

Av de kvarvarande 3 591 hushållen visade det sig vid granskning av det databehandlade materialet att ytterligare 472 hushåll måste utelämnas; 273 hushåll bortföll därför att deras önskade bostadsutrymme var =0; 82 därför att deras kvadratmetershyra var orimligt låg (gräns 13 kr) och 117 därför att de angivit ett önskat bostadsutrymme av sådan omfattning att deras önskade bostadsutgift (önskat bostadsutrymme multiplicerat med faktisk kvadratmetershyra) översteg 50 % av deras inkomst före skatt.

Problemet med bortfallet av hushåll är dels att dessa kan ha variabelvärden vilka systematiskt skiljer sig från de övriga hushållens, dels att dessa hushåll kan ha olika efterfrågesamband jämfört med övriga hushåll. Uppenbart är t. ex. att egnahems- och bostadsrättshushållen har variabelvärden som systematiskt avviker från övriga hushålls. Med tanke på att bortfallet därtill är så stort som nära 63 % av SCB:s ursprungliga urval på 8 400 hushåll bör detta bl. a. ha inverkat på variabelmedelvärdena i kapitel 3. Variabelmedelvärdena kan därför inte ses som genomsnittsvärden för hela befolkningen. Om man bara betraktar hushåll boende i flerfamiljshus vilka hyr sina lägenheter, så är bortfallet av avsevärt mindre omfattning och har således i motsvarande grad mindre betydelse för de återgivna variabelgenomsnitten.

Frågan huruvida bortfallshushållen — även om man bara avser analysera hushåll i hyreslägenheter — utgör en selektiv grupp i så måtto att deras efterfrågesamband skiljer sig från övriga hushålls är svårare att besvara. Det sannolika är dock att bortfallet av hushåll medfört att våra regressions samband något kan avvika från dem man skulle ha erhållit på ett helt slumpmässigt draget urval från hela befolkningen. Detta torde särskilt gälla regressions sambanden för antalsefterfrågan.

2.3 Mätfel

Med mätfel avses skillnaden mellan observerat och »sant» värde på en variabel. Mätfelet beror oftast på att hushållen inte kan eller vill lämna korrekta uppgifter. Mätfelet kan vara slumpmässigt fördelade. Om dessa mätfel bara gäller regressions sambandens beroende variabler reducerar de endast regressionskoefficienternas precision, dvs. ökar deras standard-

och egna hem ingick bl. a. amorteringskostnader. Eftersom bostadsrättslägenheten och det egna hemmet som regel har ett marknadsvärde efter det att låneskulden slutamorterats, kan knappast amorteringskostnaderna vara kostnader enbart för bostadskonsumtionen utan bör åtminstone delvis ses som ett sparande. Osäkerheten hos bostadskostnadsuppgifterna gäller särskilt dem för egna hem, där uppskattningar måst göras beträffande årliga kostnader för förslitning och driften av det egna huset.

avvikelser. Finns slumpmässiga mätfel hos regressions sambandens förklarande variabler kan de däremot orsaka systematiska fel i koefficientvärdena. Detta synes särskilt gälla den permanenta inkomsten om man mäter denna med faktisk inkomst. I kapitel 7 har diskuterats olika metoder för att eliminera denna typ av systematiska fel i inkomstvariabelns regressionskoefficient. Mätfelen kan också vara systematiska vilket medför systematiska avvikelser mellan sanna och observerade variabelmedelvärden och/eller inverkar på de estimerade regressionskoefficienterna i en viss riktning. Dessa mätfel är oftast mer problematiska. För att nedbringa de systematiska mätfelen har SCB genomfört en omfattande manuell granskning av de inlämnade intervjuformulären. I de fall uppgifterna verkat vara felaktiga kontaktades t. ex. intervjupersonen åter för kontroll av dem.

Speciellt för denna undersökning har vi sökt reducera de systematiska mätfelen genom att utesluta vissa grupper av hushåll för vilkas variabelvärden mätfelsrisken bedömts vara särskilt stor. Därför har vi som ovan nämnts uteslutit alla hushåll boende i bostadsrättslägenheter och egna hem, vars bostadskostnadsuppgifter ansetts vara behäftade med avsevärda mätfel. Mätfelsrisken har vi också ansett vara stor när det gällt svaren till de hypotetiska frågorna om önskat bostadsutrymme och jämviktshyra (=den kvadratmetershyra vid vilken önskat bostadsutrymme skall vara lika med faktiskt bostadsutrymme). Detta är anledningen till att vi särskilt för analysen som gäller önskade värden på bostadsefterfrågan och beräkningarna av bågpriselasticiteterna har uteslutit vissa hushåll med uppenbart felaktiga uppgifter (se avsnitt 2:2 ovan).

Trots den omfattande granskning av de inlämnade intervjuformulären som SCB utfört och trots att vi uteslutit hushåll vars uppgifter verkat vara behäftade med stora mätfel, torde dock mätfel finnas kvar vilka kan ha påverkat våra tabellmedelvärden och i viss mån även våra regressions samband. Detta synes främst gälla de resultat som baseras på uppgifterna om önskat bostadsutrymme och/eller jämviktshyra.

För önskat bostadsutrymme och då även för önskad bostadsutgift kan vi genomsnittligt ha fått något för höga värden därför att hushållen vid svaret på frågan om önskat bostadsutrymme ej alltid varit medvetna om att den ökade utrymmeskonsumtionen innebär minskad konsumtion av andra varor. Som ovan nämnts fanns vissa hushåll, vilka angivit orimligt högt värde på det önskade bostadsutrymmet. Genom att utesluta hushåll vars bostadsutrymme motsvarade en önskad bostadsutgift större än 50 % av hushållets taxerade inkomst har vi sökt eliminera denna felkälla. Ej osannolikt är dock att vi satt denna inkomstgräns för

högt och att vi därför genomsnittligt kan ha fått för höga värden på det önskade bostadsutrymmet. Värdena för jämviktshyran torde ha blivit för höga därför att hushållen vid svaret på frågan om jämviktshyran kan ha kalkylerat med flyttningskostnader.

3. Variabeldefinitioner och felkällor på grund av variabeldefinitionerna

I detta avsnitt beskrivs hur det enskilda hushållets olika variabler har definierats samt diskuteras felaktigheter i estimaten som kan följa av variabeldefinitionerna.

3.1 Bostadsefterfrågevariablerna

3.1.1 Definitionerna

De faktiska bostadsefterfrågevariablerna är faktisk utrymmesefterfrågan, kvalitetsefterfrågan, faktisk utgiftsefterfrågan samt antalsefterfrågan (sannolikheten för en person att vara bostadsföreståndare). De önskade bostadsefterfrågevariablerna är önskad utrymmesefterfrågan och önskad utgiftsefterfrågan.

Som mått på hushållets utrymmesefterfrågan har bostadsutrymmet i antal kvadratmeter använts. Till bostadsutrymmet räknas ej garage, vinds- och källarutrymmen. En anledning till att ej innefatta garageutrymme o. d. i bostadsutrymmet är att dessa utrymmen brukar vara av betydligt lägre kvalitet än själva bostadsytan. En annan anledning är att efterfrågan på dessa utrymmen härrör från andra behov (t. ex. önskan att ha bil) än efterfrågan på själva bostadsytan.

Som mått på hushållets utgiftsefterfrågan används den årliga bostadskostnaden (utgiften) för hushållet. Om utgifter för garage ingått i bostadskostnaden har dessa dragits av från denna. Om utgifter för sophämtning, trappstädning, varmvatten etc. ej ingått i hyran har dessa utgifter adderats till denna. Motiveringen är att bostadens värde för hushållet i hög grad avhänger av sådana funktioner som sophämtning, trappstädning etc. Bidrag knutna till själva bostaden, såsom familjebostadsbidrag och pensionärsbostadsbidrag — där de förekommer — har dragits av från hyran. Att inte dra av dylika bidrag från hyran skulle innebära att man sannolikt överskattade bostadsutgiften (utgiftsefterfrågan) för barnhushåll, pensionärshushåll m. fl.

Kvalitetsefterfrågan mäts med lägenhetens faktiska kvadratmetershyra. Den faktiska kvadratmetershyran har erhållits genom att dividera den årliga bostadskostnaden med lägenhetsytan, uttryckt i antal kvadratmeter.

3.1.2 Felkällorna

Vad beträffar de faktiska bostadsefterfrågevariablerna kan först konstateras att medelvärdena för dessa på grund av den nedpressade hyresnivån på den reglerade bostadsmarknaden bör vara lägre än vad som svarar mot hushållens preferenser. Att så är fallet stämmer överens med resultaten från kapitel 2, avsnitt 2, som visar att den önskade utrymmesefterfrågan överstiger den faktiska i samtliga kvalitets- och utrymmesgrupper.

Vidare torde hyressplittringen på den reglerade marknaden medföra att hushållen inte i lika hög grad som på en fri marknad anpassar sin faktiska bostadskonsumtion till förändringar i ekonomiska och demografiska faktorer. Våra regressionskoefficienter för de faktiska bostadsefterfrågevariablerna bör därför något underskatta inverkan av förklaringsvariablerna på bostadsefterfrågan. Resultaten i kapitel 4 ger dock inget klart belägg för att denna underskattning skulle vara av nämnvärd storleksordning. Koefficientvärdena till inkomst- och åldersvariablerna visar som regel numeriskt något högre värden för önskat bostadsutrymme och önskad bostadsutgift än för faktiskt bostadsutrymme och faktisk bostadsutgift medan det motsatta förhållandet gäller koefficientvärdena till antalsvariabeln. För de demografiska förklaringsvariablerna har ingen klar skillnad kunnat märkas mellan de »faktiska» och »önskade» koefficientvärdena. (Vad gäller prisvariabeln förefaller en jämförelse mellan faktiska och önskade koefficientvärden utan mening därför att priskoefficienten för den faktiska efterfrågan knappast kan tolkas som en efterfrågekoefficient.)

För kvalitetsefterfrågan orsakar hyressplittringen i första hand sämre precision i de estimerade regressionskoefficienterna, men kan dessutom orsaka systematiska fel i dessa. Anledningen är att kvalitetsefterfrågan (=lägenhetens kvadratmetershyra) dåligt approximerar den faktiska bostadskvaliten. Även det förhållandet att kvadratmetershyran tenderar att sjunka något med utrymmesstorleken för kvalitetsmässigt likvärdiga lägenheter kan ge upphov till mindre systematiska fel, bl. a. en viss negativ bias för kvalitetsefterfrågans inkomstelasticitet (stora lägenheter vars kvadratmetershyror genomsnittligt något underskattar lägenheternas kvalitet bebos företrädesvis av höginkomsttagare).

Vad beträffar de önskade bostadsefterfrågevariablerna (önskat bostadsutrymme och önskad bostadsutgift) är svagheten med dessa mått på bostadsefterfrågan främst att de baseras på frågor om hur hushållen skulle handla i en hypotetisk situation och ej på faktiskt handlande. Uppgifterna om hushållets önskade bostadsutrymme och önskade bo-

stadsutgift kan därigenom inte tillmätas samma tillförlitlighet som om de erhållits genom observationer av faktisk bostadsefterfrågan på en jämviktmarknad. Som ovan nämnts är antagligen önskat bostadsutrymme och antagligen även önskad bostadsutgift något överskattade. Detsamma synes gälla uppgifterna om jämviktshyran.

En annan svaghet med önskat utrymme och önskad utgift är att de är definierade vid given faktisk bostadskvalitet. Eftersom hushållets faktiska bostadskvalitet oftast torde avvika från dess önskade (efterfrågade) bostadskvalitet skulle man troligen få andra värden på dessa önskade bostadsefterfrågevariabler om de definierats vid önskad bostadskvalitet. Huruvida det önskade bostadsutrymmet vid faktisk bostadskvalitet är större eller mindre än vid önskad bostadskvalitet är svårt att a priori bedöma. För att kunna avgöra detta måste man veta graden av substituerbarhet mellan å ena sidan bostadsutrymme och bostadskvalitet och å andra sidan bostadsutrymme och andra varor. Är t. ex. bostadsutrymme och bostadskvalitet starkt komplementära varor skulle man sannolikt ha fått högre värden på önskat bostadsutrymme och önskad bostadsutgift vid önskad bostadskvalitet än vid faktisk bostadskvalitet.³ Är däremot bostadsutrymme och bostadskvalitet substitut för varandra så torde det motsatta förhållandet gälla.

