



**National Library
of Sweden**

Denna bok digitaliserades på Kungl. biblioteket år 2012

STATENS OFFENTLIGA UTREDNINGAR 1940:16
JORDBRUKSDEPARTEMENTET



EFTERFRÅGAN PÅ
JORDBRUKSPRODUKTER OCH DESS
KÄNSLIGHET FÖR PRIS- OCH
INKOMSTFÖRÄNDRINGAR

EN EKONOMISK-STATISTISK STUDIE AV

FIL. DR HERMAN WOLD
DOCENT VID STOCKHOLMS HÖGSKOLA

VERKSTÄLLD PÅ UPPDRAG AV

1938 års jordbruksutredning

S T O C K H O L M

1 9 4 0

Statens offentliga utredningar 1940

Kronologisk förteckning

1. Betänkande och förslag angående reglering av församlingsindelningen i Stockholm och revision av den för huvudstaden gällande lagen om församlingsstyrelse. Av T. Wohlin. Hæggström. iv, 167 s. E.
2. Betänkande angående omorganisation av arméförvaltningens sjukvårdsstyrelse m. m. Beckman. 77 s. Fö.
3. Betänkande med förslag till åtgärder för befordrande av produktionen å enskilda skogar i vissa delar av Norrland. Marcus. 260 s. Jo.
4. Betänkande med förslag till lag om krigsskadeersättning. Norstedt. 84 s. H.
5. Promemoria med förslag till vissa åtgärder mot missbruk av tryckfriheten. Norstedt. 32 s. Ju.
6. Betänkande angående uppgörelse mellan Kungl. Maj:t och kronan samt Stockholms stad rörande vissa markfrågor m. m. i Stockholm. Beckman. 154 s. 8 pl. K.
7. Betänkande med förslag till lag med vissa bestämmelser om livförsäkring vid krig m. m. Norstedt. 83 s. H.
8. Betänkande med förslag till lag om ändrad lydelse av 8 kap. strafflagen m. m. jämte därmed sammanhängande författningar. Norstedt. 130 s. Ju.
9. Betänkande med förslag till kungörelse angående kontroll å handeln med ost samt viss lagstiftning angående korvvaror. Hæggström. 72 s. S.
10. Svensk namnbok 1940. V. Petterson. 166 s. Ju.
11. Betänkande med förslag rörande offentliga rätts-hjälpsanstalter. Hæggström. 125 s. Ju.
12. Betänkande med utredning och förslag angående inrättande av fritidsreservat för städernas och de tätbebyggda samhällenas befolkning. Beckman. 289 s. S.
13. Statistisk utredning angående förvaltningskostnader m. m. i konkurser. Norstedt. 26 s. Ju.
14. Betänkande och förslag angående förhållandet mellan arbetsuppgifter och löneställning vid statens järnvägar. Del 1. Beckman. 247 s. K.
15. Betänkande med förslag rörande skärgårdarnas behov av förbättrade kommunikationer. Del 2. Beckman. 134 s. K.
16. Efterfrågan på jordbruksprodukter och dess känslighet för pris- och inkomstförändringar. Av H. Wold. Marcus. 144 s. Jo.

Anm. Om särskild tryckort ej anges, är tryckorten Stockholm. Bokstäverna med fetstil utgöra begynnelsebokstäverna till det departement under vilket utredningen avgivits, t. ex. E. = ecklesiastikdepartementet, Jo. = jordbruksdepartementet. Enligt kungörelsen den 3 febr. 1922 ang. statens offentliga utredningars yttre anordning (nr 98) utgivas utredningarna i omslag med enhetlig färg för varje departement.

STATENS OFFENTLIGA UTREDNINGAR 1940:16

JORDBRUKSDEPARTEMENTET



EFTERFRÅGAN PÅ
JORDBRUKSPRODUKTER OCH DESS
KÄNSLIGHET FÖR PRIS- OCH
INKOMSTFÖRÄNDRINGAR

EN EKONOMISK-STATISTISK STUDIE AV

FIL. DR HERMAN WOLD
DOCENT VID STOCKHOLMS HÖGSKOLA

VERKSTÄLLD PÅ UPPDRAG AV

1938 års jordbruksutredning

STOCKHOLM 1940

ISAAC MARCUS BOKTRYCKERI-AKTIEBOLAG

407707

STATEN HÖRSTIL...
1888

EFFERTS RÅGÅN 171
JORDBRUKSPRODUKTER OCH DESS
KÄNSLIGHET FÖR PRIS OCH
INKÖMSTFÖRÄNDRINGAR

EN TEKNISKT-STATISTISK STUDIE

AV DR. MEDICIN. WILHELM
HOLM, FÖRSTAVISENDE
LÄKAREN I GÖTTINGEN
1888

WILHELM HOLM
GÖTTINGEN

Innehåll.

	Sid.
Till Herr Statsrådet och Chefen för Kungl. Jordbruksdepartementet	7
Företal	9
 I. Grundläggande begreppsbildningar i efterfrågeanalysen.	
Kap. 1. Det matematisk-funktionella betraktelsesättet.	
§ 1. Funktionell definition av elasticitetsbegreppet	12
§ 2. Ekonomisk tolkning av det funktionella elasticitetsbegreppet	13
§ 3. Elastisk och oelastisk efterfrågan	15
§ 4. Grafisk bestämning av elasticiteten	16
§ 5. En tillnärmelseformel	17
§ 6. Efterfrågefunktioner med konstant elasticitet	18
§ 7. Individ- och marknadselasticitet	21
§ 8. Efterfrågeelasticitet för varugrupper och enstaka varor	22
 Kap. 2. Det statistisk-sannolikhetsteoretiska betraktelsesättet.	
§ 9. Elasticitetsbegreppet och den ekonomiska statistiken	23
§ 10. Allmänna formler för statistisk elasticitetsberäkning	26
§ 11. Elasticitetsberäkning och spridningsdiagram	33
§ 12. Den statistiska efterfrågeanalysens begränsning	37
 II. Redovisning av de begagnade metoderna.	
Kap. 3. Allmänna principer i regressionstekniken.	
§ 13. Översikt och litteraturhänvisningar	39
§ 14. Elementära och andra regressionslinjer	40
§ 15. Regressionslinjer såsom uttryck för ekonomiska samband	43
§ 16. Regressionslinjer och observationsfel	45
§ 17. Gruppelasticiteter från regressionsteknisk synpunkt	47
§ 18. Krökt regression och rätlinig	54
§ 19. Det successiva införandet av förklarande variabler	58
§ 20. Principer för val av förklarande faktorer	60
§ 21. Sammanfattning	63
 Kap. 4. Metodfrågor vid beräkning av inkomstelasticitet.	
§ 22. Kvantitets- och utgiftselasticitet	65
§ 23. Skiktningseffekten	68
§ 24. Konsumtionsenhetsskalan och efterfrågans åldersvariation	73
§ 25. Korttids- och långtidselasticitet	83

Kap. 5. Metodfrågor vid beräkning av priselasticitet.

§ 26.	Nominella och reala priser och inkomster	85
§ 27.	Samband mellan priselasticitet och inkomstelasticitet	86
§ 28.	Trendproblemet vid beräkning av priselasticitet.....	90

III. Redovisning av den statistiska analysens resultat.**Kap. 6. Inkomstelasticitet enligt hushållsboksstatistiken.**

§ 29.	Huvudposterna i hushållsbudgeten och deras inkomstelasticitet	95
§ 30.	Inkomstelasticitet för födo- och njutningsämnen	103
§ 31.	Inkomstelasticitet för animaliska jordbruksprodukter	108
§ 32.	Litteraturhänvisningar	109

Kap. 7. Äggkonsumtionens priselasticitet.

§ 33.	Beräkningarnas primärmaterial	110
§ 34.	Beräkningarna och deras resultat	112
§ 35.	Äggefterfrågans korttids- och långtidselasticitet.....	115

Kap. 8. Priselasticiteten för smör och margarin.

§ 36.	Inledande bemärkanden	118
§ 37.	Det statistiska materialet.....	118
§ 38.	Beräkningar rörande sammanlagda konsumtionen av smör och margarin.....	119
§ 39.	Smörkonsumtionens känslighet för förändringar i smör- och margarinpriserna ..	123

Kap. 9. Mjölkkonsumtionens priselasticitet.

§ 40.	Beräkningarnas primärmaterial	128
§ 41.	Beräkningarna och deras resultat	130

Kap. 10. Priselasticiteten för kött och fläsk.

§ 42.	Det statistiska materialet.....	132
§ 43.	Priselasticiteten för nötkött och kalvkött samt fläsk	134

Kap. 11. Jämförande översikt av beräknade priselasticiteter.

§ 44.	Sammanfattning av huvudresultaten	135
§ 45.	Några jämförelser med utländska efterfrågeundersökningar	138

Förteckning över anförd litteratur.....	144
---	-----

Tabeller.

	Sid.
Tab. 1. Exempel på beräkning av priselasticitet	30
› 2. Inkomstelasticiteten för samtliga utgifter såsom medelvärde av elasticiteterna för enskilda budgetposter	51
› 3. Relativa spridningen vid lineär och logaritmiskt lineär regressionsanalys av hushållsboksstatistik åren 1913—33	58
› 4. Kvantitets- och utgiftsdata för angivna livsmedel inom 50 göteborgshushåll år 1913	66
› 5. Tysk-österrikiska och amerikanska konsumtionsenhetsskalorna	74
› 6. Inkomstelasticitet år 1913 för angivna budgetposter och hushållsgrupper	77
› 7. Inkomstelasticitet år 1913 för angivna livsmedel och familjetyper	81
› 8. Den disponerade inkomstens procentuella fördelning på angivna budgetposter enligt hushållsboksstatistiken	96
› 9. Översikt av hushållsboksstatistiken	98—99
› 10. Inkomstelasticitet för angivna budgetposter och familjetyper inom arbetar- och lägre tjänstemannahushåll åren 1913 och 1933	100—101
› 11. Inkomstelasticitet enligt tab. 10 och enligt summarisk beräkning	102
› 12. Inkomstelasticitet för angivna budgetposter och socialklasser åren 1913, 1923 och 1933	105
› 13. Inkomstelasticitet för angivna livsmedel och familjetyper inom arbetar- och lägre tjänstemannahushåll åren 1913 och 1933	106—107
› 14. Primärmaterial för beräkning av priselasticiteten för äggefterfrågan i Stockholms konsumtionsförening åren 1930—1938	111
› 15. Äggefterfrågans priselasticitet för angivna tidsperioder samt övriga resultat beträffande Stockholms konsumtionsförening	113
› 16. Försäljningsstatistik för smör och margarin angivna år i hela riket och i Stockholms konsumtionsförening	120
› 17. Priselasticiteten för sammanlagda efterfrågan på smör och margarin åren 1921—37 inom angivna marknader	121
› 18. Smörefterfrågans priselasticitet för angivna tidsperioder och marknader	126
› 19. Statistiskt material för beräkning av priselasticiteten för mjölkefterfrågan i Stockholm samt i konsumtionsföreningarna i angivna städer	129
› 20. Mjölkefterfrågans priselasticitet för angivna tidsperioder och marknader	131
› 21. Statistik för beräkning av priselasticiteten hos efterfrågan på nöt- och kalvkött samt fläsk åren 1929—38 i Stockholm och i Stockholms konsumtionsförening ..	133
› 22. Efterfrågeelasticiteter för nöt- och kalvkött samt fläsk åren 1929—38 inom angivna marknader	134

Diagram.

Fig. 1 a—b. Schematiska efterfrågekurvor, utvisande sambandet mellan a) konsumtion och inkomst, b) konsumtion och pris.....	13
> 2 a—b. Schematiska efterfrågekurvor i logaritmisk skala	17
> 3 a—b. Efterfrågekurvor med konstant elasticitet; a) positiv inkomstelasticitet, b) positiv priselasticitet	20
> 4 a—b. Efterfrågekurvorna i fig. 3 tecknade i logaritmisk skala	20
> 5. Stockholms konsumtionsförenings smörförsäljning 1925—37 per medlem och år	31
> 6. Diagram i logaritmisk skala över analysen av kvantitetskurvan i fig. 5	32
> 7. Avvikelse mellan faktisk och enligt två alternativ beräknad konsumtion; logaritmisk skala.....	33
> 8. Logaritmiskt spridningsdiagram, svarande mot fig. 5—6, med inlagda regressionslinjer.....	35
> 9 a—c. Medelvärdeskurvor samt elementära och diagonala regressionslinjer	41
> 10. Logaritmiskt spridningsdiagram, avseende inkomst och livsmedelsutgift inom 50 göteborgshushåll år 1913.....	52
> 11 a—b. Utgiften per konsumtionsenhet för livsmedel och för bostad som funktion av inkomsten per konsumtionsenhet; a) vanlig skala, b) logaritmisk skala.....	57
> 12 a—d. Grafisk illustration av skiktningseffekten	69
> 13 a—b. Elasticitetsberäkning enligt formel (104).....	73
> 14. Tysk-österrikiska och amerikanska konsumtionsenhetsskalorna samt en schematisk skala för bostäder år 1913	75
> 15 a—c. Elasticitetsberäkning med olika konsumtionsenhetsskalor.....	76
> 16. Bostadsefterfrågan år 1913 som funktion av inkomsten per konsumtionsenhet för olika familjetyper; logaritmisk skala	80
> 17. Schematisk illustration av trendanalys	91
> 18 a—b. Logaritmiska spridningsdiagram, avseende äggförsäljningen i Stockholms konsumtionsförening åren 1930—1938	116

Till Herr Statsrådet och Chefen för Kungl. Jordbruksdepartementet.

1938 års jordbruksutredning får härmed vördsamt överlämna en på dess uppdrag av fil. doktor HERMAN WOLD verkställd undersökning rörande efterfrågan på jordbruksprodukter och dess känslighet för pris- och inkomstförändringar.
Stockholm den 1 juli 1940.

På 1938 års jordbruksutrednings vägnar:

CARL MANNERFELT.

Olof Söderström.

The first of these is the...

It is not possible to...

...

...

...

Företal.

Om man höjer priset på smör med 10 %, hur kommer efterfrågan att reagera? Kommer smörkonsumtionen att minska med 10 %, med 5 %, med 0 %? Och om inkomstnivån stiger med 10 %, hur mycket kommer då smörkonsumtionen att ökas?

Den ekonomisk-statistiska efterfrågeanalysen har till huvuduppgift att utreda frågor av detta slag, frågor, som ständigt äro av betydelse för prispolitiken. Analysens grundtanke är att studera konsumtionens faktiska storlek vid olika pris- och inkomstlägen, närmare bestämt i syfte att spåra upp regelbundenheter i det statistiska materialet, vilka kunna tolkas såsom ett samband mellan å ena sidan priset och inkomsten, å andra sidan konsumtionen. Det gäller med andra ord att medelst ett sådant samband giva en korrekt sammanfattning av de väsentliga dragen i de registrerade faktiska förhållandena. Med ledning av det erhållna sambandet kan man sedan uppskattningsvis beräkna, hur konsumtionen reagerar vid en tilltänkt pris- eller inkomståndring.

Efterfrågeanalysens primärmaterial består av dels löpande marknadsstatistik, dels hushållsboksstatistik. I bägge fallen kan uppgiften att ur materialet härleda ett samband av antytt slag lösas med hjälp av statistisk regressionsteknik. Detta är den metod, som allmänt begagnas och som även använts vid föreliggande undersökning. Resultatet av en sådan analys kan uttryckas med de s. k. regressionskoefficienterna, vilka vid denna ekonomiska tillämpning benämnas elasticiteter. Elasticitetens talvärde anger graden av konsumtionens känslighet för pris- eller inkomstförändringar. En priselasticitet på 0.4 betyder sålunda, att en prishöjning med 10 % medför en minskning av konsumtionen med c:a 4 %.

På vissa punkter kan regressionstekniken utformas på olika sätt. I några fall leda de alternativa metoderna till väsentligt olika resultat. Det är därför av största vikt att välja det förfarande, som närmast motsvarar den föreliggande problemställningen. För övrigt märkes, att elasticitetsanalysen i litteraturen ofta utbygges med ekonomisk-teoretiska begreppsbildningar; bl. a. kan den på så sätt anknytas dels till gränssnytteteorin, dels till teorin för indifferenskurvor.

Föreliggande undersökning synes vara den första mera omfattande elasticitetsberäkning, som utförts på grundval av svensk statistik. Veterligen har ej heller någon detaljerad framställning av efterfrågeanalysen och dess metoder tidigare givits på svenskt språk. Med hänsyn härtill har det ansetts angeläget att en tämligen utförlig redogörelse för undersökningen utarbetades.

Redogörelsen omfattar 3 avsnitt. Det första är av inledande karaktär och anger grundbegreppen i efterfrågeanalysen, varvid funktionella och statistiska definitioner hållas noga isär. Andra avsnittet redovisar de vid undersökningen begagnade

metoderna. Framställningen utformas här under strängt fasthållande vid det regressionstekniska betraktelsesättet. En konsekvens härav är, att analysen motsvarar en generellare uppläggning av den ekonomiska prisbildningsteorin än den vanliga. Situationen kan i korthet beskrivas på följande sätt.

När man i ekonomisk teori förutsätter, att *efterfrågan* är en viss funktion av pris, inkomst och ett antal andra faktorer, följer härav nödvändigtvis, att *samma* relation kan användas för att beräkna *priset* vid varje konstellation av efterfrågan, inkomsten och de övriga faktorerna. Statistiskt sett är emellertid denna omvändbarhet onaturlig. Tvärtom visar erfarenheten, att man i allmänhet erhåller två skilda relationer, om ena gången efterfrågan, andra gången priset betraktas som beroende variabel. Det för regressionstekniken karakteristiska är just, att variablernas samband icke förutsätts vara entydigt omvändbara. I själva verket synes en sådan förutsättning ej heller vara nödvändig för den ekonomiska teorin; i prisbildningsteorin betraktas ju priset som regulator för balansen mellan tillgång och efterfrågan, statistiskt sett således som en oberoende variabel, och produktionsliksom konsumtionsvolymens reaktioner vid prisförändringar kunna mycket väl antagas vara av statistisk, icke omvändbar natur. Det är i första hand COURNOT-WALRAS' prisbildningsteori, som ägnar sig för en generalisering genom det regressionsanalytiska betraktelsesättet, d. v. s. genom antagande av statistiska i stället för funktionella samband samt genom införande av de efterfrågade och utbudna kvantiteterna som beroende och priserna som oberoende variabler.

Behandlingen av metodfrågorna har koncentrerats till de två första avsnitten för att möjliggöra en kortfattad och överskådlig redovisning av beräkningarnas resultat. Särskild uppmärksamhet ägnas åt de metodproblem, till vilka man i litteraturen kan finna alternativa lösningar. I några avseenden har analysen kunnat föras vidare — delvis tack vare det förutnämnda regressionstekniska betraktelsesättet — något som möjliggjort en skärpning av metoderna. Detta gäller främst § 7—8, 17, 20, 23—24 och 27—28. Det har icke kunnat undvikas att i vissa partier av metodanalysen begagna matematiska hjälpmedel. De formella utvecklingarna beledsagas emellertid av förklarande text, exempel och diagram. Den, som önskar taga del av undersökningens resultat utan att närmare sätta sig in i den begagnade tekniken, hänvisas till den framställning av efterfrågeanalysens grundprinciper, som lämnas i § 2—4, 9, 12—15 och 21.¹

Undersökningens huvuduppgift har varit att bestämma pris- och inkomstelasticiteten för de animaliska jordbruksprodukterna, således mjölk, smör, ost, ägg samt kött och fläsk. Resultaten angivas i tredje avsnittet, vilket inledes med en översikt av den allmänna efterfrågestrukturen. Samtliga beräkningar redovisas utförligt, så att läsaren kan i detalj följa och verifiera de olika faserna av analysen. Beräkningarna grunda sig på ett synnerligen omfattande och tillförlitligt material. Särskilt må framhållas den officiella hushållsboksstatistiken från åren 1913, 1923 och 1933 samt den marknadsstatistik, som Kooperativa Förbundet ställt till undersökningens förfogande.

Inom 1938 års jordbruksutredning ha fil. lic. M. BONOW och byråchef C. R.

¹ En i populär form hållen översikt av undersökningen kommer att inflyta i en av jordbruksutredningens senare publikationer.

YTTERBORN samt sekreteraren, hovrättsassessor O. SÖDERSTRÖM förmedlat anskaffningen av den vid undersökningen bearbetade marknadsstatistiken. Med prof. R. FRISCH, Oslo, Dr. T. KOOPMANS, Genève, och Dr. P. DE WOLFF, Haag, har jag haft överläggningar rörande metoder för elasticitetsberäkning. Dr. DE WOLFF har dessutom genomläst § 1—17 i manuskript. För utförande av de numeriska kalkylerna har jag haft hjälp av fil. stud. L. JURÉEN, som också granskat formler och tabeller, samt under ett halvt års tid även av fil. kand. S. CRONVALL. Till alla här nämnda står jag i tacksamhetsskuld jämväl för kritik och stimulerande tankeutbyte.

Stockholm i oktober 1939.

Herman Wold.

I. Grundläggande begreppsbildningar i efterfråge- analysen.

Kap. 1. Det matematisk-funktionella betraktelsesättet.

§ 1. Funktionell definition av elasticitetsbegreppet.

Låt $k = k(x)$ vara en funktion av variabeln x , och $dk/dx = k' = k'(x)$ dess derivata. *Elasticiteten hos k med avseende på x* definieras genom uttrycket

$$(1) \quad \pm \frac{x}{k} \cdot \frac{dk}{dx}.$$

När vi i detta uttryck begagna positivt tecken, skall för elasticiteten användas beteckningen $E(x)$, i motsatt fall skriva vi $e(x)$, således

$$(2) \quad E(x) = \frac{x}{k} \cdot \frac{dk}{dx}$$

$$(3) \quad e(x) = -\frac{x}{k} \cdot \frac{dk}{dx}.$$

På liknande sätt definieras elasticiteten hos en funktion $k = k(x, y, z, \dots, v)$ av flera variabler x, y, z, \dots, v . Betecknar $\partial k / \partial x = k'_x = k'_x(x, y, z, \dots, v)$ den partiella derivatan av k med avseende på x , anger uttrycket

$$(4) \quad \pm \frac{x}{k} \cdot \frac{\partial k}{\partial x}$$

elasticiteten hos k med avseende på x . I analogi med formlerna (2) och (3) skriva vi

$$(5) \quad E(x; y, z, \dots, v) = \frac{x}{k} \cdot k'_x = \frac{x}{k} \cdot \frac{\partial k}{\partial x}$$

$$(6) \quad e(x; y, z, \dots, v) = -\frac{x}{k} \cdot k'_x = -\frac{x}{k} \cdot \frac{\partial k}{\partial x}.$$

På motsvarande sätt definieras elasticiteten hos k med avseende på vilken som helst av de övriga variablerna y, z, \dots, v .

När vi behöva skilja mellan definitionerna (1) och (4) skola vi i det senare fallet använda benämningen *partiell elasticitet*.

§ 2. Ekonomisk tolkning av det funktionella elasticitetsbegreppet.

För att exemplifiera formel (2) skola vi med x beteckna årsinkomsten hos en bestämd person och antaga, att vi för varje x -värde känna hans efterfrågan av en viss vara. Vi uttrycka denna efterfrågan genom den kvantitet av varan, som personen konsumerar per år, när hans årsinkomst är x kronor. Låt $k(x)$ beteckna denna kvantitet.