3.2 *De ekonomiska och demografiska variablerna*

De ekonomiska variablerna är inkomsten (hushållsmedlemmarnas sammanlagda inkomst) och priset (lägenhetens kvadratmetershyra). De demografiska variablerna är hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder, andelen ogifta hushållsmedlemmar, andelen gifta hushållsmedlemmar och andelen kvinnliga hushållsmedlemmar i hushållet, bostadsföreståndarens ålder och kön.

Nedan kommer främst inkomstvariabeln att bli föremål för diskussion. Inkomstvariabeln intar en särställning, såtillvida att den är den viktigaste förklaringsvariabeln till bostadsefterfrågan, samt det förhållandet att flera alternativa inkomstmått kan tänkas ligga till grund för analysen av bostadsefterfrågans inkomstberoende.

3.2.1 *Inkomsten*

Vid definitionen av inkomsten har vi haft att ta ställning till följande tre problem. 1) inkomsternas kortsiktiga fluktuationer, 2) vilka slags inkomster som skall innefattas i inkomstbegreppet, 3) vilka hushållsmedlemmars inkomster som skall inräknas i det enskilda hushållets in-

³ Om man kan förutsätta att den önskade bostadskvaliteten genomsnittligt ligger över den faktiska.

komst. De två första problemen gäller definitionerna av såväl hushållets inkomst som individens inkomst, medan det tredje problemet endast är aktuellt vid definitionen av hushållsinkomsten.

a) *Inkomstens variabilitet*. Enligt Friedmans teori⁴ om den permanenta inkomsten kan den observerade (faktiska) inkomsten delas upp i två komponenter. Den ena av dessa komponenter utgörs av den normala (permanent) inkomsten, y_p , som representerar den långsiktigt förväntade inkomsten. Denna förväntade framtida inkomst antas vara avgörande för konsumtionsbesluten. Den andra inkomstkomponenten utgörs av slumpmässiga variationer omkring den normala inkomsten, y_t , där $y_t + y_p = y$, den observerade inkomsten. De slumpmässiga inkomstvariationerna y_t beror av tillfälliga faktorer och kan vissa år vara negativa på grund av arbetslöshet, sjukdom, värnpliktstjänstgöring, kapitalförluster etc. och andra år positiva på grund av övertidsarbete, låg sjukdomsfrekvens etc. En annan orsak till skillnad mellan observerad och normal inkomst är fel vid registrering av inkomsterna.

Den tillfälliga inkomstkomponenten antas vara okorrelerad med både konsumtionen och den permanenta inkomsten. Under dessa två antaganden tenderar den tillfälliga inkomstkomponenten för familjer som ligger i mitten på inkomstskalan i genomsnitt att vara noll. Vissa av dessa familjer har en högre permanent inkomst med negativ tillfällig inkomstkomponent, andra av dessa familjer har lägre permanent inkomst och positiva tillfälliga inkomster. Den genomsnittliga normala inkomsten för dessa familjer sammanfaller emellertid med deras genomsnittliga faktiska inkomst. Av de hushåll, vars observerade inkomst ligger under genomsnittet kommer mer än hälften att ha en negativ tillfällig inkomstkomponent ($y_p > y$). Bland de låga inkomsttagarna återfinns speciellt många som drabbats av temporära inkomstförluster. På samma sätt återfinns bland höginkomsttagarna många med temporärt högre inkomster än normalt ($y_p < y$).⁵

Om nu de tillfälliga inkomsterna i huvudsak är slumpmässigt fördelade och dessa inkomster är okorrelerade med bostadsefterfrågan, kommer man vid regressionsberäkningar av bostadskonsumtionens inkomstelasticitet att erhålla en underskattning om man utgår från den faktiska inkomsten i stället för den permanenta, förväntade inkomsten.

Frågan är hur man skall kunna få ett inkomstmått som så nära som möjligt överensstämmer med den permanenta, förväntade inkomsten. Det inkomstmått på vilka inkomstelasticiteterna i kapitlen 3–6 har be-

⁴ Se t. ex. Friedman, a. a.

⁵ Se G. Ackley, *Macroeconomic Theory*, New York 1961, s. 245.

räknats är ett ovägt medeltal av de faktiska inkomsterna för åren 1964–65. Detta inkomstmått approximerar emellertid dåligt den permanenta inkomsten. Vi har därför i kapitel 7 prövat ett par andra metoder i syfte att erhålla regressionskoefficienter som visar den permanenta inkomstens inverkan på hushållens bostadsefterfrågan. Enligt beräkningarna i kapitel 7 skulle användandet av inkomstmått som uttrycker den permanenta inkomsten ge inkomstelasticiteter vilka i vissa fall är nära fyra gånger större än motsvarande inkomstelasticiteter på grundval av varje hushålls faktiska inkomst. Ett stort systematiskt fel vid estimation av inkomstens långsiktiga inverkan på bostadsefterfrågan uppkommer tydligen när man utgår från den faktiska inkomsten i stället för den permanenta inkomsten.

b) *Inkomstbegreppets omfattning.* Bästa inkomstmåttet hade varit inkomsten efter skatt med tillägg för olika bidrag, såsom pensioner, barnbidrag, socialhjälp etc., dvs. den disponibla inkomsten. Det har dock inte varit möjligt att få tillförlitliga uppgifter på grundval av detta inkomstbegrepp. I stället har använts den till statlig skatt taxerade inkomsten, vilken fanns tillgänglig från taxeringslängderna.

Med detta inkomstbegrepp kan man knappast undvika systematiska fel i inkomstelasticiteterna. För det första tenderar man att överskatta inkomstens inverkan på bostadskonsumtionen för vissa kategorier av hushåll, såsom hushåll med låga inkomster och hushåll med många barn etc., därför att man i inkomsten inte inkluderat transfereringar av typen socialhjälp, barnbidrag, familjebostadsbidrag o. d. För det andra underskattas inverkan av hushållens inkomster på bostadskonsumtionen överhuvudtaget på grund av progressiviteten i skattesystemet och ökande sparkvot för hushållen i de högre inkomstklasserna. Skillnaderna mellan olika hushåll i till statlig skatt taxerad inkomst är ju på grund av progressionen i skattesystemet betydligt större än skillnaderna i disponibel inkomst. Att skatteprogressionen orsakar för låga inkomstelasticiteter om dessa är beräknade på grundval av inkomsten före skatt överensstämmer med de beräkningar som har utförts i kapitel 3, avsnitt 3. Enligt dessa beräkningar skulle inkomstelasticiteten för både utrymmesefterfrågan och utgiftsefterfrågan bli ca 20 % högre när inkomsten definierats exklusive den statliga inkomstkatten.

c) *Antalet inkomsttagare.* Som ovan nämnts i texten har vi sökt inkludera samtliga hushållsmedlemmars inkomster i hushållsinkomsten. Anledningen härtill är den betydelse som vuxna barns och inneboendes inkomster sannolikt har för hushållets bostadsefterfrågan. Speciellt vid

analysen av inkomstens inverkan på totala bostadsefterfrågan (se kapitel 6) synes det motiverat att använda ett inkomstmått som avser samtliga hushållsmedlemmar, dvs. ett inkomstmått som beaktar alla personinkomster i samhället.

Eftersom endast inkomstuppgifter från högst fyra personer per hushåll finns tillgängliga i grundmaterialet täcker vårt inkomstmått ej samtliga hushållsmedlemmars inkomster. Dock utgör hushåll med mer än fyra inkomsttagare en mycket liten andel (drygt en procent) av samtliga hushåll.

3.2.2 Kvadratmetershyran och de demografiska variablerna

Huruvida systematiska fel vidlåder regressionsestimaten till kvadratmetershyran och de demografiska variablerna på grund av definitionerna av dessa variabler är oklart. Möjligen kan man hävda att regressionsestimaten till några av dessa förklaringsvariabler kan bli biased, då vi ej använt definitioner på förklaringsvariablerna som uttrycker den förväntade permanenta inverkan av dem på bostadsefterfrågan (se analogin till »permanent income»-begreppet). Det skulle med andra ord inte vara tillfyllest att definiera t. ex. priset och civilståndet enbart på grundval av ett års faktiska värden utan på grund av flera års faktiska variabelvärden.

Metoden att skatta utrymmesefterfrågans priselasticitet genom att dela in hushållen i ett antal kvalitetsklasser och därvid utnyttja hyresplittringen inom kvalitetsklasserna leder sannolikt till numeriskt för låga priselasticiteter. För lägenheterna inom varje kvalitetsklass finns nämligen betydande skillnader i geografiskt läge, bostadsomgivningar m. m., samt även vissa skillnader i utrustningsstandard. De inom varje kvalitetsklass dyraste lägenheterna torde i genomsnitt också motsvara en högre kvalitet än de billigaste. Denna typ av kvalitets-spridning inom kvalitetsklasserna innebär att variationerna i kvadratmetershyrorna inte påverkar det önskade bostadsutrymmet lika mycket jämfört med om alla bostäders kvalitet vore exakt densamma. När man utför regression utan kvalitetsklassindelning jämfört med kvalitetsklassindelning visar det sig att priselasticiteten minskar från $-0,30$ till $-0,20$ vilket stöder hypotesen att kvalitetsvariationen mellan lägenheterna bidrar till att den sanna priskänsligheten underskattas. (Mot bakgrund av dessa siffror förefaller dock underskattningen inom varje kvalitetsklass vara av relativt liten storleksordning. Sammanläggningen av kvalitetsklasserna bör ju kraftigt öka kvalitetsvariationen, varvid den negativa biasen förstärks.)

4. Beräkningar på överskottsefterfrågan hänförlig till icke tillfredsställd antalsefterfrågan

För att få ett mått på den icke tillfredsställda antalsefterfrågan, dvs. överskottsefterfrågan på antalet lägenheter, har vi använt oss av en stencil från bostadsstyrelsen.

Enligt detta material var 1965:

I storstadsregionerna bosatta personer utan egen lägenhet, vilka sökte egen lägenhet i samma kommun = 119 712.

I storstadsregionerna bosatta personer, vilka sökte egen lägenhet i annan kommun = 60 509.

I övriga riket bosatta personer utan egen lägenhet, vilka sökte egen lägenhet i samma kommun = 49 954.

I övriga riket bosatta personer, vilka sökte egen lägenhet i annan kommun = 33 866.

4.1 Överskottsefterfrågan i antal lägenheter

Antar vi att hälften av antalet personer i storstadsregionerna och övriga riket, vilka sökte egen lägenhet i annan kommun inte hade egen lägenhet samt att 3/4 av dessa personer sökte egen lägenhet inom sin egen region skulle:

1) Antalet personer utan egen lägenhet, vilka sökte egen lägenhet i storstadsregionerna, blir då = $119\,712 + 1/2 (3/4 \times 60\,509 + 1/4 \times 33\,866) = 146\,636$.

2) Antalet personer utan egen lägenhet, vilka sökte egen lägenhet i övriga riket, blir då = $49\,954 + 1/2 (3/4 \times 33\,866 + 1/4 \times 60\,509) = 70\,217$.

Dividerar vi sedan 146 636 med totala antalet lägenheter i storstadsregionerna som är 704 699 och 70 217 med totala antalet lägenheter i övriga riket som är 817 804, får vi den procentuella överskottsefterfrågan på antalet lägenheter i storstadsregionerna 20,8 % och i övriga riket 8,6 %⁶ (alternativ 2 i tabell 2:6). Dessa procenttal är emellertid beräknade utifrån godtyckliga antaganden, dels om andelen lägenhetsinnehavare av de personer som sökte egen lägenhet i annan kommun, dels om hur många av dessa personer som skulle söka lägenhet inom den region, där de är bosatta.

Ett lägsta möjliga värde för den procentuella överskottsefterfrågan på antalet lägenheter fås om man antar att alla personer som sökte egen

⁶ Antalet lägenheter i storstadsregionerna och i övriga riket har i sin tur erhållits genom att dividera folkmängden med genomsnittliga hushållsstorleken i dessa två regioner.

bostad i annan kommun hade egen bostad (alternativ 1). Detta lägsta värde blir för storstadsregionerna och övriga riket 17,0 % respektive 6,1 % ($119\,712 : 704\,699 \simeq 0,170$ och $49\,954 : 817\,804 \simeq 0,061$). Ett högsta möjliga värde för den procentuella överskottsefterfrågan på antalet lägenheter fås om man utgår från att alla personer som sökte egen lägenhet i annan kommun ej hade egen lägenhet samt att dessa personer sökte lägenhet inom den region de är bosatta (alternativ 3). Detta högsta värde blir för storstadsregionerna och övriga riket 24,3 % respektive 10,2 % [$(119\,712 + 60\,502) : 704\,699 \simeq 0,255$ och $(49\,954 + 33\,866) : 817\,804 \simeq 0,102$].

4.2 Överskottsefterfrågan i bostadsutrymme på grund av icke tillfredsställd antalsefterfrågan

Vill man sedan beräkna den procentuella överskottsefterfrågan i bostadsutrymme som är att hänföra till icke tillfredsställd antalsefterfrågan, måste man göra ytterligare några antaganden.

Vi antar att de personer, vilka söker egen lägenhet kommer att bilda en-personshushåll och att de genomsnittligt har samma inkomstnivå som de existerande en-personshushållen. Troligt är då att dessa bostadsökande personer också skulle kräva en bostadsyta per hushåll svarande mot den genomsnittliga önskade bostadsytan för de existerande en-personshushållen. Den genomsnittligt önskade bostadsytan för en-personshushållen var 1965 = 47,9 m². Överskottsefterfrågan på total bostadsyta som har sin grund i överskottsefterfrågan på antalet lägenheter borde då enligt alternativ 2 ovan för storstadsregionerna vara = $47,9 \times 146\,636 \simeq 7\,023\,864$ m² och för övriga riket vara = $47,9 \times 70\,217 \simeq 3\,363\,394$ m².⁷ Divideras 7 023 864 med den totala faktiska bostadsytan i storstadsregionerna och 3 363 394 med den totala faktiska bostadsytan i övriga riket fås motsvarande procentuella överskottsefterfrågningar 15,8 % och 6,6 %.⁸

Emellertid överskattar siffrorna 15,8 % och 6,6 % den procentuella överskottsefterfrågan för storstadsregionerna respektive övriga riket, som är att hänföra till icke tillfredsställd antalsefterfrågan. I och med att överskottsefterfrågan på antalet lägenheter tillfredsställs minskar nämligen den genomsnittliga hushållsstorleken och inkomsten per hushåll i proportion till den ökade antalsefterfrågan om allt annat är oför-

⁷ 146 636 och 70 217 är de ovan beräknade siffrorna för antalet personer utan egen lägenhet som sökte egen lägenhet i storstadsregionerna respektive i övriga riket.

⁸ Totala faktiska bostadsytan i storstadsregionerna och i övriga riket är 44,8 miljoner m² respektive 51,0 miljoner m². Dessa siffror har erhållits genom att multiplicera genomsnittliga lägenhetsytan med antalet lägenheter i storstadsregionerna respektive i hela riket.

ändrat. Den genomsnittligt minskade hushållsstorleken och hushållsinkomsten reducerar utrymmesefterfrågan per hushåll.

Tar man hänsyn till att en ökning av antalsefterfrågan reducerar den genomsnittliga hushållsstorleken och hushållsinkomsten och därmed överskottsefterfrågan för de existerande hushållen så skulle — enligt våra beräkningar — överskottsefterfrågan i bostadsutrymme som är att hänföra till den icke tillfredsställda antalsefterfrågan enligt mittalternativet vara $= 15,8 - 15,8(0,13 + 0,26) \simeq 9,6\%$ för storstadsregionerna och $= 6,6 - 6,6(0,16 + 0,24) \simeq 4,0\%$ för övriga riket.⁹ På likartat sätt har den procentuella överskottsefterfrågan enligt alternativ 1 och 3 ovan beräknats till 7,6 % respektive 11,4 % för storstadsregionerna och 3,1 % respektive 5,2 % för övriga riket.

4.3 Totala överskottsefterfrågan i bostadsutrymme

Överskottsefterfrågan i bostadsutrymme för de existerande hushållen har vi i kapitel 2, tabell 2:4 beräknat till 14,5 % för storstadsregionerna och till 10,3 % för övriga riket. Den procentuella överskottsefterfrågan totalt avseende såväl överskottsefterfrågan för de existerande hushållen som överskottsefterfrågan på grund av icke tillfredsställd antalsefterfrågan borde då enligt mittalternativet bli $14,5 + 9,6 = 24,1\%$ för storstadsregionerna och $10,3 + 4,4 = 14,7\%$ för övriga riket. På samma sätt har den totala överskottsefterfrågan på bostadsutrymme enligt alternativ 1 och 3 beräknats till 22,1 % respektive 25,9 % för storstadsregionerna och 13,4 % respektive 15,5 % för övriga riket. Dessa procenttal måste dock anses mycket osäkra. Vid beräkningen av dem har vi först utgått från godtyckliga antaganden om andelen lägenhetsinnehavare av de som sökte egen lägenhet i annan kommun och hur många av dessa personer som skulle söka egen lägenhet inom den region de är bosatta. Därtill har mer eller mindre osäkra antaganden gjorts om den bostadsyta som dessa personer genomsnittligt skulle komma att kräva. Slutligen har vi antagit att inkomsten per hushåll och hushållsstorleken för de existerande hushållen reduceras i proportion till ökningen i den faktiska antalsefterfrågan.

⁹ Enligt resultat från regressionsberäkningarna skulle en minskning av den genomsnittliga hushållsstorleken och inkomsten per hushåll med 1 % reducera den önskade utrymmesefterfrågan med 0,13 % respektive 0,26 % för hushållen i storstadsregionerna och med 0,16 % respektive 0,24 % för hushållen i övriga riket.

APPENDIX 2

Resultat från regressionsanalysen

Symboler i detta appendix

- E_p Elasticitet till priset (kvadratmetershyran)
- E_Y Elasticitet till hushållsinkomsten
- E_A Elasticitet till antalet hushållsmedlemmar
- E_{D_1} Elasticitet till hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder
- ε_{D_2} Exponent till procentandelen gifta hushållsmedlemmar
- ε_{D_3} Exponent till procentandelen tidigare gifta hushållsmedlemmar
- ε_{D_4} Exponent till procentandelen kvinnliga hushållsmedlemmar
- R_V Genomsnittlig multipel korrelationskoefficient
- * Icke signifikanta koefficientvärden. För dessa genomsnittliga koefficientvärden har färre än tre kvalitetsklasser uppvisat signifikanta värden
- × Koefficienter till linjära funktionssamband vilka haft regressionsderivator som är mindre än två gånger standardavvikelsen
- R Multipel korrelationskoefficient
- Z_1 Individens ålder
- Z_2 Individens inkomst
- Z_2^* Individens inkomst när åldersvariabeln är utesluten
- b_i Regressionsderivata till $Z_1, Z_2, Y, \bar{Y}, A, \bar{A}, D_1$ eller \bar{D}_1
- σ_i Standardavvikelse till b_i
- E_i Elasticitet till $Z_1, Z_2, Y, \bar{Y}, A, \bar{A}, D_1$ eller \bar{D}_1
- \bar{Y} Genomsnittlig hushållsinkomst
- \bar{A} Genomsnittligt antal medlemmar per hushåll
- \bar{D}_1 Genomsnittlig ålder per hushåll
- \bar{D}_5 Bostadsföreståndarnas genomsnittsålder
- \bar{B} Genomsnittlig bostadsutgift
- Y Hushållsinkomsten
- D_1 Hushållsmedlemmarnas genomsnittsålder
- λ Antal storleksklasser med signifikanta inkomstelastiteter av totala antalet storleksklasser

1. Hushållets utrymmesefterfrågan för kvalitetsklassindelad material

I detta avsnitt återges regressionskoefficienten avseende utrymmesefterfrågan för hela riket, storstadsregionerna och övriga riket. Inom varje regiongrupp presenteras genomsnittet av koefficienterna från alla kvalitetsklasserna. Dessa genomsnittsvärden är vägda medeltal, där vikter är kvalitetsklassernas andelar av totala antalet hushåll.

Signifikansnivån för koefficientvärdena i varje kvalitetsklass har — som tidigare nämnts i texten — satts till 5 %, vilket innebär att koefficientvärden, vars relativa standardavvikelse är $< 1/2$ betraktas som signifikanta skilda från noll. Uppvisar tre eller fler kvalitetsklasser signifikanta koefficientvärden av samma tecken har de beräknade genomsnittsvärdena ansetts vara signifikanta.¹ Elasticiteter till de linjära sambanden har beräknats på grundval av variabelernas medelvärden.

¹ Om de 9 kvalitetsklassernas koefficientvärden sinsemellan är oberoende är sannolikheten att k kvalitetsklasser visar signifikanta värden $\neq 0$ binomialfördelad. Man kan då bestämma signifikansnivån hos det genomsnittsestimat som beräknas på grundval av koefficientvärdena i de 9 kvalitetsklasserna. Den formel som därvid används är

$$P = \sum_{k=0}^9 \binom{9}{k} \cdot 0,05^k \cdot 0,95^{9-k},$$

där P anger signifikansnivån (risknivån) att k av de 9 kvalitetsklasserna felaktigt skall ha erhållit signifikanta värden trots att dessa $= 0$. Enligt formeln skulle — vilket också angivits i texten ovan — signifikanta koefficientvärden i tre eller fler kvalitetsklasser motsvara en risknivå på 0,0105 eller mindre. Är kvalitetsklassernas koefficientvärden icke oberoende av varandra gäller ej längre denna formel för bestämning av risknivån på genomsnittsestimaten. Signifikanta koefficientvärden i tre eller fler kvalitetsklasser kan då betyda en risknivå som är större än 0,0105. Därför har vi ansett att minst 3 av de 9 kvalitetsklasserna måste uppvisa signifikanta koefficientvärden för att genomsnittsvärdet skall betraktas som signifikant.

Tabell 1. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-9. Hela riket (3 119 hushåll).

Utrymmes- efterfrågan	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R_V
<i>Linjära funktioner</i>								
faktisk	-0,35	0,25	0,19	0,026*	0,013*	0,019*	0,0048*	0,616
önskad	-0,30	0,25	0,17	-0,13	0,020	0,0028*	0,031*	0,670
<i>Potensfunktioner</i>								
faktisk	-0,35	0,22	0,22	0,034*	0,03*	0,07	0,06*	0,648
önskad	-0,30	0,25	0,15	-0,15	0,06	0,05	0,07*	0,701

Anm.: R_V är beräknade som vägda genomsnitt av de multipla korrelationskoefficienterna för de 9 olika kvalitetsklasserna. Vikter är kvalitetsklassernas andel av totala antalet hushåll. För genomsnittsvärdena markerade med * har signifikanta värden i färre än tre kvalitetsklasser redovisats. Beträffande symboler för koefficientvärden till förklaringsvariablerna se s. 141.

Tabell 2. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-9. Storstadsregionerna (1 263 hushåll).