Vi teckna den kurva (se fig. 1 a), som beskriver sambandet mellan personens inkomst och hans konsumtion av varan i fråga; för varje punkt (x, k) på denna kurva

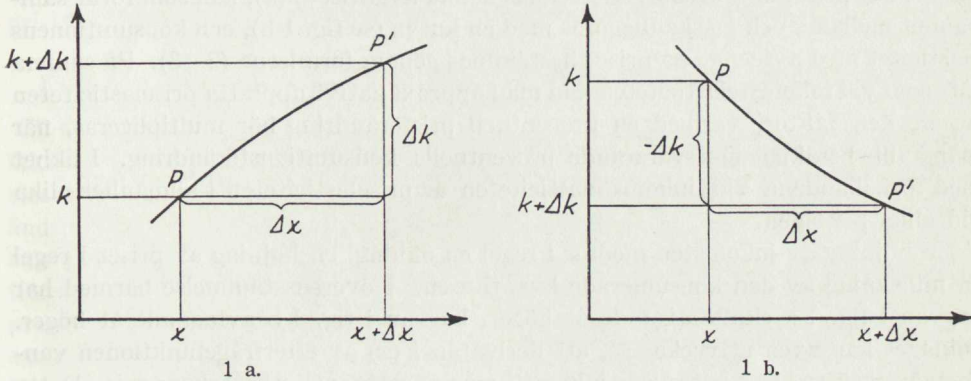


Fig. 1. Schematiska efterfrågekurvor, utvisande sambandet mellan
a) konsumtion och inkomst, b) konsumtion och pris.

anger således ordinatan $k = k(x)$ den konsumtion, som svarar mot den inkomst, som anges av abscissan x . Vi införa beteckningen

$$(7) \quad \Delta k = k(x + \Delta x) - k(x);$$

om personens inkomst ökas från x till $x + \Delta x$, växer alltså hans konsumtion från k till $k + \Delta k$.

Kurvans lutning mellan två punkter $P = (x, k)$ och $P' = (x + \Delta x, k + \Delta k)$ anges av kvoten $\Delta k / \Delta x$. Derivatans $k'(x)$ utgör gränsvärdet för denna kvot, när punkten $(x + \Delta x, k + \Delta k)$ glider längs kurvan inemot punkten (x, k) ; derivatan $k'(x)$ kan också uppfattas som lutningen av kurvans tangent i punkten (x, k) .

När inkomsten ökas från x till $x + \Delta x$, anges den *relativa* inkomstökningen av kvoten $\Delta x / x$. Motsvarande relativa konsumtionsökning är $\Delta k / k$. Konsumtionens elasticitet med avseende på inkomsten sammanhänger på enkelt sätt med nyssnämnda kvoter. Förhållandet mellan relativa konsumtions- och inkomstökningen är nämligen

$$\frac{\Delta k}{k} : \frac{\Delta x}{x} = \frac{x}{k} \cdot \frac{\Delta k}{\Delta x}$$

och när Δx tenderar mot noll, närmar sig detta förhållande mot den genom formel (2) definierade elasticiteten. Med andra ord, om inkomstförändringen och motsvarande konsumtionsförändring uttryckas i procenttal, är inkomstelasticiteten tillnärmelsevis lika med förhållandet mellan den procentuella konsumtionsför-

ändringen och den procentuella inkomstförändringen. En noggrannare approximation anges i § 5.

Lutningsförhållandena kunna givetvis vara olika inom olika delar av efterfrågekurvan. Härav följer att elasticiteten icke behöver vara densamma vid alla inkomstlägen. I överensstämmelse härmed betecknas elasticiteten såsom en funktion av inkomsten x .

Låt nu x i stället ange den betraktade varans pris i kronor per varuenhet, och antag, att vi för varje x -värde känna den kvantitet, som personen konsumerar per år, när priset är x kronor. Betecknas denna kvantitet $k(x)$, kan som förut sambandet mellan x och k åskådliggöras med en kurva (se fig. 1 b), och konsumtionens elasticitet med avseende på priset bestämmas genom formlerna (2—3). På samma sätt som vid inkomstelasticiteten kan man approximativt uppfatta priselasticiteten såsom den faktor, varmed en procentuell prisförändring bör multipliceras, när man vill beräkna motsvarande procentuella konsumtionsförändring. I likhet med förhållandena vid inkomstelasticiteten är priselasticiteten i allmänhet olika vid olika prislägen.

En höjning av inkomsten medför i regel en ökning, en höjning av priset i regel en minskning av den konsumerade kvantiteten. I överensstämmelse härmed har kurvan i fig. 1 a ritats stigande åt höger, kurvan i fig. 1 b avtagande åt höger. Sakläget kan även uttryckas så, att derivatan $k'(x)$ av efterfrågefunktionen vanligen är positiv, när x betecknar inkomst, men negativ, när x betecknar pris. Detta medför tydligen, att vi kunna undvika negativa elasticiteter genom att begagna formel (2) för definition av inkomstelasticitet och formel (3) för definition av priselasticitet. Samma gäller beträffande formlerna (5) och (6) samt alla följande elasticitetsformler. Vi skola i fortsättningen konsekvent utnyttja denna formella fördel och anteckna därför följande norm.

Elasticitet med avseende på inkomst (kortare: inkomstelasticitet) skall betecknas med E och definieras genom formler av typen (2) och (5). Elasticitet med avseende på pris (kortare: priselasticitet) skall betecknas med e och definieras genom formler av typen (3) och (6).

Hittills ha vi utan vidare förutsatt, att efterfrågan bestämmas av blott en enda faktor, nämligen antingen inkomst eller pris. Ett sådant antagande är givetvis orealistiskt. Efterfrågan måste antagas bero på både pris och inkomst, och icke nog därmed. Även priset på övriga varor och dessutom en rad andra omständigheter inverka på efterfrågan. Införandet av flera variabler i efterfrågefunktionen leder till elasticitetsdefinitionerna (5) och (6), till vilka vi nu övergå.

Som förut betrakta vi en bestämd persons efterfrågan av en viss vara, säg smör, och beteckna hans årliga smörkonsumtion med k . Vi antaga, att k är en funktion av tre variabler, $k = k(i, p_s, p_m)$, nämligen årsinkomsten i , smörpriset p_s och margarinpriset p_m .

Till en början låta vi smörpriset och margarinpriset vara oförändrade. Det vid dessa priser rådande sambandet mellan inkomst och konsumtion kan som förut åskådliggöras med en efterfrågekurva, och på samma sätt som förut är inkomstelasticiteten bestämd av denna kurvas lutning. Efterfrågekurvens utseende, och

därmed inkomstelasticiteten, betingas av de rådande smör- och margarinprisen. Om prisen förskjutas, är det alltså intet som hindrar att inkomstelasticiteten ändras. I överensstämmelse med formel (5) betecknas den vid smörpriset p_s och margarinpriset p_m rådande inkomstelasticiteten med $E(i; p_s, p_m)$.

På motsvarande sätt definieras efterfrågans elasticitet med avseende på smörpriset. I detta fall låta vi således inkomsten och margarinpriset vara fixerade och betrakta efterfrågans förändring, när smörpriset tänkes variera. Analogt med det föregående betecknar exempelvis $e(p_s; i, p_m)$ smörkonsumtionens elasticitet med avseende på smörpriset under förutsättning att inkomsten är i och margarinpriset p_m .

§ 3. Elastisk och oelastisk efterfrågan.

För att beskriva efterfrågans beroende av inkomst, pris eller någon annan faktor ha vi infört begreppet efterfrågefunktion samt genom formel (4) begreppet elasticitetsfunktion. När det gäller att studera efterfrågans känslighet för förändringar i pris, inkomst och övriga variabler, behöver man använda blott den ena av dessa funktioner. När man i regel föredrar att begagna elasticitetsfunktionen, sker detta emedan den, som vi sett, definieras med hjälp av relativa, såg procentuella, variationer och således är oberoende av måttenheterna. Om man exempelvis mäter konsumtionen per vecka i stället för per år, eller i ton i stället för kilo, samt anger inkomsten per månad i stället för år, blir alltså elasticitetsfunktionen oförändrad, vilket givetvis icke är fallet med efterfrågefunktionen. Det matematiska uttrycket för denna grundläggande egenskap hos elasticitetsfunktionen är, att substitutionen $x = c\xi$; $k = C\kappa$, där c och C äro godtyckliga konstanter, icke förändrar den genom (1) eller (4) definierade elasticiteten.

Efterfrågan säges vara *normalelastisk*, *överelastisk* eller *underelastisk* (oelastisk), om dess elasticitet är respektive lika med, större än eller mindre än 1.

Om efterfrågan av en vara är normalelastisk med avseende på inkomsten, är detta liktydigt med att en förändring av inkomsten medför proportionsvis samma förändring av konsumtionen. Är efterfrågan överelastisk, förändras konsumtionen av varan i raskare takt än inkomsten; en sådan vara är tydligen förhållandevis lyxbetonad, enär efterfrågan därav gör sig starkare gällande vid en högre inkomst. Är efterfrågan däremot underelastisk, innebär detta att en relativt mindre del av en inkomstökning tages i anspråk för varan i fråga; en sådan vara kan betraktas mera som en nödvändighetsvara, eftersom behovet därav är jämförelsevis mättat redan vid en lägre inkomst. Är elasticiteten lika med noll, är efterfrågan mättad, och en inkomstökning har ingen inverkan på konsumtionen. Som vi senare skola se exempel på, innebär en så oelastisk efterfrågan icke endast en teoretisk möjlighet. I själva verket förekommer till och med negativ inkomstelasticitet, nämligen vid sådana förnödenheter som skummjolk, margarin etc., vilka i högre inkomstlägen utbytas mot mer fullvärdiga varor.

Vid definitionen av priselasticiteten ha vi betecknat priset med x och konsumtionen med k . Om utgiften för den betraktade varan betecknas med $u = u(x)$, är således

$$u(x) = x \cdot k(x).$$

Derivatan av $u(x)$ kan omformas med hjälp av priselasticiteten $e = e(x)$, och man finner lätt

$$(8) \quad u'(x) = k(x) + x \cdot k'(x) = (1 - e) \cdot k(x).$$

Om efterfrågan är normalelastisk med avseende på priset, är $e(x) = 1$ och följaktligen $u'(x) = 0$. I detta fall råder balans mellan prispöskjutning och konsumtionsförändring, så att totalutgiften för varan är lika stor vid olika prislägen. Är efterfrågan underelastisk, d. v. s. $e(x)$ mindre än 1, innebär detta, att en prispöskjutning har relativt liten inverkan på konsumtionen; formel (8) visar, att en prispöskjutning i så fall medför en ökad totalutgift för varan, en prissänkning däremot en minskad totalutgift. Om $e(x)$ är lika med noll, är efterfrågan fullkomligt stel, och en prispöskjutning har ingen inverkan på konsumtionen; med andra ord, totalutgiften för varan förändras i samma proportion som priset. I fall av överelastisk efterfrågan, d. v. s. när $e(x)$ är större än 1, är efterfrågan så känslig för prispöskjutningar, att konsumentens totalutgift för varan ökas vid en prissänkning och minskas vid en prispöskjutning.

Vi ha sett, att ju större priselasticiteten är för en vara, desto starkare beskåres konsumtionen därav vid en prispöskjutning. På samma sätt som vid inkomstelasticiteten kan alltså en vara betraktas som allt mer lyxbetonad, ju större dess priselasticitet är.

§ 4. Grafisk bestämning av elasticiteten.

Formlerna (2—3) visa, att elasticiteten bestämmas av efterfrågekurvans lutning. Tack vare relationen

$$(9) \quad E(x) = -e(x) = \frac{x}{k} \cdot \frac{dk}{dx} = \frac{d \log k}{d \log x}$$

som är en direkt följd av (2—3), blir den grafiska bestämningen av elasticiteten $E(x) = -e(x)$ synnerligen enkel, om efterfrågekurvan ritas i logaritmisk skala:

Elasticiteten är lika med vinkelkoefficienten för tangenten till den i logaritmisk skala ritade efterfrågekurvan.

Vi betrakta nu efterfrågekurvan (x, k) i intervallet mellan två inkomst- eller prislägen, säg x_0 och x_1 , och skriva för korthets skull $k_0 = k(x_0)$, $k_1 = k(x_1)$. Med L betecknas den räta linje, som förenar punkterna $(\log x_0, \log k_0)$ och $(\log x_1, \log k_1)$ på den i logaritmisk skala tecknade efterfrågekurvan (se fig. 2 a—b, där L representeras av de streckade linjerna).

Linjen L kan uppfattas som en efterfrågekurva. Denna har konstant elasticitet, säg $E = -e$, och utan svårighet finner man för $E = -e$ uttrycket

$$(10) \quad E = -e = \frac{\log k_1 - \log k_0}{\log x_1 - \log x_0} = \frac{\log k_1/k_0}{\log x_1/x_0}.$$

Om efterfrågan är känd endast i de betraktade punkterna (x_0, k_0) och (x_1, k_1) , brukar man som ungefärligt värde för elasticitetsfunktionen $E(x)$ i intervallet (x_0, x_1) begagna den genom (10) givna konstanten E . Som stöd för detta beräkningssätt kan man anföra formeln

$$E = -e = \frac{\log k_1/k_0}{\log x_1/x_0} = \frac{1}{\log x_1 - \log x_0} \cdot \int_{x_0}^{x_1} E(x) \cdot d \log x$$

som visar, att $E = -e$ utgör ett medelvärde av elasticitetsfunktionen $E(x) = -e(x)$ i det betraktade intervallet.

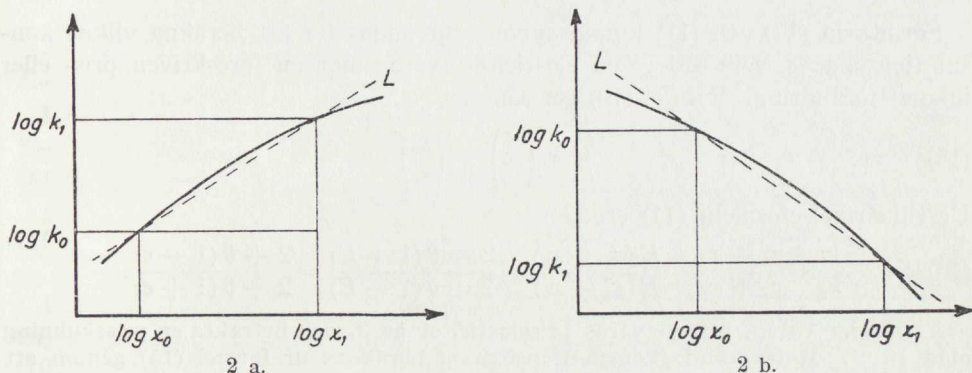


Fig. 2. Schematiska efterfrågekurvor i logaritmisk skala.

§ 5. En tillnärmelseformel.

Vi skola i denna paragraf erinra om en enkel approximation av uttrycket (10), nämligen

$$(11) \quad E = \frac{\log k_1 - \log k_0}{\log x_1 - \log x_0} = \frac{\log k_1/k_0}{\log x_1/x_0} \approx \frac{(k_1 - k_0)(x_1 + x_0)}{(k_1 + k_0)(x_1 - x_0)} = \frac{\delta \cdot (1 + \frac{1}{2}\theta)}{\theta \cdot (1 + \frac{1}{2}\delta)}$$

där vi använt beteckningarna

$$(12) \quad \theta = \frac{x_1 - x_0}{x_0}; \quad \delta = \frac{k_1 - k_0}{k_0}.$$

Approximationen (11) kan med fördel begagnas, så snart $-\frac{1}{2} < \theta < \frac{1}{2}$ och $-\frac{1}{2} < \delta < \frac{1}{2}$. Bortses från termer av lägre storleksordning, uppgår felet till

$$(13) \quad \frac{E}{12} (\delta^2 - \theta^2).$$

Riktigheten av denna uppskattning kan lätt påvisas med hjälp av serieutvecklingarna

$$(14) \quad \left\{ \begin{array}{l} \log \text{nat } x_1/x_0 = \log \text{nat } (1 + \theta) = \theta - \frac{\theta^2}{2} + \frac{\theta^3}{3} - \frac{\theta^4}{4} + \dots \\ 2 \cdot \frac{x_1 - x_0}{x_1 + x_0} = \frac{\theta}{1 + \frac{1}{2}\theta} = \theta - \frac{\theta^2}{2} + \frac{\theta^3}{4} - \frac{\theta^4}{8} + \dots \end{array} \right.$$

och motsvarande δ -serier.

Exempel. Antag att konsumtionen av en vara stiger med 30 %, när inkomsten ökas med 10 %. Uttrycket (10) ger i detta fall elasticiteten

$$E = \frac{\log 1.3}{\log 1.1} = 2.753$$

medan approximationsformeln (11) ger

$$E \approx \frac{0.3}{2.3} \cdot \frac{2.1}{0.1} = 2.739$$

Avvikelsen är endast 0.014; d. v. s. $\frac{1}{2}$ % av E . Uppskattningen (13) antager för $\delta = 0.3$; $\theta = 0.1$ värdet 0.018, d. v. s. $\frac{2}{3}$ % av E .

Formlerna (10) och (11) kunna omvänt användas för att beräkna vilken konsumtionsökning, som vid given elasticitet svarar mot en föreskriven pris- eller inkomstförändring. Formel (10) ger sålunda

$$(15) \quad \frac{k_1}{k_0} = \left(\frac{x_1}{x_0}\right)^E = \left(\frac{x_0}{x_1}\right)^e$$

Ur tillnärmelseformeln (11) erhålles

$$(16) \quad \frac{k_1}{k_0} \approx \frac{x_0 + x_1 + E(x_1 - x_0)}{x_0 + x_1 - E(x_1 - x_0)} = \frac{2 + \theta(1 + E)}{2 + \theta(1 - E)} = \frac{2 + \theta(1 - e)}{2 + \theta(1 + e)}$$

Exempel. Antag, att en varas priselasticitet är 3, och betrakta en prissänkning med 10 %. Motsvarande konsumtionsökning beräknas ur formel (15) genom att införa $e = 3$ och $x_1/x_0 = 0.9$. Vi erhålla

$$k_1/k_0 = 1/(0.9)^3 = 1.372;$$

ökningen är alltså 37.2 %. Tillnärmelseformeln (16) ger praktiskt taget samma resultat, i det värdena $\theta = -0.1$ och $e = -E = 3$ ge

$$k_1/k_0 \approx 2.2/1.6 = 1.375$$

d. v. s. en ökning med 37.5 %.

Ovan angivna approximationer äga även tillämpning på efterfrågefunktioner av flera variabler (jfr § 1). Sålunda kan den sammansatta effekten av förändringar i flera variabler beräknas som matematiska produkten av de uttryck av typen (16), som hänföra sig till förändringarna i respektive enskilda variabler.

§ 6. Efterfrågefunktioner med konstant elasticitet.

Genom formel (2) är elasticitetsfunktionen $E(x) = -e(x)$ definierad med hjälp av efterfrågefunktionen $k(x)$. Omvänt utgör (2) en differentialekvation för bestämning av efterfrågefunktionen med hjälp av elasticitetsfunktionen. Den allmänna lösningen till ekvationen (2) kan skrivas

$$k(x) = C \cdot \exp \int_a^x \frac{E(z)}{z} dz = C \cdot \exp \left(- \int_a^x \frac{e(z)}{z} dz \right),$$

där C och a äro godtyckliga tal. Denna formel visar, att elasticitetsfunktionen bestämmer efterfrågefunktionen så när som på en obestämd faktor. Om man för något x -värde, säg x_0 , känner efterfrågan $k(x_0)$, är lösningen fullständigt bestämd genom formeln

$$(17) \quad k(x) = k(x_0) \cdot \exp \int_{x_0}^x \frac{E(z)}{z} dz = k(x_0) \cdot \exp \left(- \int_{x_0}^x \frac{e(z)}{z} dz \right).$$

Vi skola nu begagna formel (17) för bestämning av de efterfrågekurvor, som ha konstant elasticitet, säg $E = -e$. Införes $E(z) = -e(z) = E$ i formel (17), kan integrationen lätt utföras, och man finner

$$(18) \quad k(x) = k(x_0) \cdot \left(\frac{x}{x_0}\right)^E = k(x_0) \cdot \left(\frac{x_0}{x}\right)^e.$$

Vi anteckna följande enkla egenskaper hos efterfrågekurvor med konstant elasticitet:

Genom varje punkt ($x_0 > 0, k_0 > 0$) passerar en och endast en efterfrågekurva, vars elasticitet är konstant och lika med ett föreskrivet värde $E = -e$. Enligt formel (18) lyder denna kurvas ekvation

$$(19) \quad k(x) = k_0 \cdot \left(\frac{x}{x_0}\right)^E = k_0 \cdot \left(\frac{x_0}{x}\right)^e.$$

Genom varje punktpar ($x_0 > 0, k_0 > 0$), ($x_1 > 0, k_1 > 0$) passerar en och endast en efterfrågekurva med konstant elasticitet. Denna elasticitet anges av formel (10).

Mellan logaritmerna för koordinaterna (x, k) hos en efterfrågekurva med konstant elasticitet $E = -e$ råder ett lineärt samband,

$$(20) \quad \log k = E \cdot \log x + \log k_0 - E \cdot \log x_0 = -e \cdot \log x + \log k_0 + e \cdot \log x_0.$$

Illustration. Fig. 3 visar aderton efterfrågekurvor med konstant elasticitet. Ekvationerna för dessa kurvor erhållas genom att i formel (19) sätta $x_0 = 1$ samt $k_0 = 2; 1$ och $1/2$ för kurvorna genom punkterna $p; q$ och r respektive. Elasticiteten är $E = -e = 1; E = -e = 2$ och $E = -e = 1/2$ respektive för de heldragna, streckade och prickade linjerna.

I enlighet med formel (20) visar fig. 4, att efterfrågekurvorna i fig. 3 övergå i räta linjer, när de ritas i logaritmisk skala. Av formlerna (9) och (20) framgår vidare, att elasticiteten hos en efterfrågekurva av typ (18) kan avläsas direkt, om kurvan ritas i logaritmisk skala: Elasticiteten $E = -e$ är helt enkelt lika med tangenten för vinkeln mellan $\log x$ -axeln och den räta linje, som utgör efterfrågekurvan.

Vi avsluta denna paragraf med den allmänna formeln för en efterfrågefunktion i h variabler så beskaffad, att den enligt formel (4) definierade elasticiteten är konstant för var och en av de h variablerna. Betecknas variablerna x_1, x_2, \dots, x_h , lyder formeln

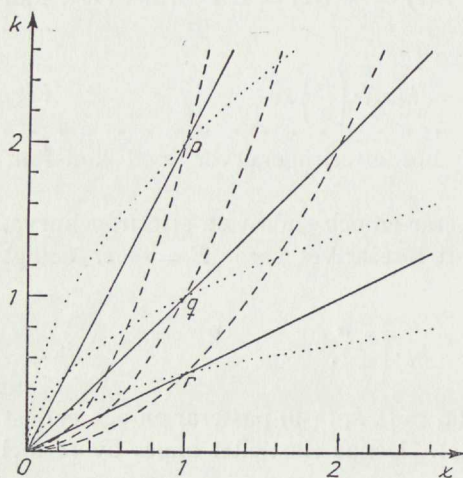
$$k(x_1, x_2, \dots, x_h) = k_0 \cdot x_1^{E_1} \cdot x_2^{E_2} \cdot \dots \cdot x_h^{E_h} \cdot f(x_1, x_2, \dots, x_h)$$

där $k_0, E_1, E_2, \dots, E_h$ äro godtyckliga konstanter, och funktionen f är given genom uttrycket

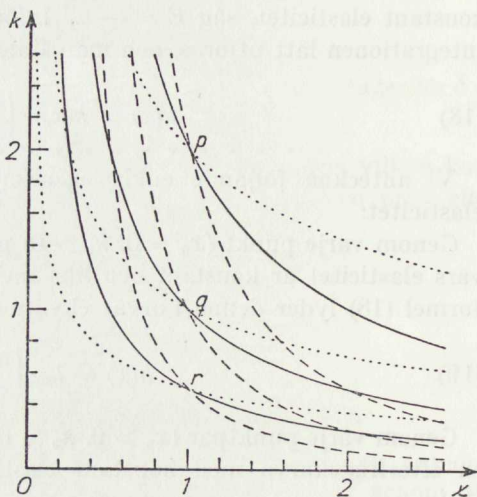
$$f = \exp(E_{12} \log x_1 \cdot \log x_2 + E_{13} \log x_1 \cdot \log x_3 + \dots + E_{h-1, h} \log x_{h-1} \cdot \log x_h + \\ + E_{123} \log x_1 \cdot \log x_2 \cdot \log x_3 + E_{124} \log x_1 \cdot \log x_2 \cdot \log x_4 + \dots + \\ + \dots + E_{12 \dots h} \log x_1 \cdot \log x_2 \dots \log x_h)$$

där $E_{12}, E_{13}, \dots, E_{12 \dots h}$ äro godtyckliga konstanter.