Utrymmes- efterfrågan	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R_V
<i>Linjära funktioner</i>								
faktisk	-0,43	0,26	0,22	0,044*	0,0047*	0,0061*	0,020*	0,619
önskad	-0,30	0,27	0,17	-0,14	0,021*	0,0008*	0,037*	0,672
<i>Potensfunktioner</i>								
faktisk	-0,44	0,21	0,23	0,030*	0,04*	0,06*	0,06*	0,656
önskad	-0,33	0,26	0,13	-0,19	0,08	0,07*	0,06*	0,711

Tabell 3. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-9. Övriga riket (1 856 hushåll).

Utrymmes- efterfrågan	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R_V
<i>Linjära funktioner</i>								
faktisk	-0,31	0,26	0,18	0,020*	0,069*	0,011*	0,027*	0,636
önskad	-0,31	0,24	0,17	-0,12	0,020*	0,0043*	0,031*	0,681
<i>Potensfunktioner</i>								
faktisk	-0,32	0,23	0,21	0,038*	0,03*	0,07*	0,05*	0,662
önskad	-0,30	0,24	0,16	-0,13	0,05*	0,03*	0,07*	0,706

2. Hushållets utrymmesefterfrågan för kvalitetsklassindelad material. Grupper efter bostadsföreståndarens kön och civilstånd

Genomsnittliga koefficientvärdena för utrymmesefterfrågan på kvalitetsklassindelad material när beräkningarna gällt hushållen i grupper efter hushållsföreståndarens kön och civilstånd (ogift man, ogift kvinna och gift person) redovisas i detta avsnitt. Till skillnad från koefficientvärdena i föregående avsnitt avser de här presenterade koefficienterna endast hushållen i hela riket. Vidare är antalet kvalitetsklasser nu bara åtta (de tidigare kvalitetsklasserna 8 och 9 har sammanslagits till en enda). I övrigt är presentationssättet lika det i avsnitt 1. Observera dock att här ges inga koefficienter till köns- och civilståndsvariablerna. Anledningen är att beräkningarna gällt hushållen i vardera olika köns- och civilståndsgrupper.

Tabell 4. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-8. Hushåll med ogift manlig bostadsföreståndare (384 hushåll).

Utrymmesefterfrågan	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	R_V
<i>Linjära funktioner</i>					
faktisk	-0,53	0,30	0,20	0,10*	0,672
önskad	-0,48	0,35	0,11	-0,10*	0,677
<i>Potensfunktioner</i>					
faktisk	-0,60	0,26	0,20	0,045*	0,671
önskad	-0,51	0,35	0,091*	-0,13*	0,671

Tabell 5. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1-8. Hushåll med ogift kvinnlig bostadsföreståndare (761 hushåll).

Utrymmesefterfrågan	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	R_V
<i>Linjära funktioner</i>					
faktisk	-0,50	0,25	0,14	0,03*	0,616
önskad	-0,40	0,24	0,14	-0,14*	0,628
<i>Potensfunktioner</i>					
faktisk	-0,48	0,20	0,22	0,053*	0,628
önskad	-0,40	0,23	0,13	-0,11*	0,652

Tabell 6. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga koefficientvärden för kvalitetsklasserna 1–8. Hushåll med gift person som bostadsföreståndare (1 974 hushåll).

Utrymmesefterfrågan	E_P	E_Y	E_A	E_{D1}	R_V
<i>Linjära funktioner</i>					
faktisk	-0,28	0,24	0,20	0,003*	0,545
önskad	-0,25	0,25	0,15	-0,12	0,599
<i>Potensfunktioner</i>					
faktisk	-0,26	0,23	0,20	0,026*	0,551
önskad	-0,22	0,25	0,13	-0,15	0,611

3. Hushållets utrymmesefterfrågan

I detta avsnitt återges koefficienter för utrymmesefterfrågan när beräkningarna utförts på basis av samtliga hushåll utan någon speciell gruppindelning av dem mer än på region (hela riket, storstadsregionerna och övriga riket).

Tabell 7. Utrymmesefterfrågans koefficientvärden. Hela riket.

Utrymmesefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	0,31	0,28	0,082	0,022	0,011	0,058	0,565
önskad	0,29	0,23	0,061	0,025	0,0076	0,054	0,635
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	0,23 (0,012)	0,33 (0,016)	0,09 (0,015)	0,06 (0,019)	0,12 (0,02)	0,13 (0,02)	0,598
önskad	0,25 (0,01)	0,24 (0,014)	-0,079 (0,013)	0,07 (0,016)	0,084 (0,02)	0,13 (0,02)	0,676

Anm.: Siffrorna inom parentes visar standardavvikelserna till elasticiteterna i potensfunktionerna.

Tabell 8. Utrymmesefterfrågans koefficientvärden. Storstadsregionerna.

Utrymmes- efterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	0,33	0,30	0,09	0,0027 ^x	0,014	0,061	0,548
önskad	0,31	0,23	-0,081	0,016 ^x	0,010 ^x	0,054	0,633
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	0,22 (0,02)	0,36 (0,027)	0,11 (0,026)	0,032 (0,032)	0,14 (0,037)	0,13 (0,036)	0,580
önskad	0,27 (0,017)	0,22 (0,023)	-0,11 (0,022)	0,065 (0,027)	0,10 (0,032)	0,11 (0,031)	0,671

Anm.: Koefficienterna till de linjära funktionerna vilka markerats med x är enligt våra kriterier insignifikanta. Regressionsderivatorna till dessa koefficienter har standardavvikelse som till beloppet är större än hälften av värdet på respektive regressionsderivata.

Tabell 9. Utrymmesefterfrågans koefficientvärden. Övriga riket.

Utrymmes- efterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	0,33	0,26	0,084	0,029	0,010	0,056	0,594
önskad	0,29	0,24	-0,044	0,029	0,006 ^x	0,055	0,635
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	0,26 (0,015)	0,31 (0,02)	0,084 (0,019)	0,067 (0,022)	0,11 (0,028)	0,13 (0,027)	0,621
önskad	0,25 (0,014)	0,25 (0,018)	-0,062 (0,017)	0,071 (0,020)	0,068 (0,025)	0,14 (0,024)	0,679

4. Hushållets utgiftsefterfrågan

I detta avsnitt presenteras koefficientvärden för utgiftsefterfrågan när ingen speciell gruppindelning av hushållen gjorts mer än på region (hela riket, storstadsregionerna och övriga riket).

Tabell 10. *Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hela riket.*

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	0,39	0,12	-0,13	0,05	0,008	0,07	0,590
önskad	0,37	0,077	-0,26	0,05	0,004 ^x	0,067	0,652
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	0,42 (0,015)	0,11 (0,02)	-0,14 (0,019)	0,14 (0,02)	0,09 (0,03)	0,18 (0,03)	0,620
önskad	0,45 (0,014)	0,019 (0,019)	-0,31 (0,018)	0,15 (0,02)	0,56 (0,026)	0,18 (0,03)	0,686

Tabell 11. *Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Storstadsregionerna.*

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	0,36	0,16	-0,11	0,031	0,003 ^x	0,075	0,561
önskad	0,34	0,09	-0,27	0,038	-0,001	0,067	0,641
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	0,35 (0,023)	0,16 (0,031)	-0,11 (0,03)	0,11 (0,04)	0,061 (0,043)	0,19 (0,04)	0,594
önskad	0,40 (0,021)	0,013 (0,028)	-0,32 (0,027)	0,14 (0,033)	0,022 (0,039)	0,18 (0,037)	0,679

Tabell 12. *Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Övriga riket.*

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}	R
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	0,41	0,098	-0,15	0,066	0,011	0,064	0,603
önskad	0,36	0,064	-0,27	0,065	0,006 ^x	0,066	0,648
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	0,45 (0,02)	0,092 (0,026)	-0,15 (0,025)	0,17 (0,03)	0,10 (0,004)	0,17 (0,04)	0,625
önskad	0,45 (0,018)	0,03 (0,025)	-0,29 (0,023)	0,17 (0,03)	0,06 (0,04)	0,18 (0,03)	0,679

5. Hushållets utgiftsefterfrågan i grupper efter bostadsföreståndarens kön och civilstånd

Koefficienterna för utgiftsefterfrågan när beräkningarna utförts för grupper av hushåll efter hushållsföreståndarens kön och civilstånd (ogift man, ogift kvinna och gift person) återges i detta avsnitt. Till skillnad från de i avsnitt 4 presenterade koefficienterna avser de här återgivna koefficienterna endast hushållen i hela riket.

Tabell 13. *Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hushåll med ogift manlig bostadsföreståndare.*

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	R
<i>Linjära funktioner</i>				
faktisk	0,56	0,096	0,077 ^x	0,577
önskad	0,52	0,022	-0,17	0,615
<i>Potensfunktioner</i>				
faktisk	0,44 (0,044)	0,13 (0,05)	— —	0,531
önskad	0,53 (0,043)	-0,007 (0,051)	-0,18 (0,057)	0,601

Tabell 14. *Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hushåll med ogift kvinnlig bostadsföreståndare.*

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	R
<i>Linjära funktioner</i>				
faktisk	0,37	0,035	-0,097 ^x	0,521
önskad	0,34	-0,02	-0,30	0,559
<i>Potensfunktioner</i>				
faktisk	0,37 (0,027)	0,052 (0,042)	-0,12 (0,04)	0,544
önskad	0,39 (0,025)	-0,054 (0,039)	-0,29 (0,037)	0,605

Tabell 15. Utgiftsefterfrågans koefficientvärden. Hushåll med gift person som bostadsföreståndare.

Utgiftsefterfrågan	E_Y	E_A	E_{D1}	R
<i>Linjära funktioner</i>				
faktisk	0,38	0,035	-0,16	0,501
önskad	0,37	-0,008	-0,26	0,568
<i>Potensfunktioner</i>				
faktisk	0,47 (0,019)	0,032 (0,03)	-0,16 (0,024)	0,515
önskad	0,48 (0,018)	-0,043 (0,028)	-0,31 (0,022)	0,586

6. Hushållets kvalitetsefterfrågan

I det följande ges koefficienterna till hushållets kvalitetsefterfrågan. Dessa koefficienter har erhållits som differensen mellan den önskade utgiftsefterfrågans koefficienter och den önskade utrymmesefterfrågans koefficienter från funktionerna i avsnitt 4 och avsnitt 3 ovan. Standardavvikelserna till koefficienterna har beräknats som roten ur kvadratsumman av motsvarande standardavvikelser till utrymmes- och utgiftsefterfrågan.

Tabell 16. Kvalitetsefterfrågans koefficientvärden. Hela riket.

Funktioner	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}
Linjära funktioner	0,08	-0,16	-0,20	0,02	-0,004	0,02
Potensfunktioner	0,19 (0,017)	-0,22 (0,024)	-0,23 (0,022)	0,06 (0,030)	-0,02 (0,030)	0,05 (0,036)

Tabell 17. Kvalitetsefterfrågans koefficientvärden. Storstadsregionerna.

Funktioner	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}
Linjära funktioner	0,03	-0,14	-0,19	0,03	0,009	0,02
Potensfunktioner	0,14 (0,027)	-0,21 (0,036)	-0,22 (0,035)	0,07 (0,043)	-0,08 (0,05)	0,07 (0,048)

Tabell 18. Kvalitetsefterfrågans koefficientvärden. Övriga riket.

Funktioner	E_Y	E_A	E_{D1}	ε_{D2}	ε_{D3}	ε_{D4}
Linjära funktioner	0,07	-0,18	-0,23	0,03	0,000	0,02
Potensfunktioner	0,20 (0,023)	-0,22 (0,031)	-0,23 (0,029)	0,10 (0,036)	0,01 (0,047)	0,04 (0,038)

7. Antalsefterfrågan

Tabell 19. Koefficientvärden för antalsefterfrågan inom olika civilstånds- och könsgrupper. Linjära funktioner.

		Z_1	Z_2	Z_2^*	R
Förut gifta kvinnor (528 personer)	b_i	0,00097	0,00002		
	σ_i	0,00092	0,00000		
	E_i	0,06	0,22	0,22	0,280
Förut gifta män (267 personer)	b_i	0,00311	0,00000		
	σ_i	0,00166	0,00000		
	E_i	0,21	0,00	0,00	0,135
Ogifta kvinnor (806 personer)	b_i	0,0118	0,00002		
	σ_i	0,0006	0,00000		
	E_i	1,29	0,43	0,43	0,636
Ogifta män (673 personer)	b_i	0,0147	0,00000		
	σ_i	0,0009	0,00000		
	E_i	1,75	0,00	0,40	0,579

Anm.: Beträffande innebörden av symbolerna avseende förklaringsvariabler och koefficienter se s. 141.

Tabell 20. Inkomstelasticiteter (E) för antalsefterfrågan i olika ålders- och könsgrupper.

	E	R
<i>Ogifta och förut gifta personer</i>		
16-34 år (1 005 personer)	0,72	0,828
35-49 år (400 personer)	-0,14	0,335
50-64 år (401 personer)	0,12	0,280
65- år (468 personer)	0,14	0,650
Vägt genomsnitt	0,34	
<i>Ogifta och förut gifta kvinnor</i>		
16-34 år (477 personer)	0,87	0,962
35- år (857 personer)	0,05	0,247
Vägt genomsnitt	0,34	
<i>Ogifta och förut gifta män</i>		
16-34 år (528 personer)	0,85	0,876
35- år (412 personer)	-0,04	0,093
Vägt genomsnitt	0,34	

8. Stratifiering efter antal hushållsmedlemmar

Separata regressionsberäkningar för hushåll med givet antal hushållsmedlemmar kan antas eliminera huvudparten av de inkomstskillnader mellan hushållen av tillfällig natur som beror på olika stort antal inkomsttagare. En stratifiering av hushållen direkt efter antal inkomsttagare är naturligtvis att föredra men har strandat på att uppgifter om antal inkomsttagare inte införts på våra magnetband. Tanken med stratifiering efter antal inkomsttagare eller antal hushållsmedlemmar är att bostadsföreståndarens inkomst är av mest permanent natur, hans eventuella makas eller makes av därefter mest permanent natur, medan övriga hushållsmedlemmars inkomster, i de hushåll där sådana förekommer, är av mer tillfällig karaktär och därför obetydligt torde påverka hushållets bostadskonsumtion. En stratifiering av hushållen efter antal hushållsmedlemmar bör således medföra en reducering av tillfälliga inkomstskillnader mellan hushållen.

Nedan redovisas resultaten från regressionsberäkningar för en- och två-personshushåll. Beroende variabler är utrymmesefterfrågan respektive utgiftsefterfrågan. Förklaringsvariablerna är hushållsinkomsten och genomsnittlig ålder per hushållsmedlem.² Som jämförelse presenteras motsvarande elasticitetsvärden för samtliga hushåll.

Utrymmesefterfrågans inkomstelasticitet för en-personshushållen är i genomsnitt 0,35 (0,42 för en-personshushåll med manlig, ogift bostadsföreståndare och 0,31 för en-personshushåll med kvinnlig, ogift bostadsföreståndare). Utrymmesefterfrågan beräknad för samtliga hushåll med ogift bostadsföreståndare är 0,25 (0,33 för hushåll med manlig ogift bostadsföreståndare och 0,21 för hushåll med kvinnlig ogift bostadsföreståndare).

Utgiftsefterfrågans inkomstelasticitet är i genomsnitt för en-personshushåll 0,58 (0,63 för en-personshushåll med manlig ogift bostadsföreståndare och 0,55 för en-personshushåll med kvinnlig ogift bostadsföreståndare). Utgiftsefterfrågan för alla hushåll med ogift bostadsföreståndare är 0,44 (0,53 för hushåll med manlig, ogift bostadsföreståndare och 0,39 för hushåll med kvinnlig, ogift bostadsföreståndare).

Både för utrymmes- och för utgiftsefterfrågan erhålls alltså 35–40 % högre inkomstelasticiteter för en-personshushåll med ogift bostadsföreståndare än för samtliga hushåll med ogift bostadsföreståndare.³ In-

² Vi har även prövat två funktioner med bostadsföreståndarens ålder som förklaringsvariabel i stället för genomsnittlig ålder per hushållsmedlem. Effekten på estimaten av detta variabelbyte blev dock obetydlig och de multipla korrelationskoefficienternas värden blev något lägre.

³ En-personshushållen utgör ca 52 % av hushållen med ogift bostadsföreståndare.

komstelasticiteterna för två-personshushåll med gift bostadsföreståndare ligger för utrymmesefterfrågan 30 % över den inkomstelasticitet som erhållits för samtliga hushåll med gift bostadsföreståndare men för utgiftsefterfrågan bara knappt 10 % över inkomstelasticiteten för alla hushåll med gift bostadsföreståndare.

Slutsatsen av försöket att få ett inkomstmått som närmare överensstämmer med den permanenta inkomsten genom att stratifiera hushållen efter antal hushållsmedlemmar är således att vi i överensstämmelse med den permanenta inkomsthypotesen erhåller högre inkomstelasticitet för en-personshushållen med ogift bostadsföreståndare än för samtliga hushåll med ogift bostadsföreståndare och något högre inkomstelasticitet för två-personshushåll med gift bostadsföreståndare än för samtliga hushåll med gift bostadsföreståndare. (Dessa skillnader kan emellertid också tänkas bero på att inkomstelasticiteten råkar vara högre för en- och två-personshushållen än för hushållen med fler än två medlemmar.)

Tabell 21. *Inkomstelasticiteter för en-personshushåll och gifta två-personshushåll och för samtliga hushåll med ogift man, ogift kvinna eller gift person som bostadsföreståndare.*

	Inkomstelasticitet
<i>Ogifta män</i>	
Utrymmesefterfrågan (1-personshushåll)	0,42
(samtliga)	0,33
Utgiftsefterfrågan (1-personshushåll)	0,63
(samtliga)	0,53
<i>Ogifta kvinnor</i>	
Utrymmesefterfrågan (1-personshushåll)	0,31
(samtliga)	0,21
Utgiftsefterfrågan (1-personshushåll)	0,55
(samtliga)	0,39
<i>Hushåll med gift bostadsföreståndare</i>	
Utrymmesefterfrågan (2-personshushåll)	0,34
(samtliga)	0,26
Utgiftsefterfrågan (2-personshushåll)	0,51
(samtliga)	0,48

9. Beräkningar på grundval av genomsnittsvärden för olika kvalitetsklasser

Resultaten av beräkningarna för utrymmes-, utgifts- och kvalitetsefterfrågan med bostadskvaliteten som grupperingsvariabel redovisas i detta avsnitt. Särskilda beräkningar har utförts för genomsnittligt faktiskt och önskat bostadsutrymme, genomsnittlig faktisk och önskad bostadsutgift samt genomsnittlig kvadratmetershyra (kvalitetsefterfrågan). Observationerna har vägts vid beräkningarna på så sätt att kvalitetsklassen med det lägsta antalet hushåll fått bidra med en observation och övriga kvalitetsklasser med så många observationer som svarar mot antalet hushåll i klasserna i förhållande till antalet hushåll i den minsta kvalitetsklassen. Omvänd regression har även utförts för önskad utgiftsefterfrågan. Beräkningarna gäller vardera hela riket, storstadsregionerna och övriga riket.

Tabell 22. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Hela riket.

Utrymmesefterfrågan		\bar{Y}	\bar{A}	\bar{D}_1	\bar{D}_5	R
<i>Linjära funktioner</i>						
faktisk	b_t	0,0035	-15,09	-0,75		0,965
	σ_t	0,00022	3,97	0,24		
	E_t	1,22	-0,69	-0,45		
önskad	b_t	0,0028	-3,43	-0,18		0,987
	σ_t	0,00013	2,30	0,14		
	E_t	0,88	-0,14	-0,094		
<i>Potensfunktioner</i>						
faktisk	E_t	1,20	-0,62	-0,41		0,975
	σ_t	0,064	0,13	0,10		
önskad	E_t	0,92	-0,29	-0,20		0,990
	σ_t	0,034	0,07	0,054		
önskad	E_t	0,92	-0,23		-0,23	0,989
	σ_t	0,039	0,065		0,075	

Anm.: Beträffande innebörden av symbolerna avseende förklaringsvariablerna och koefficienterna se s. 141.

Tabell 23. Utgiftsefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Hela riket.

		\bar{Y}	\bar{A}	\bar{D}_1	\bar{D}_5	\bar{B}	R
<i>Utgiftsefterfrågan</i>							
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	b_i	0,20	-148,9	-140,6			0,970
	σ_i	0,017	29,7	17,6			
	E_i	1,57	-1,52	-1,86			
önskad	b_i	0,18	-978,8	-118,0			0,958
	σ_i	0,021	364,2	21,6			
	E_i	1,22	-0,88	-1,39			
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	E_i	1,78	-1,25	-1,57			0,960
	σ_i	0,10	0,21	0,16			
önskad	E_i	1,48	-0,95	-1,35			0,965
	σ_i	0,13	0,27	0,21			
önskad	E_i	1,59	-0,69		-1,72		0,962
	σ_i	0,15	0,25		0,29		
<i>Utgiftsefterfrågan, omvänd regression</i>							
Hushållsinkomst, potensfunktioner	E_i					0,50 ^a	0,858
	σ_i					0,049	
<i>Kvalitetsefterfrågan</i>							
Kvadratmetershyra, potensfunktioner	E_i	0,57	-0,74	-1,11			0,919
	σ_i	0,11	0,23	0,18			

^a Inverterade värdet, 2,00, är lika med inkomstelasticiteten för den önskade utgiftsefterfrågan, härledd genom omvänd regression.

Tabell 24. Utrymmesefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Storstadsregionerna.

Utrymmesefterfrågan		\bar{Y}	\bar{A}	\bar{D}_1	\bar{D}_5	R
<i>Linjära funktioner</i>						
faktisk	b_i	0,0035	-20,50	-1,14		0,916
	σ_i	0,00034	6,16	0,37		
	E_i	1,37	-0,95	-0,67		
önskad	b_i	0,0029	-8,56	-0,58		0,968
	σ_i	0,00021	3,70	0,22		
	E_i	1,00	-0,35	-0,29		
<i>Potensfunktioner</i>						
faktisk	E_i	1,29	-0,78	-0,56		0,937
	σ_i	0,096	0,19	0,15		
önskad	E_i	1,02	-0,45	-0,37		0,982
	σ_i	0,044	0,088	0,067		
önskad	E_i	1,029	-0,34		-0,44	0,978
	σ_i	0,055	0,089		0,11	

Tabell 25. *Utgiftsefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Storstadsregionerna.*

		\bar{Y}	\bar{A}	\bar{D}_1	\bar{D}_5	\bar{B}	R
<i>Utgiftsefterfrågan</i>							
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	b_i	0,23	-1 958,5	-160,8			0,952
	σ_i	0,021	375,7	22,5			
	E_i	1,92	-1,90	-1,96			
önskad	b_i	0,21	-1 464	-141,6			0,956
	σ_i	0,022	388	23,3			
	E_i	1,51	-1,23	-1,49			
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	E_i	1,96	-1,55	-1,63			0,982
	σ_i	0,09	0,18	0,14			
önskad	E_i	1,65	-1,23	-1,43			0,976
	σ_i	0,096	0,19	0,15			
önskad	E_i	1,76	-0,96		-1,91		0,968
	σ_i	0,13	0,20		0,24		
<i>Utgiftsefterfrågan, omvänd regression</i>							
Hushållsinkomst, potensfunktioner	E_i					0,51 ^a	0,860
	σ_i					0,44	
<i>Kvalitetsefterfrågan</i>							
Kvadratmetershyra, potensfunktioner	E_i	0,59	-0,77	-0,98			0,936
	σ_i	0,076	0,15	0,12			

^a Inverterade värdet, 1,96, är lika med inkomstelasticiteten för den önskade utgiftsefterfrågan, härledd genom omvänd regression.