När de i funktionen f uppträdande koefficienterna E alla äro noll, är $f = 1$ och

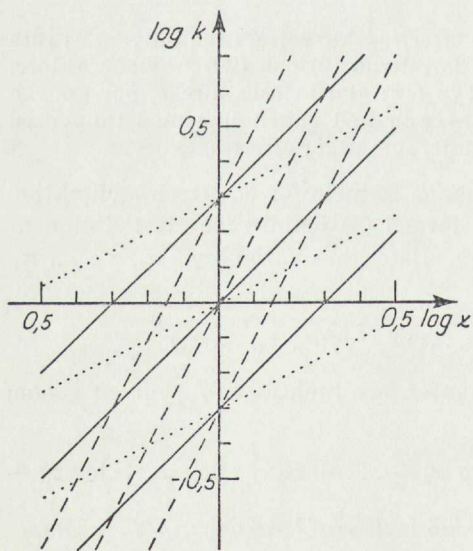


3 a.

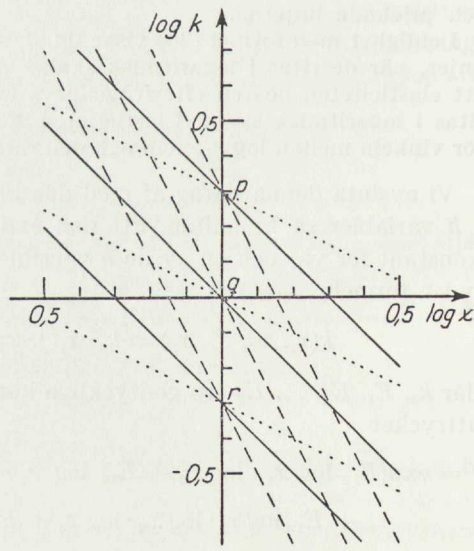


3 b.

Fig. 3. Efterfrågekurvor med konstant elasticitet;
a) positiv inkomstelasticitet, b) positiv priselasticitet.



4 a.



4 b.

Fig. 4. Efterfrågekurvorna i fig. 3 tecknade i logaritmisk skala.

$$(21) \quad k(x_1, x_2, \dots, x_h) = k_0 \cdot x_1^{E_1} \cdot x_2^{E_2} \cdot \dots \cdot x_h^{E_h} = \frac{k_0}{x_1^{e_1} \cdot x_2^{e_2} \cdot \dots \cdot x_h^{e_h}}.$$

I detta fall är för var och en av variablerna den partiella elasticiteten icke blott konstant utan även oberoende av de övriga variablerna.

§ 7. Individ- och marknadselasticitet.

Vid den ekonomiska tolkningen av elasticitetsbegreppet ha vi hittills betraktat efterfrågan hos en enskild individ och efterfrågan av en enstaka vara. Det är emellertid självklart, att man på samma sätt kan definiera efterfrågeelasticiteten genom att betrakta den totala konsumtionen inom en viss marknad eller den sammanlagda konsumtionen av vissa bestämda varuslag. I de avslutande paragraferna av detta kapitel skola vi närmare betrakta dylika kollektiva elasticiteter, framför allt studera deras samband med efterfrågeelasticiteten för enskilda individer och varuslag.

Låt p beteckna priset på en viss vara, och låt $k(p)$ ange den kvantitet av varan, som inom en viss marknad konsumeras, när varans pris är p . Antag vidare, att marknaden består av h personer med efterfrågefunktionerna $k_1(p)$, $k_2(p)$, . . . , $k_h(p)$ respektive. Enligt angivna förutsättningar är

$$(22) \quad k(p) = k_1(p) + k_2(p) + \dots + k_h(p).$$

Med $e(p)$ betecknas varans enligt (3) definierade marknadselasticitet med avseende på priset, och med $e_1(p)$, $e_2(p)$, . . . , $e_h(p)$ de individuella elasticitetsfunktionerna. Deriveras relationen (22), och uttryckes varje efterfrågefunktions derivata med hjälp av motsvarande elasticitetsfunktion, erhålles följande samband mellan elasticitetsfunktionerna:

$$(23) \quad e(p) = -\frac{p}{k} \cdot k'(p) = \frac{k_1(p) \cdot e_1(p) + k_2(p) \cdot e_2(p) + \dots + k_h(p) \cdot e_h(p)}{k_1(p) + k_2(p) + \dots + k_h(p)}.$$

eller i ord uttryckt:

En varas priselasticitet inom en marknad är ett vägt medelvärde av de individuella priselasticiteterna; medelvärdets vikter angivas av de konsumerade kvantiteterna.

En omedelbar följd härav är, att om samtliga individer ha samma elasticitetsfunktion, gäller denna även för marknaden i dess helhet.

Sambandet mellan kollektiva och individuella priselasticiteter antager den enkla formen (23) tack vare den omständigheten, att en prisförändring av den betraktade varan antages gälla även hela marknaden. Vid inkomstelasticiteten, som vi nu övergå till, blir saken mer komplicerad, i det icke blott de individuella inkomstelasticiteterna utan även de individuella inkomstförändringarna i allmänhet äro inbördes olika.

Antag, att en marknad består av h personer med inkomsterna i_1 , . . . , i_h respektive, samt att $k_1(i_1)$, . . . , $k_h(i_h)$ äro de kvantiteter som av respektive personer konsumeras av en viss vara. Vi beteckna med $E_1(i_1)$, . . . , $E_h(i_h)$ varans inkomstelasticitet hos respektive personer och låta i representera marknadens totalinkomst, $k(i)$ varans efterfråge- och $E(i)$ dess elasticitetsfunktion inom marknaden.

Vi anteckna relationerna

$$(24) \quad \begin{cases} i = i_1 + i_2 + \dots + i_h \\ k(i) = k_1(i_1) + k_2(i_2) + \dots + k_h(i_h) \end{cases}$$

$$(25) \quad \frac{dk}{di} = \frac{dk_1}{di_1} \cdot \frac{di_1}{di} + \frac{dk_2}{di_2} \cdot \frac{di_2}{di} + \dots + \frac{dk_h}{di_h} \cdot \frac{di_h}{di}$$

där derivatorna dk/di och dk_v/di_v kunna tolkas på det i § 2 antydda sättet, medan di_v/di anger den v :te personens inkomstförändring i förhållande till den totala inkomstförändringen inom marknaden. Införas elasticitetsfunktioner i stället för efterfrågefunktionernas derivator, kan formel (25) skrivas

$$(26) \quad E(i) = \frac{i_1 + \dots + i_h}{k_1 + \dots + k_h} \left[\frac{k_1(i_1)}{i_1} \cdot \frac{di_1}{di} \cdot E_1(i_1) + \dots + \frac{k_h(i_h)}{i_h} \cdot \frac{di_h}{di} \cdot E_h(i_h) \right].$$

Det genom formel (26) uttryckta sambandet mellan en varus individuella och kollektiva efterfrågeelasticitet med avseende på inkomsten kan under speciella förutsättningar förenklas. Antager man exempelvis, att den relativa inkomstförändringen är lika för de h personerna, gäller

$$(27) \quad \frac{di}{i} = \frac{di_1}{i_1} = \frac{di_2}{i_2} = \dots = \frac{di_h}{i_h}$$

och formel (26) övergår i

$$(28) \quad E(i) = \frac{k_1(i_1) E_1(i_1) + k_2(i_2) E_2(i_2) + \dots + k_h(i_h) E_h(i_h)}{k_1(i_1) + k_2(i_2) + \dots + k_h(i_h)}$$

Innebörden av formlerna (27—28) kan uttryckas på följande sätt:

Om inkomsterna inom en marknad förändras i samma proportion, är en varus marknadselasticitet med avseende på inkomsten ett vägt medelvärde av de individuella inkomstelasticiteterna med de konsumerade varukvantiteterna som vikter.

§ 8. Efterfrågeelasticitet för varugrupper och enstaka varor.

I denna par. visas, att inkomstelasticiteten för en varugrupp kan uttryckas medelst elasticiteterna för de enskilda varuslagen.

Låt i beteckna en persons inkomst och $k_1(i)$, \dots , $k_h(i)$ hans efterfrågefunktioner för h varuslag. Vi antaga, att efterfrågan uttryckes i en gemensam måttenhet, exempelvis i form av penningvärdet av den konsumerade kvantiteten. Betecknas sammanlagda efterfrågan av de h varorna med $k(i)$, är följaktligen

$$(29) \quad k(i) = k_1(i) + k_2(i) + \dots + k_h(i).$$

Betecknas med $E(i)$, $E_1(i)$, \dots , $E_h(i)$ de elasticitetsfunktioner, som enligt (2) motsvara de vid (29) uppträdande efterfrågefunktionerna, erhålles den med (23) analoga relationen

$$(30) \quad E(i) = \frac{k_1(i) E_1(i) + k_2(i) E_2(i) + \dots + k_h(i) E_h(i)}{k_1(i) + k_2(i) + \dots + k_h(i)}$$

d. v. s.:

Inkomstelasticiteten för en varugrupp utgör det med respektive budgetandelar som vikter beräknade medelvärdet av inkomstelasticiteterna för de enskilda varorna.

Kap. 2. Det statistisk-sannolikhetsteoretiska betraktelsesättet.

§ 9. Elasticitetsbegreppet och den ekonomiska statistiken.

I kap. 1 ha vi betraktat den definition av elasticitetsbegreppet, som används i den klassiska prisbildningsteorin. Som sig bör är denna definition rent abstrakt-formell och förutsätter existensen av bestämda efterfrågefunktioner. Det är sedan en annan fråga, om dessa begreppsbildningar kunna användas vid praktiska ekonomiska frågeställningar. Närmare bestämt gäller frågan, huruvida en efterfrågefunktion har någon direkt motsvarighet i de faktiska förhållandena samt, därest så är fallet, huruvida funktionen kan beräknas på grundval av statistiska data eller annat erfarenhetsmaterial.

På förhand är det ingalunda säkert, att svaret på dessa spörsmål är jakande. I själva verket är det tydligt, att en empirisk bestämning av efterfrågan ställer stora krav på det statistiska materialet, och man måste till och med fråga sig, om en sådan bestämning över huvud är principiellt genomförbar. När man t. ex. vid definitionen (6) antager, att varje konstellation av vissa varupriser ger upphov till en bestämd efterfrågan av en viss vara, är detta i och för sig ett naturligt antagande, men det är en helt annan fråga, om man i ett konkret fall verkligen kan bilda sig en tillförlitlig, kvantitativ föreställning om efterfrågan vid olika pris-konstellationer. Vi skola närmast övergå till en förberedande granskning av de principiella möjligheterna att verkställa kvantitativa observationer av efterfrågans pris- och inkomstelasticitet.