Tabell 26. *Utrymmesefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Övriga riket.*

Utrymmesefterfrågan		\bar{Y}	\bar{A}	\bar{D}_1	\bar{D}_5	R
<i>Linjära funktioner</i>						
faktisk	b_i	0,0035	-2,85	0,20		0,969
	σ_i	0,00023	3,49	0,20		
	E_i	1,13	-0,13	0,12		
önskad	b_i	0,0029	3,84	0,47		0,984
	σ_i	0,00015	2,23	0,13		
	E_i	0,85	0,16	0,25		
<i>Potensfunktioner</i>						
faktisk	E_i	1,10	-0,20	0,037		0,972
	σ_i	0,072	0,14	0,10		
önskad	E_i	0,86	-0,046	0,099		0,975
	σ_i	0,056	0,11	0,08		
önskad	E_i	0,84	-0,034		0,16	0,976
	σ_i	0,058	0,093		0,097	

Tabell 27. Utgiftsefterfrågans genomsnittliga variabelvärden. Övriga riket.

		\bar{Y}	\bar{A}	\bar{D}_1	\bar{D}_5	\bar{B}	R
<i>Utgiftsefterfrågan</i>							
<i>Linjära funktioner</i>							
faktisk	b_i	0,17	-703,9	-97,14			0,965
	σ_i	0,02	300,0	17,10			
	E_i	1,28	-0,75	-1,37			
önskad	b_i	0,15	-433,7	-88,61			0,948
	σ_i	0,025	379,0	21,60			
	E_i	1,04	-0,42	-1,13			
<i>Potensfunktioner</i>							
faktisk	E_i	1,56	-0,60	-1,13			0,970
	σ_i	0,15	0,29	0,22			
önskad	E_i	1,33	-0,51	-1,07			0,944
	σ_i	0,19	0,37	0,27			
önskad	E_i	1,39	-0,25		-1,26		0,940
	σ_i	0,21	0,34		0,35		
<i>Utgiftsefterfrågan, omvänd regression</i>							
Hushållsinkomst, potensfunktioner	E_i					0,48 ^a	0,874
	σ_i					0,47	
<i>Kvalitetsefterfrågan</i>							
Kvadratmetershyra, potensfunktioner	E_i	0,49	-0,56	-1,14			0,892
	σ_i	0,16	0,32	0,23			

^a Inverterade värdet 2,08 är lika med den önskade utgiftsefterfrågans inkomst-elasticitet, härledd genom omvänd regression.

10. Direkt och omvänd regression

Tabellerna 28-31 återger resultaten för utrymmes- och utgiftsefterfrågan då metoden med direkt och omvänd regression använts för 1-personshushåll, 2-personshushåll, 3-personshushåll och 4- och fler-personshushåll med ogift manlig respektive kvinnlig bostadsföreståndare samt 1-, 2-, 3-, 4-, 5-, 6-, 7- och flerpersongshushåll med gift bostadsföreståndare. Samtliga beräkningar har utförts med konstantelastisk funktionsform och avser hela riket. Beräkningar har även utförts med bostadsföreståndarens ålder som förklaringsfaktor i stället för genomsnittsåldern i hushållet. Eftersom koefficienterna skilde sig endast obetydligt redovisar vi nedan endast resultaten av sambanden med genomsnittsåldern.

Tabell 28. Hushåll med ogift man som bostadsföreståndare.

		Estimationssätt				
		Direkt regression		Omvänd regression	Medeltal ^a	
		Y	D_1	Y	Y	
<i>En-personshushåll</i> (230 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,42		0,079	1,52	0,97
	σ_i	0,047		0,07	0,073	
	R		0,516		0,512	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,63		0,031	1,65	1,14
	σ_i	0,057		0,084	0,052	
	R		0,616		0,615	
<i>Två-personshushåll</i> (87 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,16		-0,047	3,42	1,79
	σ_i	0,085		0,11	0,14	
	R		0,229		0,224	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,38		-0,31	2,28	1,33
	σ_i	0,099		0,13	0,097	
	R		0,499		0,442	
<i>Tre-personshushåll</i> (38 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,36		0,13	1,91	1,14
	σ_i	0,15		0,13	0,16	
	R		0,492		0,470	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,40		-0,26	3,82	2,11
	σ_i	0,18		0,17	0,16	
	R		0,367		0,269	
<i>Fyra-personshushåll</i> (29 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,18		-0,14	1,55	0,87
	σ_i	0,092		0,11	0,41	
	R		0,374		0,293	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,72		-0,34	1,25	0,98
	σ_i	0,12		0,15	0,16	
	R		0,750		0,689	

^a Medeltalet av inkomstelasticiteten med direkt regression och inkomstelasticiteten med omvänd regression.

Tabell 29. Hushåll med ogift kvinna som bostadsföreståndare.

		Estimationssätt			
		Direkt regression		Omvänd regression	Medeltal ^a
		Y	D_1	Y	Y
<i>En-personshushåll</i> (367 hushåll)					
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,31		1,60	0,96
	σ_i	0,035		0,071	
	R		0,430	0,420	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,55		1,28	0,92
	σ_i	0,037		0,046	
	R		0,663	0,662	
<i>Two-personshushåll</i> (245 hushåll)					
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,24		1,97	1,10
	σ_i	0,041		0,09	
	R		0,344	0,343	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,32		3,08	1,70
	σ_i	0,055		0,066	
	R		0,396	0,299	
<i>Tre-personshushåll</i> (97 hushåll)					
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,12		2,11	1,11
	σ_i	0,057		0,20	
	R		0,233	0,232	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,31		2,42	1,37
	σ_i	0,074		0,15	
	R		0,414	0,281	
<i>Fyra-personshushåll</i> (52 hushåll)					
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	-0,013		—	—
	σ_i	0,049		—	
	R		0,067	—	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,24		1,09	0,67
	σ_i	0,065		0,28	
	R		0,464	0,416	

^a Se not till tabell 28.

Tabell 30. *Hushåll med gift bostadsföreståndare.*

		Estimationssätt				
		Direkt regression		Omvänd regression	Medeltal ^a	
		Y	D_1	Y	Y	
<i>En-personshushåll</i> (11 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,91		-1,43	1,86	1,38
	σ_i	0,31		0,60	0,38	
	R		0,722		0,428	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,71		-1,27	4,59	2,65
	σ_i	0,47		0,91	0,34	
	R		0,480			
<i>Two-personshushåll</i> (517 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,34		-0,059	1,12	0,73
	σ_i	0,024		0,033	0,058	
	R		0,563		0,559	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,51		-0,24	1,51	1,01
	σ_i	0,033		0,046	0,038	
	R		0,637		0,611	
<i>Tre-personshushåll</i> (562 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,21		-0,13	2,02	1,11
	σ_i	0,024		0,024	0,069	
	R		0,357		0,290	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,39		-0,39	3,29	1,84
	σ_i	0,036		0,036	0,044	
	R		0,487		0,283	
<i>Fyra-personshushåll</i> (396 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,26		-0,066	1,51	0,88
	σ_i	0,032		0,038	0,079	
	R		0,398		0,390	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,48		-0,26	2,25	1,37
	σ_i	0,048		0,057	0,051	
	R		0,451		0,404	
<i>Fem-personshushåll</i> (316 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,24		-0,08	1,74	0,99
	σ_i	0,035		0,059	0,084	
	R		0,366		0,359	
Önskad utgifts- efterfrågan	E_i	0,49		-0,20	1,78	1,14
	σ_i	0,046		0,077	0,055	
	R		0,517		0,501	
<i>Sex-personshushåll</i> (126 hushåll)						
Önskad utrymmes- efterfrågan	E_i	0,21		-0,19	1,33	0,77
	σ_i	0,045		0,10	0,18	
	R		0,393		0,362	

Tabell 30 (fortsättning).

		Estimationssätt			
		Direkt regression		Omvänd regression	Medeltal ^a
		Y	D ₁	Y	
Önskad utgifts- efterfrågan	<i>E_t</i>	0,60	-0,35	1,58	1,09
	<i>σ_t</i>	0,075	0,17	0,08	
	<i>R</i>		0,599	0,580	
<i>Sju- och flerpersons- hushåll (46 hushåll)</i>					
Önskad utrymmes- efterfrågan	<i>E_t</i>	0,27	-0,036	2,30	1,29
	<i>σ_t</i>	0,13	0,18	0,18	
	<i>R</i>		0,337	0,336	
Önskad utgifts- efterfrågan	<i>E_t</i>	0,71	—	2,00	1,36
	<i>σ_t</i>	0,15	—	0,10	
	<i>R</i>		0,597	0,597	

^a Se not till tabell 28.

Tabell 31. *Genomsnittliga inkomstelasticiteter för hushållen i de olika storleks-
klasserna.*

		Estimationssätt		
		Direkt regression	Omvänd regression	Medeltal
<i>Ogift man, 1-4-personshushåll (384 hushåll)</i>				
Önskad utrymmes- efterfrågan	<i>E</i>	0,3	1,78	1,06
	<i>λ</i>	2 av 4	3 av 4	
Önskad utgifts- efterfrågan	<i>E</i>	0,56	1,82	1,19
	<i>λ</i>	4 av 4	3 av 4	
<i>Ogift kvinna, 1-4-personshushåll (761 hushåll)</i>				
Önskad utrymmes- efterfrågan	<i>E</i>	0,24	1,77	1,01
	<i>λ</i>	3 av 4	3 av 4	
Önskad utgifts- efterfrågan	<i>E</i>	0,42	1,68	1,05
	<i>λ</i>	4 av 4	4 av 4	
<i>Gift person, 1-7-personshushåll (1974 hushåll)</i>				
Önskad utrymmes- efterfrågan	<i>E</i>	0,26	1,51	0,88
	<i>λ</i>	7 av 7	6 av 7	
Önskad utgifts- efterfrågan	<i>E</i>	0,48	2,03	1,25
	<i>λ</i>	6 av 7	6 av 7	

SUMMARY

Factors determining the demand for housing

The present study seeks to discuss those factors which determine the demand for dwelling units. For one thing, the much greater extent which the physical planning of regions and urban formations has taken on in recent years has made forecasts of housing needs increasingly necessary. It is particularly important to be able to assess these needs in advance in terms of number of dwelling units, their size (floor space) and geographic location. By comparison with these three factors, it is easier to make subsequent adjustments as regards the standard of dwelling amenities.

An analysis of the factors determining the demand for housing also has special interest in Sweden against the background of our existing excess demand for dwelling units. One reason why the authorities have failed to abolish the so-called housing shortage seems to be that political quarters have long regarded this more as a demographically conditioned problem than as a problem associated with economic factors. The construction of new dwellings has not been considered sufficient to match the increased housing demand caused by population increase, population shifts, changes in population structure by age and marital status, and so on. Whereas it has been clear that part of the increased housing demand has also stemmed from growing incomes, there has been—and still is—uncertainty as to how much this demand is influenced by a given increase of income. Further, it would appear that not enough consideration was given earlier to the possibility that controlled rents might be responsible for the excess demand; this may have been due in part to the fact that certain studies in the United States and Sweden suggested that the price sensitivity of housing demand was very low. However, more recent findings have indicated that housing demand probably reacts much more strongly to price changes. In this study, therefore, we have thought it particularly important to ascertain how housing demand is influenced by incomes and prices.

The basic data of this study come from a special field survey of house-

hold dwelling costs which the Central Bureau of Statistics carried out in connection with the 1965 census of population and housing. The Bureau's sample of households was randomly drawn and embraced about 8400 households. From this sample 2300 households were excluded for various reasons such as nonresponse or category not applicable, and from the remainder we later excluded all households in owner-occupied units and tenant-owned flats on the grounds that the dwelling costs reported for these groups were not regarded as satisfactorily reflecting the actual costs of housing consumption. In other words, our estimates exclusively pertain to households living in rented flats, which comprised about 60 % of the dwelling units in the Bureau's sample. Upon examination of the data-processed material we also excluded certain households owing to errors in the material and incongruous answers to certain questions. The final sample for this study consists of 3119 households.

The main purpose of this study is to employ regression analysis towards estimating the influence of different economic and demographic factors on housing demand. Initial focus is on the relations between the housing demand of the household and the income it earns, the rent it pays, number of members, their ages, marital status and sex (Chapter 4). Demand is expressed in terms of the household's requirements of floor space, standard of amenities and real value of dwelling (expenditure). The number of dwelling units demanded as influenced by the income, age, marital status and sex of individuals is also studied (Chapter 5). Lastly, estimates are made of how the total housing demand depends on the population per capita income, and structure of the population by age, marital status and sex (Chapter 6). In addition, special calculations are made for the effect of expected (permanent) income on the household's demand for housing (Chapter 7).

Apart from the regression estimates mentioned above, Chapter 2 presents calculations on the extent of the housing shortage (excess demand for dwellings) and the rent increases which are necessary to eliminate this excess demand so as to establish equilibrium between supply and demand on the housing market. The results of these calculations are then used to estimate price elasticities of demand for floor space (arc price elasticity).

Because the housing market has been under controls for more than 20 years, the actual housing consumption is a poor measure of true housing demand by households. Accordingly, the interview questionnaires on which this study is based included questions on floor space desired at existing rents per square meter, and also on the rent per square meter at which the floor space desired by households was identical

Table A. *Elasticities for price, income, number and age variables*

Demand category	Explanatory variable	Price	Income	No. of persons	Age
<i>Chapter 2</i>					
Floor space (arc price elast.)		-0.36			
<i>Chapter 4. The household's housing demand</i>					
Floor space	linear form	-0.30	0.25	0.17 ^a	-0.13
	power form	-0.30	0.25	0.15 ^a	-0.15
Standard of amenities	linear form		0.08	-0.16 ^a	-0.20
	power form		0.19	-0.22 ^a	-0.23
Expenditure	linear form		0.37	0.08 ^a	-0.26
	power form		0.45	0.02 ^a	-0.31
<i>Chapter 5. Demand for dwelling units</i>					
Unmarried persons, 16-34 years	linear form		0.72		
	power form		0.84		
Unmarried persons, 35-years	linear form		0.05		
	power form		0.10		
Unmarried persons, 16-years	linear form		0.34		0.83
	power form		0.43		0.79
<i>Chapter 6. Total housing demand</i>					
Floor space (linear form)			0.37	0.66 ^b	0.05
Standard of amenities (linear form)			0.05	-0.14 ^b	-0.18
Expenditure (linear form)			0.42	0.52 ^b	-0.13
<i>Chapter 7. Elasticity of housing demand with respect to permanent income</i>					
a) Average of direct and inverse regression					
Floor space (power form)			0.94		
Expenditure (power form)			1.20		
b) Grouping method					
Floor space (power form)			0.84		
Standard of amenities (power form)			0.29		
Expenditure (power form)			1.13		
c) Actual development					
Expenditure	alt. 1		1.1-1.2		
	alt. 2		1.4-1.5		

^a Household members.^b Total population.

with their actual floor space. The answers on desired space underlie (1) computations of the demand relationships and (2) estimates on extent of the housing shortage. The following discourse will not be concerned with the results relating to excess demand for dwellings and to the rent increases which are needed to eliminate excess demand, since these apply to typically Swedish conditions. On the other hand, are the regression estimates of more general interest, as well as the results from the cal-

culations of arc price elasticity. These results are summarized in the Table A.

As will be seen from the table, the estimated influence of the different explanatory variables on housing demand is expressed by elasticity rates. The rate for a specific variable is meant to show the percentage change in housing demand which follows from a one-percent change in the value of the variable. Further, we see that both linear functions and power functions have been tested for the household's housing demand and for the number of dwelling units demanded. We can observe that the two types of functions produce somewhat different elasticity values. It is not clear whether these differences suggest the possibility that either or both of these functional types have been unsuitably chosen. The power functions consistently give somewhat higher elasticity values and, as a rule, somewhat higher explanatory values than the linear functions. For reasons which are discussed in Chapter 4, we believe that the power functions present a truer picture of reality. On technical grounds, however, we have derived the elasticities of total housing demand on the basis of linear functions for number of dwelling units demanded and for the household's housing demand.

The price variable

Calculations of price elasticities are confined to household demand for floor space. No price elasticities are estimated for household demand for amenities and volume because we could not find a uniform quantitative measure for either of these factors. The rent per square meter of dwelling unit is used as the price level for floor-space demand. Our cross-section data are not such as to permit the calculation of price elasticity for demand by number of dwelling units, since the estimates of demand here are based on the values of variables from individuals and not from households. Nor is it possible to derive any price elasticity for the total demand for floor space, inasmuch as the elasticities for total demand are derived from relations pertaining to and the number of dwelling units demanded.

The regression-computed price elasticity (-0.30) is numerically lower than the arc price elasticity (-0.36). In absolute terms, the price elasticity is probably somewhat larger than the value of the regression-computed price elasticity, since the latter is a weighted average of elasticities for different groups classified according to the amenity standard of a dwelling unit and the year in which it was built. That is because each group contains variations of amenity standards owing to

different geographic situations, dissimilarities of the residential environment, etc. It is therefore likely that variations of rent per square meter within an amenity group stem in part from differences in the quality of dwellings; on an average, higher rents represent a higher standard of amenities than lower rents. For this reason the results overestimate the desired floor space for the expensive dwellings in each amenity class, and hence underestimate the price elasticity.

In our opinion, the arc price elasticity of -0.36 is a better indicator of the influence which price has on the household's demand for floor space. As is pointed out in Chapter 2, Section 4, arc price elasticity can also represent an underestimate of the price sensitivity of floor-space demand, if the households when leaving information have made allowance for the costs and other inconveniences associated with a change of residence.

The income variable

The income elasticities from Chapters 4–6 are estimated on the basis of every household's actual income, which is an average of the incomes assessed in 1964 and 1965 for national tax purposes. The income elasticities from Chapter 7 are estimated on the basis of income measures which approximate the expected permanent income of households.

The household's housing demand with respect to actual income

When we look at the long-term relation between disposable income and housing consumption, it is quite likely that all income elasticities for the household's housing demand have been underestimated. One reason for this is that income has been defined as the income assessed for national tax purposes, and not as the disposable income of households. Attempts to correct income elasticity for the progressive national income tax were made in Chapter 3, Section 3. It was found that income elasticity increased by more than 20 % after we tested an income measure from which the national tax had been deducted. For practical reasons, it was not possible to ascertain how much more the elasticity would increase if the income measure were also corrected for family allowances, tax-exempt pensions, housing allowances and other transfer payments.

The tabulated elasticities for actual income presumably underestimate the long-term influence of disposable income on housing consumption for another reason, which is that we made use of actual incomes in a

cross-section. It is known from experience that a cross-section, even if disposable income is the income measure, contains higher savings ratios for households in the higher income classes; on the other hand, a rise in the savings ratio over longer periods of time eludes observation.¹ This would appear to stem from two factors: first, the household's housing consumption tends to be determined more by permanent income than by actual income; and second, actual income deviates as a rule from permanent income (Friedman's hypothesis). With the aim of arriving at measures of the long-term income elasticity of housing demand, Chapter 7 presents special estimates of housing-demand elasticity with respect to the permanent income of households. These estimates are commented below.

To judge from the income elasticities estimated in Chapters 4–6, the demand for floor space is more sensitive to income than the demand for amenities. But since income elasticity for amenity demand, by contrast with that for floor-space demand, is not estimated with reference to desired values and is hence supposedly on the lowish side, the comparison becomes parlous.²

Number of dwelling units demanded with respect to actual income

Elasticities under this head have been estimated for unmarried adults only, on the assumption that children are not expected to ask for separate accommodation and that married couples in Sweden want to have flats irrespective of income level, age and the like. No price elasticities for demand by number of dwelling units have been computed, since it has not been possible to find a price variable which can be associated to each individual.

As the table shows, the income elasticity for number of dwelling units demanded varies sharply with individual age. As against about 0.80 for persons between 16 and 34 years of age, it amounts to only 0.05–0.10 for persons older than 35. Naturally, the income elasticity for all individuals turns out far lower than for the group of unmarried adults, since the dwelling demand of children and married adults is virtually insensitive to income changes. The proportion of unmarried persons 16

¹ Over short periods of time, however, the savings ratio also tends to rise with income, i.e. the result would be an income elasticity less than unity.

² Even the actual demand for amenities is poorly measured by the actual rent per square meter owing to the fact of disparate rent levels for flats of equivalent standards.

years and older comes to around 29% of the population. Multiplying the elasticities for unmarried adults by 0.29 gives us the elasticities for all individuals. These work out at either 0.10 or 0.12 depending on whether the estimates of linear or power function are used.

The income elasticities for number of dwelling units demanded are most likely too low for the same reasons which were noted for the household's housing demand, i.e. they are estimated on the basis not of disposable income but of income assessed for national tax purposes, and they bear reference to actual rather than permanent income. Perhaps another reason for the negative bias exhibited by income elasticities for number demand is that this is measured by actual and not by desired values. The fact that our number elasticities pertain only to persons who lived in rented flats as of 1965 introduces a factor that is more difficult to judge.

Total housing demand with respect to actual income

The income elasticities for total housing demand have been derived from linear relations for the household's housing demand and the number of dwelling units demanded. Only the linear functional type permits a simple derivation of demand relations at the total level (which apply per person).

When comparing the income elasticities for total housing demand with those for the household's housing demand, the "total elasticities" for floor space and expenditure exceed the "household elasticities". The total demand for amenities, on the other hand, is less income-sensitive than the household's demand for amenities. The total demand for floor space and expenditure is more income-sensitive than the household's corresponding demand because an advancement of incomes in the community at large not only increases demand from the existing households but also leads to the undoubling of certain households, i.e. to an increase in the number dwelling units demanded.

However, the absolute quantities of "total" income elasticities in the table are of limited interest because they are computed with reference to every household's actual income and not to its permanent income. Another fact which circumscribes the validity of these elasticities is that they have been derived from linear relations only. This limitation appears to have particular significance as regards the income elasticities for amenity demand. It is likely that an elasticity of only 0.08 for the linear function greatly underestimates the dependence of amenity demand upon income. But in the light of findings from other studies,

the elasticity of 0.19 for the power function may be regarded as better reflecting the income sensitivity of amenity demand.

Housing-demand elasticities with respect to permanent income

Among the methods we used in Chapter 7 to estimate the dependence of housing demand on permanent income were direct and inverse regression (the DOR method) and the grouping method (Group method). In addition we have computed "permanent" income elasticities from data on the actual development of income, real rent and housing demand for the period from 1939 to 1965.

The elasticities with respect to permanent income are more than twice as large, and for floor-space demand more than three times as large, as the income elasticities estimated on the basis of every household's actual income. This suggests that permanent income exerts a much greater influence than the actually observed income on the household's housing demand.

According to both the DOR and Group methods, amenity demand is much less sensitive to income than floor-space demand, the rates being approximately 0.3 and 0.9 respectively. But as we described in greater detail in Chapter 7, the income elasticity for amenity demand is especially uncertain. Even though it has not been possible to identify the direction of bias, if any, we think that the income elasticity for amenity demand is underestimated, having regard to the findings for income sensitivity of households in Chapter 4 and also to the findings of other studies.

Broad margins of uncertainty also surround the value for income elasticity which has been computed with reference to the actual development of real disposable income per person, relative rent, housing consumption per person, etc., between 1939 and 1965. In the one alternative, which is a minimum estimate, it was assumed that no amenity demand was left unsatisfied, given the structure of rents which existed in 1965; in the second alternative, which is a maximum estimate, it was assumed that an unsatisfied amenity demand obtained in 1965, with a percentage equivalent to unsatisfied floor-space demand for dwelling units in multi-family houses.