Låt oss börja med ett enkelt exempel. Antag, att man inom en marknad önskar höja mjölkpriset och för den skull vill bilda sig en förhandsuppfattning om prisändringens inverkan på konsumtionen. En direkt förhandsundersökning av konsumtionens reaktion skulle erfordra en rundfråga inom marknaden, och principiellt sett vore det tänkbart att få tillförlitliga svar från samtliga konsumenter och därigenom få reda på, hur prishöjningen skulle verka. Emellertid säger det sig självt, att en sådan metod icke blott stöter på stora svårigheter; det är även tvivelaktigt, om resultatet kan tillmätas något som helst objektivt värde. Veterligen har enquêtemetoden ej heller någonsin blivit undersökt med avseende på sin tillförlitlighet, och den omnämnes här endast för att klarlägga en nödvändig förutsättning för en objektiv efterfrågeanalys, nämligen tillgången till statistik rörande efterfrågans faktiskt observerade storlek vid olika pris- och inkomstlägen.

Förutsätt nu, att den nyssnämnda höjningen av mjölkpriset genomföres, och att man förfogar över detaljerad statistik rörande mjölkkonsumtionen inom marknaden månaden före och månaden efter prishöjningen. Låt oss antaga, att mjölkpriset höjes från 25 till 26 öre och att månadskonsumtionen inom marknaden sjunker från 10 000 till $9\ 900$ liter. Enligt formel (11) motsvarar detta en priselasticitet av 0.26.

För att i praktiken göra en förhandsberäkning av elasticiteten är man, som vi sett, hänvisad till att studera tidigare pris- och konsumtionsförändringar inom den betraktade marknaden. I analogi med nyssnämnda exemplet kan man därvid på grundval av de inträffade prisändringarna genomföra en beräkning av priselasticiteten och på så sätt få en kvantitativ föreställning om marknadens känslighet för prisväxlingar. Denna grundtanke är gemensam för de i det följande betraktade metoderna för empirisk elasticitetsanalys.

Stötestenen vid varje statistisk analys av efterfrågan består i de ständiga växlingarna i de ekonomiska förhållandena. Antag, att vi för den nyss betraktade mjölkmarknaden funnit, att elasticiteten vid tidigare prisändringar varit 0.15. Det kan nu förhålla sig så, att icke blott mjölkpriset utan även andra faktorer påverkat konsumtionen, och att prisförändringarna skulle haft annat utseende, därest dessa faktorer varit konstanta. Exempelvis kan den allmänna inkomstnivån ha varierat i stort sett parallellt med mjölkpriset, och vidare kan konsumtionens reaktion vid en prisförskjutning ha dämpats tack vare den samtidiga inkomstförändringen. I så fall är priselasticiteten uppenbarligen större än det erhållna värdet 0.15, eftersom elasticiteten enligt sin definition anger den konsumtionsförändring, som följer, när priset varierar, men andra faktorer äro konstanta. Det förutnämnda värdet 0.26 kan alltså i detta fall vara korrekt.

Detta exempel är av allmän innebörd. Å ena sidan visar det, att den kvantitativa efterfrågeanalysens rön — liksom statistiska iakttagelser över huvud — principiellt sett äro begränsade till det begagnade statistiska materialet. Det är sålunda icke utan vidare säkert, att dessa rön kunna läggas till grund för en prognos rörande verkningarna av en planerad prisändring. Å andra sidan bringar exemplet i erinran, att den statistiska analysen bör taga sikte på förändringar hos flera ekonomiska faktorer. Detta kan ske med utgångspunkt i elasticitetsdefinitionen (4), och det blir därigenom möjligt att mer eller mindre fullständigt bemästra den antydda svårigheten i problemställningen.

Den antydda tankegången kan följas ytterligare och leder då till en statistisk metod att undersöka en eller flera ekonomiska faktorer samtidiga inverkan på efterfrågan. Denna metod, den s. k. regressionstekniken, användes allmänt och har begagnats även vid föreliggande undersökning. I det följande skola vi i detalj redogöra för denna metod samt diskutera dess räckvidd och begränsning. För ögonblicket lämna vi den och övergå från priselasticiteten till frågan om statistisk bestämning av inkomstelasticiteten.

Den genom formlerna (2) och (5) angivna definitionen av inkomstelasticiteten förutsätter existensen av en bestämd efterfrågefunktion. Liksom vid priselasticiteten är detta antagande fullt naturligt, men till följd av föränderligheten i det ekonomiska livet möta också motsvarande svårigheter vid en kvantitativ efterfrågeanalys. Sålunda är enquêtemetoden alltför subjektiv och därför ofruktbar. Även vid inkomstelasticiteten ledes man alltså att undersöka verkningarna av faktiskt inträffade förändringar. I princip kan detta ske genom regressionsanalys alldeles som vid beräkningar rörande priselasticiteten. Och även när det gäller inkomstelasticiteten kan man i regressionsanalysen taga hänsyn till inverkan av andra faktorer.

Vi ha hittills berört möjligheterna att utföra beräkningar av pris- och inkomstelasticitet på grundval av löpande marknadsstatistik, d. v. s. ekonomisk-statistiska tidsserier, som redovisa utvecklingen av kvantiteter, priser, inkomster och andra ekonomiska faktorer. För bestämning av inkomstelasticiteten har man emellertid även annat material till sitt förfogande, nämligen hushållsboksstatistik, och vi förutskicka genast, att sådant material är av grundläggande betydelse för efterfrågeanalysen. För Sveriges vidkommande är denna statistik som bekant synnerligen riklig, i det åren 1913¹, 1923 och 1933 stora officiella undersökningar av konsumtionsvanorna ha genomförts med anlitande av hushållsboksmetoden. Statistiken omfattar för de olika undersökningsåren respektive 1 355, 1 400 och 1 245 representativt utvalda hushåll. För varje hushåll anges en detaljerad uppställning, utvisande dels hushållets utgifter för födoämnen, kläder, bostad, o. s. v., dels dess samlade inkomst, dels ock andra uppgifter, såsom socialklass, barnantal m. m. Uppgifterna rörande födoämnen äro synnerligen detaljerade och ange utgifterna för olika matvaror, såsom mjölk, smör, margarin, ost o. s. v., samt i viss omfattning även de konsumerade kvantiteterna.

Även när man vid efterfrågeanalysen begagnar hushållsboksstatistik, sker beräkningen av inkomstelasticitet med hjälp av regressionsteknik. Man bygger därvid på ett schematiskt, men nära till hands liggande antagande. Låt oss för att antyda tankegången betrakta efterfrågan av en viss vara, säg smör. Vi gripa ut två hushåll och välja därvid sådana, som ha olika inkomst, men som i övrigt äro likartade, d. v. s. tillhöra samma socialklass, omfatta samma antal konsumtionsenheter o. s. v. Hushållsboksstatistiken begagnas nu för att jämföra smörkonsumtionen inom de båda hushållen. Låt x_1 och x_2 beteckna hushållens inkomster samt k_1 och k_2 de under året konsumerade smörkvantiteterna. Utgår man nu från att de bägge hushållen, som ju i flera avseenden äro jämställbara, även ha samma efterfrågekurva för smör, ledes man till arbetshypotesen, att en inkomstförändring från x_1 till x_2 inom ett och samma hushåll medför en förändring av smörkonsumtionen inom detta hushåll från k_1 till k_2 . Med hjälp av formel (10) kan man sedan beräkna den inkomstelasticitet, som motsvarar detta hypotetiska antagande.

Det generella tillvägagångssättet är, att man griper ut en hel grupp likartade hushåll, betraktar konsumtionen vid olika inkomstlägen och medelst regressionsanalys på grundval av antagandet om efterfrågekurvornas inbördes likhet genomför en beräkning av inkomstelasticiteten. Vi skola i kap. 4 utveckla metoden i detalj och undersöka dess brister och förtjänster. Emellertid understryka vi redan nu en uppenbar fördel hos metoden, nämligen att den betraktar förhållandena vid en bestämd tidpunkt — så att säga ger ett ögonblicksfotografi av konsumtionsvanorna — och därigenom till stor del undgår de förut antydda svårigheter, som vid elasticitetsbestämning på grundval av löpande marknadsstatistik vållas av de ekonomiska faktorernas tidsvariation.

¹ Den första undersökningen hänför sig huvudsakligen till år 1914, men citeras i det följande som 1913 års hushållsboksstatistik.

§ 10. Allmänna formler för statistisk elasticitetsberäkning.

Denna paragraf ger en närmare redovisning av den i § 9 antydda regressionsmetoden för beräkning av pris- och inkomstelasticitet. För konkretionens skull antages, att primärmaterialet består av löpande statistik över utvecklingen av konsumerade kvantiteter, varupriser, inkomster och andra ekonomiska förhållanden. Grundformlerna äro (36) och (49). Såsom i § 11 skall preciseras, kommer samma formelapparat till användning vid bearbetning av hushållsboksstatistik för beräkning av inkomstelasticitet. Metoden skall här anknytas till minsta-kvadratprincipen och åskådliggöras genom ett exempel, behandlande smörkonsumtionens elasticitet med avseende på smörpriset.

Antag, att vi för en period av s år förfoga över konsumtions- och prisstatistik rörande försäljningen av en viss vara inom en bestämd marknad. Låt

$$(31) \quad x_1, x_2, \dots, x_s$$

beteckna varans genomsnittspriser under de s åren och

$$(32) \quad k_1, k_2, \dots, k_s$$

de konsumerade kvantiteterna.

Om det råder ett samband av typen (19) mellan priset x och kvantiteten k , är priselasticiteten konstant. I så fall beteckna vi elasticiteten med $e_x = -E_x$ och erhålla i enlighet med (20) relationerna

$$(33) \quad \log k_n - \log m_k = -e_x (\log x_n - \log m_x); \quad n = 1, 2, \dots, s$$

d. v. s.

$$(34) \quad \log k_n/m_k = -e_x \cdot \log x_n/m_x; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

där m_x och m_k äro de geometriska medelvärdena av talen (31) och (32) respektive, d. v. s.

$$(35) \quad m_x = \sqrt[s]{x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_s}; \quad m_k = \sqrt[s]{k_1 \cdot k_2 \cdot \dots \cdot k_s}.$$

Man finner lätt, att elasticiteten e_x tillfredsställer relationen

$$(36) \quad e_x = -E_x = - \frac{\sum_{n=1}^s \log k_n \cdot \log x_n - s \cdot \log m_k \cdot \log m_x}{\sum_{n=1}^s (\log x_n)^2 - s (\log m_x)^2}.$$

Antagandet, att observationsmaterialet (31—32) kan sammanfattas i en efterfrågekurva med konstant elasticitet, innebär givetvis ett idealfall, som aldrig är fullständigt förverkligat. Vid statistisk bestämning av elasticiteten är man därför hänvisad till att göra en ungefärlig beräkning. För detta ändamål ha olika varianter av regressionsmekniken blivit föreslagna. Erfarenheten visar, att det är synnerligen viktigt att välja ett principiellt tillfredsställande förfaringssätt och vi skola därför ägna metodfrågan särskild uppmärksamhet.

Vi upphäva nu det tidigare antagandet, att det existerar ett e -värde, för vilket observationsmaterialet (31—32) uppfyller relationerna (33). Fixera vi på godtyck-

ligt sätt ett e -värde, kunna vi som förut bilda uttrycken

$$(37) \quad -e \cdot \log x_n/m_x; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

och försöksvis jämföra dem med motsvarande kvantitetslogaritmer

$$(38) \quad \log k_n/m_k; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

Vi beteckna avvikelserna mellan (38) och (37) med $d_n(e)$,

$$(39) \quad d_n(e) = \log k_n/m_k + e \cdot \log x_n/m_x; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

Avvikelser av denna typ skola i det följande benämnas *logaritmiska avvikelser*. Avvikelsernas *spridning (dispersion, medelfel)* skall betecknas $D(k; x_e)$. Som bekant definieras medelfelet genom relationen

$$(40) \quad s \cdot D^2(k; x_e) = d_1^2(e) + d_2^2(e) + \dots + d_s^2(e).$$

Minsta-kvadratprincipen för bestämning av den i relationerna (39) uppträdande faktorn e innebär, att spridningen $D(k; x_e)$ göres så liten som möjligt. En enkel kalkyl visar, att detta villkor leder till det i formel (36) angivna e -värdet, vilket vi även här skola beteckna $e_x = -E_x$. Minsta-kvadratprincipen ger oss alltså ett e -värde, som i det fall, då observationsmaterialet kan sammanfattas i en efterfrågekurva med konstant elasticitet, är lika med denna elasticitet.

Med $D(x)$ och $D(y)$ respektive beteckna vi de logaritmiska medelfelen i serierna (31) och (32), d. v. s.

$$s \cdot D^2(x) = (\log x_1 - \log m_x)^2 + (\log x_2 - \log m_x)^2 + \dots + (\log x_s - \log m_x)^2$$

$$s \cdot D^2(k) = (\log k_1 - \log m_k)^2 + (\log k_2 - \log m_k)^2 + \dots + (\log k_s - \log m_k)^2$$

Minimivärdet för medelfelet $D(k; x)$ erhålles genom att i formel (40) insätta uttrycket (36), och vi finna utan svårighet

$$(41) \quad D^2(k; x) = D^2(k) - e_x^2 \cdot D^2(x).$$

Det är av intresse att betrakta kvoten mellan spridningen $D(k; x)$ och kvantitetslogaritmnas spridning $D(k)$. Denna kvot skall kallas de logaritmiska avvikelsernas *relativa spridning (medelfel)* och betecknas $\varphi(k; x)$,

$$(42) \quad \varphi(k; x) = D(k; x)/D(k).$$

Relativa spridningen $\varphi(k; x)$ kan uppfattas som ett mått på, i vilken utsträckning variationerna i konsumtionsserien (32) kunna återföras på variationer i prisserien (31). Man brukar ofta uttrycka φ i procent och säga, att 100 φ % av konsumtionsförändringarna förbli »oförklarade» av prisförändringarna, eller att de senare förmå »förklara» 100 (1- φ) % av de förra.

Vi skola nu med ledning av minsta-kvadratprincipen behandla det i § 9 diskuterade fall, då man vid studiet av konsumtionens växlingar önskar taga hänsyn till flera faktorer än den betraktade varans pris. Helt allmänt antaga vi, att man förutom materialet (31—32) förfogar över motsvarande data rörande ett antal andra faktorer, säg y, z, \dots, v , vilkas inverkan på efterfrågan man önskar undersöka.

Utgångspunkten är hypotesen, att observationsmaterialet kan sammanfattas

$$(52) \quad 1 \geq \varphi(k; x) \geq \varphi(k; x, y) \geq \varphi(k; x, y, z) \geq \dots \geq \varphi(k; x, \dots, v) \geq 0.$$

Dessa olikheter uttrycka, att man genom att tillgripa flera faktorer kan uppnå en alltmärta restlös »förklaring» av konsumtionsförändringarna.

Vi ha ovan beräknat elasticiteterna (43) genom att göra uttrycket

$$(53) \quad s \cdot D^2(k; x_E, \dots, v_E) = \sum_{n=1}^s (\log k_n/m_k - E_x \log x_n/m_x - \dots - E_v \log v_n/m_v)^2$$

till minimum. Det är av intresse för tillämpningarna att även betrakta det fall, då man i förväg fixerar en eller fler av koefficienterna (43) och bestämmer de övriga genom att minimera (53). Denna alternativa metod leder till ett system liknande (49); närmare bestämt har man dels att insätta de fixerade koefficienternas numeriska värden, dels att utelämna de ekvationer, där diagonaltermerna $\mu(x, x)$, $\mu(y, y)$ etc. ha fixerade koefficienter. Om man exempelvis fixerar $E_y = 0.2$ och $E_v = 0.7$, skall man således i (49) införa $E_y = 0.2$ och $E_v = 0.7$ samt utelämna andra och sista ekvationerna och lösa E_x, E_z, \dots, E_u ur de återstående.

Det angivna, alternativa förfarings sättet skall i det följande benämnas *betingad elasticitetsbestämning*. Enligt denna metod bestämda elasticiteter skola vi beteckna genom att i (46) införa de fixerade elasticiteterna som index för motsvarande variabler. I vårt exempel betecknas således lösningarna till det reducerade systemet (49) med

$$(54) \quad E_x(y_{0.2}, z, \dots, u, v_{0.7}), E_z(x, y_{0.2}, \dots, u, v_{0.7}), \dots, E_u(x, y_{0.2}, \dots, v_{0.7}).$$

Minimivärdet för avvikelsernas spridning skall betecknas på analogt sätt — alltså $D(k; x, y_{0.2}, z, \dots, u, v_{0.7})$ i det nyssnämnda fallet. Medelfel av detta slag beräknas med hjälp av en formel av typ (53); den generella formeln bildas lätt efter mönster av följande formel, som avser det ovan betraktade specialfallet,

$$(55) \quad \begin{cases} s \cdot D^2(k; x, y_E, z, \dots, u, v_E) = \sum_{n=1}^s (\log k_n/m_k - E_y \cdot \log y_n/m_y - E_v \cdot \log v_n/m_v)^2 - \\ - E_x(y_E, z, \dots, u, v_E) \cdot \mu^*(x, k) - E_z(x, y_E, \dots, u, v_E) \cdot \mu^*(z, k) - \dots - \\ - E_u(x, y_E, \dots, v_E) \cdot \mu^*(u, k) \end{cases}$$

och där de med asterisk märkta momenten definieras genom formler av typen

$$\mu^*(x, k) = \mu(x, k) - E_y \cdot \mu(x, y) - E_v \cdot \mu(x, v)$$

Vid betingad elasticitetsbestämning skola vi begagna en modifierad definition av de logaritmiska avvikelsernas relativa medelfel. Den allmänna formeln framgår av följande specialfall, som anknyter till formel (55),

$$(56) \quad \varphi^*(k; x, y_E, z, \dots, u, v_E) = D(k; x, y_E, z, \dots, u, v_E) / D(k; y_E, v_E).$$

Definitionen (56) kan tolkas så, att vi före analysen modifiera serien (31) genom att taga hänsyn till faktorerna y och v . Om nämligen elasticiteten med avseende på y och v antages vara exakt lika med E_y och E_v resp., kan man beräkna hur kvantitetsserien (32) skulle teta sig, därest y - och v -serierna varit konstanta; logaritmen för det n :te elementet i den sålunda reducerade kvantitetsserien lyder

$$(57) \quad \log k_n - E_y \cdot \log y_n/m_y - E_v \cdot \log v_n/m_v$$

Vi betrakta nu (57) som de observerade kvantitetslogaritmerna, och genomföra enligt formlerna (43—53) en elasticitetsanalys på grundval av variablerna x, z, \dots, u . Det är lätt att visa, att de erhållna elasticiteterna sammanfalla med (54) samt slutligen att det ur (51) beräknade relativa medelfelet kan skrivas enligt formel (56).

Alternativt skola vi i formler av typen (56) begagna samma nämnare som i (51), d. v. s. $D(k)$. I detta fall skall relativa medelfelet tecknas utan asterisk,

$$(58) \quad \varphi(k; x, y_E, z, \dots, u, v_E) = D(k; x, y_E, z, \dots, u, v_E)/D(k)$$

Det må påpekas, att en olikhet i sviten (52) icke nödvändigtvis behöver vara uppfylld, om den nytillkommande variabelns elasticitet fixeras i förväg.

Tab. 1. Exempel på beräkning av priselasticitet.

t	k	p	Index	x	$\log k$	$\log x$	$\frac{\log k \cdot \log x}{\log x}$	$(\log x)^2$	y	$\log y$	$\log k'$
År	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
1925	17.6	3.80	176	2.16	1.2355	0.3345	0.413275	0.111890	5.739	0.7588	1.2806
26	18.3	3.28	172	1.90	1.2625	0.2788	0.351985	0.077729	5.896	0.7706	1.3005
27	17.4	3.31	171	1.98	1.2405	0.2856	0.354287	0.081567	6.221	0.7939	1.2646
28	15.3	3.47	172	2.02	1.1847	0.3054	0.361807	0.093269	6.221	0.7939	1.2088
29	14.7	3.30	170	1.94	1.1673	0.2878	0.335949	0.082829	6.588	0.8188	1.1764
1930	19.9	2.72	165	1.65	1.2989	0.2175	0.282511	0.047306	7.273	0.8617	1.2823
31	22.6	2.42	159	1.52	1.3541	0.1818	0.246175	0.033051	7.673	0.8850	1.3235
32	24.3	2.24	157	1.43	1.3856	0.1553	0.215184	0.024118	7.707	0.8869	1.3539
33	23.4	2.33	154	1.52	1.3692	0.1818	0.248921	0.033051	7.320	0.8645	1.3509
34	21.7	2.65	154	1.72	1.3365	0.2355	0.314746	0.055460	7.143	0.8539	1.3246
1935	22.9	2.57	156	1.65	1.3598	0.2175	0.295756	0.047306	7.244	0.8600	1.3442
36	22.1	2.58	158	1.63	1.3444	0.2122	0.285282	0.045029	7.089	0.8506	1.3344
37	20.3	2.93	162	1.81	1.3075	0.2577	0.336943	0.066409	6.975	0.8435	1.3018
Summa					16.8465	3.1514	4.042821	0.799014		10.8421	

Exempel. Tab. 1 anger i kol. 1 Stockholms konsumtionsförenings smörförsäljning per medlem och år under perioden 1925—1937, i kol. 2 årliga medelvärden av smörets försäljningspris, säg p , samt i kol. 3 Socialstyrelsens levnadskostnadsindex för rikets städer. Talen i kol. 4 utgöra realpriser, erhållna genom division av talen i kol. 2 med motsvarande tal i kol. 3.

Fig. 5 visar förloppet av serierna i kol. 1 och 4 (resp. heldragen och streckad linje). På ett slående sätt avspeglar konsumtionen realprisets förändringar; i stort sett minskas konsumtionen avsevärt, när priset går upp och omvänt. I överensstämmelse härmed ger formel (36) en betydande priselasticitet, nämligen $e_x = 1.17$. Räkningarna kunna följas i tab. 1. I kol. 5 och 6 angivas logaritmerna för talen i kol. 1 och 4 respektive. De geometriska medelvärdenas logaritmer, d. v. s. $\log m_k$ och $\log m_x$, angivas av de aritmetiska medelvärdena av talen i kol. 5 och 6 respektive. Vi erhålla således $\log m_k = \frac{1}{13} \times 16.8465 = 1.295885$ och $\log m_x = \frac{1}{13} \times 3.1514 = 0.242415$.

Kol. 7 innehåller produkterna av talen i kol. 5 och 6; kol. 8 innehåller kvadraterna av talen i kol. 6. Man finner $\mu(x, k) = 4.042821 - 13 \times 1.295885 \times 0.242415 = -0.0410$ och $\mu(x, x) = 0.799014 - 13(0.242415)^2 = 0.0351$. På samma sätt

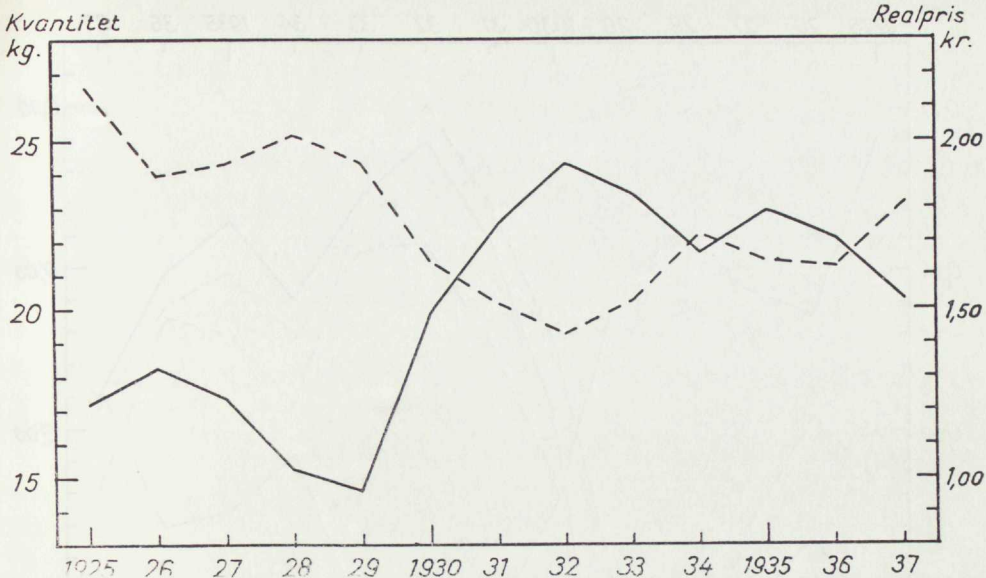


Fig. 5. Stockholms konsumtionsförenings smörförsäljning 1925—37 per medlem och år.