When income elasticities for expenditure demand based on the DOR and Group methods are compared with the income elasticity for expenditure demand derived from the actual development, the former must be corrected so as to make them applicable to disposable income per person. According to certain schematic estimates, the DOR and Group

elasticities would have to be multiplied by a correction factor on the order of 1.3–1.4 to become applicable to disposable income per person.

Household-size and age variables

Elasticities for the variable relating to size of household show that an increase in membership for a group of households by an average 10% increases the group's demand for floor space by 1.5–1.7%, but reduces the demand for amenities by 1.6–2.2%. Similarly, the elasticity of the size variable for total housing demand is positive for floor space (0.66) and negative for amenities (–0.14). The explanation may be that the first result of increased household size (at unchanged levels of household income) is to intensify the need for more indispensable goods such as food, clothing and floor space. To be able to satisfy these greater needs, the household must cut down on other outlays, apparently at the expense of (among other things) dwelling amenities.

When we compare the size elasticities for the household's housing demand (linear relations) with those for total housing demand, it turns out that the "total elasticities" are much higher than the "household elasticities" for floor-space demand and expenditure demand, whereas no appreciable difference is observable for quality demand. The size elasticities for the household's housing demand have been estimated on the assumption that the number of households is given, and for total demand on the assumption that the average household size is given. Thus the differences between the size elasticities for total housing demand and those for household demand indicate that variations in the population, acting by way of changes in the number of households, have a distinctly greater effect on floor-space demand and volume demand than by way of changes in average household size.

According to the tabulated results, an increase of average age will reduce the household demand both for floor space (–0.13–0.15) and for amenities (–0.20–0.23). That is not the case for total housing demand. An increase of average age will add to the total demand for floor space (0.05) and reduce the demand for amenities (–0.18). We see that the age elasticities for total housing demand are consistently lower than those for the household's housing demand. This is explained by the positive age elasticity for number of dwelling units demanded (0.83).

The negative relation between housing amenities, expressed in terms of rent per square meter, and average age of the population would appear to be determined, at least in part, by housing supply in that

many younger persons have had no choice but to sign leases for the expensive flats which characterize much of the new housing output. By contrast, older persons who have long occupied their flats (partly in consequence of rent controls) have seen their rents per square meter steadily decline in relative terms owing to continued rent controls and mounting construction costs. Hence the age elasticity for amenity demand probably carries a considerable negative bias. The age elasticity for expenditure demand would also be too low for the same reason if amenities comprise a strongly complementary good to the desired floor space. None the less, floor space and amenities seem more likely to be substitutes for one another, inasmuch as the households evidently replace amenities by floor space when household size increases at an unchanging level of income (the number elasticity is positive for floor-space demand but negative for amenity demand). The age elasticity for expenditure demand should therefore be less negatively biased than that for amenity demand.

List of diagrams

- 3:1. Average desired floor space in square meters. 42
 - A. At different income levels. 42
 - B. At different rents per square meter and income elasticities for floor-space demand in different square-meter classes. 43
- 3:2. Price elasticities for households in different income classes and with flats of varying amenity standards. 46

List of tables

- 2:1. Method of acquiring tenancy by size of locality and starting year of leaseholder's tenancy, in percent. 28
- 2:2. Method of acquiring tenancy by construction year of house, in percent. 29
- 2:3. Average lengths of occupancy. Rented and tenant-owned flats. 30
- 2:4. Excess demand of households by class of amenities. 31
- 2:5. Excess demand of households by floor-space groups. 32
- 2:6. The numerical excess demand and "total" excess demand of households in metropolitan areas and rest of Sweden. 35
- 2:7. Rental gaps for households in each of the 9 amenity classes. 37
- 2:8. Rental gaps for households in each of the 7 floor-space groups. 38
- 3:1. Average desired floor space in square meters. 42
- 3:2. Average desired floor space in square meters by marital-status groups and corresponding income elasticities. 44
- 3:3. Average desired floor space by age groups and corresponding income elasticities. 45
- 3:4. Average desired housing expenditure in kronor per year and corresponding percent of housing cost. 48
- 3:5. Average desired housing expenditure in kronor per year by marital-status groups and corresponding income elasticities. 49
- 3:6. Average desired housing expenditure in kronor per year by sex and age groups and corresponding income elasticities. 50
- 3:7. Assessed incomes for national tax purposes and net incomes by marital-status groups. 51
- 3:8. Elasticities of income before and after national tax by marital-status groups. 52
- 4:1. Regression coefficients for actual and desired floor-space demand per household. Power functions. 63
- 4:2. Regression coefficients for desired floor-space demand by leaseholder groups: unmarried men, unmarried women and married persons. Power functions. 67

- 4:3. Regression coefficients for the household's actual and desired floor-space demand. Power functions. 69
- 4:4. Regression coefficients for desired expenditure demand. Power functions. 70
- 4:5. Regression coefficients for amenity demand. Power functions. 72
- 5:1. Regression coefficients, elasticities and intercepts for number of dwelling units demanded. Linear functions and power functions. Individual data and household ratio data. 80
- 5:2. Regression coefficients, elasticities and intercepts for number of dwelling units demanded, by marital-status and sex groups. Power functions only. 82
- 5:3. Income elasticities for number of dwelling units demanded, by age and sex groups. 83
- 6:1. Estimated elasticities for actual and desired floor-space demand. 90
- 6:2. Estimated elasticities for actual and desired expenditure demand. 92
- 6:3. Estimated elasticities for amenity demand. 92
- 7:1. Income elasticities for the household's floor-space and expenditure demand. 97
- 7:2. Elasticities for income, age and number of dwelling units demanded, computed on the basis of average variables from nine amenity classes. 100
- 7:3. Income and age elasticities computed on the basis of average variables from nine amenity classes. 101
- 8:1. Elasticities for price, income, number and age variables. 112
- 8:2. Income elasticities computed with cross-section data and actual incomes. 120
- 8:3. Price and income elasticities computed on the basis of time-series data and of cross-section data with income measures of permanent character. 121

List of tables in Appendix 2

- 1. Average coefficients of floor-space demand for amenity classes 1-9. All of Sweden. 143
- 2. Average coefficients of floor-space demand for amenity classes 1-9. Metropolitan areas. 143
- 3. Average coefficients of floor-space demand for amenity classes 1-9. Rest of Sweden. 143
- 4. Average coefficients of floor-space demand for amenity classes 1-8. Households with unmarried male leaseholders. 144
- 5. Average coefficients of floor-space demand for amenity classes 1-8. Households with unmarried female leaseholders. 144

6. Average coefficients of floor-space demand for amenity classes 1–8. Households with married leaseholders. 145
7. Coefficients of floor-space demand. All of Sweden. 145
8. Coefficients of floor-space demand. Metropolitan areas. 146
9. Coefficients of floor-space demand. Rest of Sweden. 146
10. Coefficients of expenditure demand. All of Sweden. 147
11. Coefficients of expenditure demand. Metropolitan areas. 147
12. Coefficients of expenditure demand. Rest of Sweden. 147
13. Coefficients of expenditure demand. Households with unmarried male leaseholders. 148
14. Coefficients of expenditure demand. Households with unmarried female leaseholders. 148
15. Coefficients of expenditure demand. Households with married leaseholders. 149
16. Coefficients of amenity demand. All of Sweden. 149
17. Coefficients of amenity demand. Metropolitan areas. 149
18. Coefficients of amenity demand. Rest of Sweden. 149
19. Coefficients of number of dwelling units demanded by marital-status and sex groups. Linear functions. 150
20. Income elasticities for number of dwelling units demanded by age and sex groups. 150
21. Income elasticities for one-person households and married two-person households, and for all households with an unmarried man, unmarried woman or married person as leaseholder. 152
22. Average values of variables for floor-space demand. All of Sweden. 153
23. Average values of variables for expenditure demand. All of Sweden. 154
24. Average values of variables for floor-space demand. Metropolitan areas. 154
25. Average values of variables for expenditure demand. Metropolitan areas. 155
26. Average values of variables for floor-space demand. Rest of Sweden. 155
27. Average values of variables for expenditure demand. Rest of Sweden. 156
28. Households with unmarried male leaseholders. 157
29. Households with unmarried female leaseholders. 158
30. Households with married leaseholders. 159
31. Average income elasticities for households in different size classes. 160

Litteratur

- Ackley, G., *Macroeconomic theory*, New York 1961.
- Balanserad expansion, *SOU* 1956: 53.
- Bentzel, R., Lindbeck, A. & Ståhl, I., *Bostadsbristen*, IUI, Uppsala 1963.
- Bentzel, R. m. fl., *Den privata konsumtionen i Sverige 1931-65*, IUI, Uppsala 1957.
- Bostadsociala utredningens betänkanden, *SOU* 1945: 63, 1947: 26.
- Bostäder och hushåll, *SOS*, Stockholm 1952.
- Brady, D. S. & Friedman, R. D., *Savings and the income distribution*. Studies in Income and Wealth X, New York 1947.
- Duesenberry, J. S., *Income, saving and the theory of consumer behavior*, Cambridge 1949.
- Duesenberry, J. S. & Kistin, H., The role of demand in the economic structure, Leontief, W., (ed.) *Studies in the structure of the American economy*, New York 1953.
- Durbin, J. & Watson, G. S., Testing for serial correlation in least square regression, *Biometrika*, December 1950, June 1951.
- Eliasson, G., *Kreditmarknaden och industrins investeringar*, IUI, Uppsala 1967.
- Friedman, M., *A theory of the consumption function*. Princeton 1957.
- Holm, P. Bostadsmarknaden i ett expanderande samhälle, *SOU* 1964: 3, Konsumtionsmönster på bostadsmarknaden.
- Hun Lee, Tong, Demand for housing: A cross-section analysis, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLV (May 1963).
- The stock demand elasticities of non-farm housing, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLVI (February 1964).
- Höjd bostadsstandard, *SOU* 1965: 32.
- Johansson, B. & Borgnäs, L., *Bostäder och boendeförhållanden i Sverige 1945-1960*, IUI, Lund 1967.
- Johansson, R., Bostadsförhållanden och bostadsönskemål i tre regioner, *SOU* 1964: 3. Konsumtionsmönster på bostadsmarknaden.
- Johnston, J., *Econometrics methods*, New York 1963.
- Lindley, D. V., Regression lines and the linear functional relationship, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B. Vol. 9, 1947.
- Madansky, A., The fitting of straight lines when both variables are subject to error, *Journal of American Statistical Association*, Vol. 54 (March 1959).
- Modigliani, F. & Brumberg, R., Utility analysis and the consumption function, Kurihari, K. K. (ed.), *Post Keynesian Economics*, New Brunswick 1965.
- Morton, W. A., *Housing taxation*, Madison 1955.
- Muth, R., The demand for non-farm housing, Harberger, A. C. (ed.), *The demand for durable goods*, Chicago 1960.

- Nationalbokförlag för Sverige, *Medd. från konjunkturinstitutet*. serie B: 30.
- Reid, M. G., *Housing and income*, Chicago 1962.
- Ryrdorff, S., *Bostadsefterfrågan med hänsyn till hushållens inkomster och sammansättning*, IUI, Stockholm 1955.
- Sargan, J. D., The estimates of economic relationships using instrumental variables, *Econometrica*, Vol. 26 (July 1958).
- Snyder, E. M., Impact of long-term structural changes on family expenditures 1880–1950, Clark, L. H. (ed.), *Consumer behavior. Research on consumer reactions*, New York 1958.
- Suiviranta, A., *Nuorten perheiden asumistaso* (The level of housing of young families in Finland), Helsinki 1967.
- Valalannis, S., *Econometrics*, New York 1959.
- Winnick, L., Housing: Has there been a downward shift in consumer preferences, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXIX (February 1955).