Kvantitet: ————— Realpris: - - - - -

erhålles $\mu(k, k) = 0.0618$. Formel (36) ger nu $e_x = -\mu(x, k)/\mu(x, x) = 0.0410/0.0351 = 1.17$.

Fig. 6 visar kvantitets- och realpriskurvorna i fig. 5 i logaritmisk skala (resp. grov och fin heldragen linje), varvid för bättre jämförelses skull variationerna inritats med respektive medelvärden som bas. Med andra ord, kurvorna visa serierna $\log k_n/m_k$ och $\log x_n/m_x$. Fig. 6 visar även kurvan $-e_x \cdot \log x_n/m_x$ (streckad linje), vilken som synes ger en någorlunda god tillnärmelse till kvantitetskurvan $\log k_n/m_k$. Avvikelserna ha inritats i fig. 7 (streckad linje).

Ett sammanfattande mått på tillnärmelsens noggrannhet utgöres av summan av avvikelsernas kvadrater. I anslutning till formel (40) erinrades om, att denna summa antager sitt minsta värde, när den approximerande kurvan $-e \cdot \log x_n/m_x$ beräknas på grundval av det enligt (36) beräknade e -värdet 1.17. Följden blir givetvis, att även det relativa medelfelet antager sitt minsta värde. I detta fall ge (41—42) värdet

$$\varphi^2 = 1 - \frac{(0.0410)^2}{0.0351 \times 0.0618} = 0.225, \text{ således } \varphi = 0.474.$$

Beräkningarna kunna sammanfattas så, att variationerna i smörpriset kunna förklara $100 - 47.4 = 52.6$ % av smörkonsumtionens variationer; för efterfrågeelasticiteten med avseende på smörpriset har erhållits värdet $e_x = 1.17$.

Tab. 1, kol. 9 visar utvecklingen av ett realindex för timlönen inom vissa löntagargrupper i Stockholm. Man ser, att smörkonsumtionen i stora drag visar samma förlopp som timlönen, med ett utpräglat maximum kring år 1932. Det ligger därför nära till hands att tillskriva timlönsvariationerna en viss del av konsumtionsfluktuationerna. Detta kan göras enligt den genom formlerna (43—53) angivna metoden; uppfattas timlönen som ett mått på inkomsten, kan den resulterande elasticiteten tolkas som smörkonsumtionens inkomstelasticitet. Vi skola icke här genomföra räkningarna, utan övergå till att exemplifiera den betingade elasticitetsbestämningen.

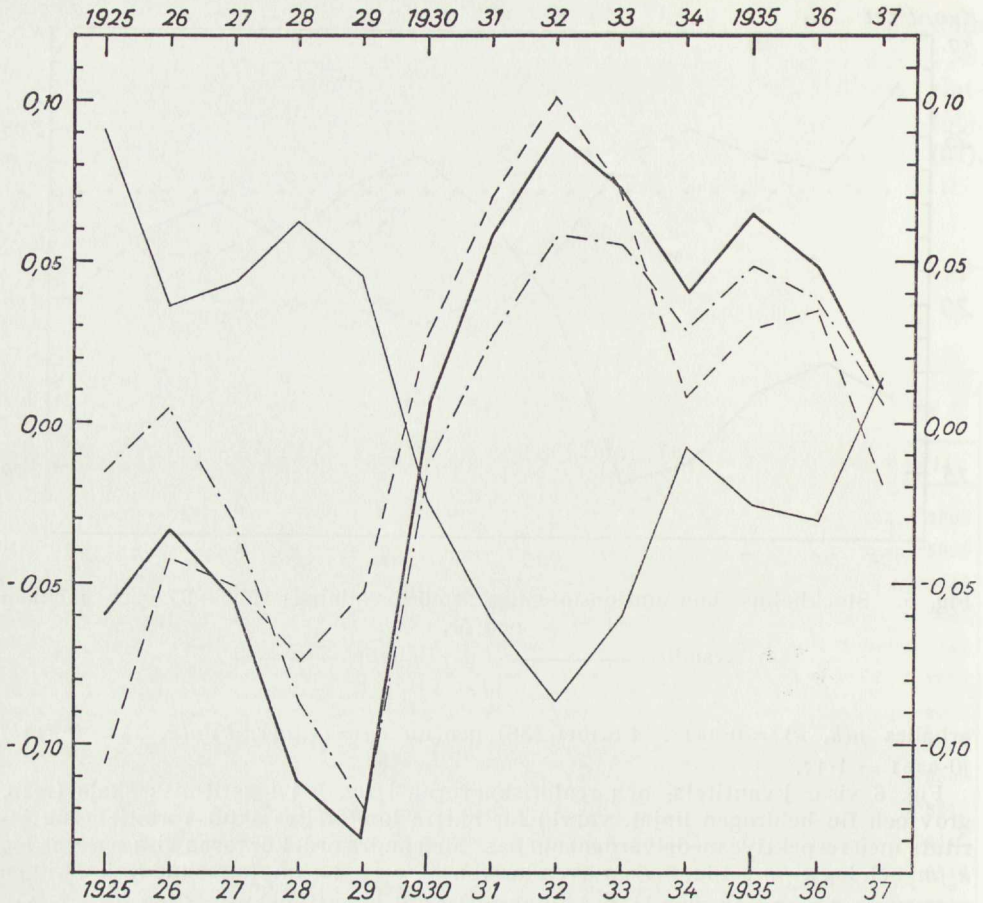


Fig. 6. Diagram i logaritmisk skala över analysen av kvantitetskurvan i fig. 5.
 Kvantitet: ——— realpris: ———, beräknad kvantitet: - - - -,
 reducerad kvantitet: ······

Betecknas realindex för timlönen med y , anger tab. 1 i kol. 9 årsvärdena y_n och i kol. 10 logariterna $\log y_n$. På samma sätt som ovan finner man $\log m_y = 0.8340$ och $\mu(x, y) = -0.0255$.

Antag nu, att inkomstelasticiteten är $E_y = 0.6$. Med denna utgångspunkt kunna vi beräkna $e_x(y_{0.6})$ genom att på ovan angivet sätt modifiera systemet (49). I vårt exempel reduceras systemet till en enda ekvation, nämligen $-e_x(y_{0.6}) \times 0.0351 - 0.6 \times 0.0255 = -0.0410$. Härur erhålles $e_x(y_{0.6}) = 0.73$.

De enligt (57) reducerade kvantitetslogariterna äro i detta exempel $\log k_n - 0.6 \times (\log y_n - 0.8340)$. Dessa tal, som under beteckningen $\log k'$ angivas i kol. 11 av tab. 1, ange sålunda de kvantitetslogaritmer, som svara mot antagandena, att inkomstelasticiteten är 0.6 samt att realindex för timlönen varit konstant. Dessa reducerade logaritmer visas även i fig. 6 (streck-prickad linje). Som synes förklarar antagandet $E_y = 0.6$ en god del av konsumtionsförändringarna. Efter att på så sätt ha återfört en del av konsumtionsförändringarna på timlönens variationer, kan återstoden tagas

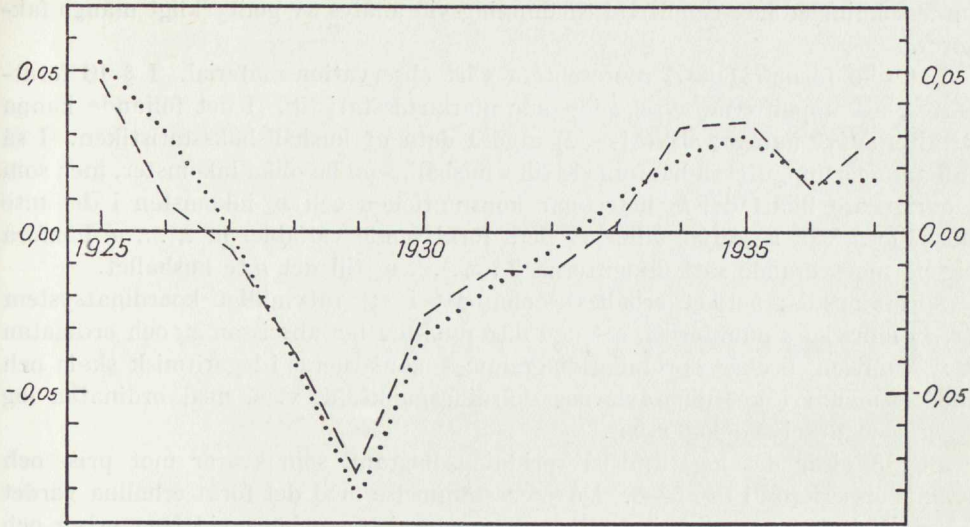


Fig. 7. Avvikelse mellan faktisk och enligt två alternativ beräknad konsumtion; logaritmisk skala.

a) $e_x = 1.17$: - - - - -, b) $e_x = 0.73$; $E_y = 0.6$:

till utgångspunkt för beräkning av priselasticiteten. Vi ha sett, att detta leder till värdet 0.73.

I den föregående analysen ha förändringarna i smörkonsumtionen återförts på förändringar i smörpriset x och realtimlönen y genom relationen $\log k_n/m_k \propto -0.73 \times \log x_n/m_x + 0.6 \times \log y_n/m_y$. Avvikelserna mellan de båda leden i denna relation visas i fig. 7 (prickad linje). Som synes var den faktiska smörkonsumtionen åren 1925 och 1934—1935 större än den med ledning av prisutvecklingen beräknade konsumtionen, medan åren 1928—1930 de beräknade kvantiteterna äro större än de faktiska. Det relativa medelfelet enligt formel (56) utgör 68.3 %. Förändringarna i den med hänsyn till timlönen reducerade smörkonsumtionen kunna alltså till 31.7 % förklaras av förändringar i smörpriset. Enligt formel (58) är relativa medelfelet 51.5 %. En inkomstelasticitet av 0.6 och en priselasticitet av 0.73 förklarar alltså 48.5 % av förändringarna i smörkonsumtionen.

§ 11. Elasticitetsberäkning och spridningsdiagram.

Den i § 1 angivna elasticitetsdefinitionen förutsätter ett funktionellt samband mellan de betraktade variablerna. I § 9 antydde, att denna förutsättning i allmänhet icke är uppfylld i praktiken. I överensstämmelse härmed vilar den i § 10 angivna metoden på ett utvidgat elasticitetsbegrepp, närmare bestämt av statistisk-sannolikhetsteoretisk natur. I denna par. skola vi betrakta vissa hithörande frågor mot bakgrunden av de s. k. spridningsdiagrammen. Dessa åskådliggöra på ett annat sätt än sådana diagram som fig. 5 och 6 principerna för statistisk efterfrågeanalys. Spridningsdiagrammen äro av särskild betydelse därigenom, att även elasticitetsanalys på grundval av hushållsboksstatistik kan illustreras med deras hjälp, vilket däremot icke är fallet med diagram av det i § 10 behandlade slaget. Vi skola i denna par. betrakta efterfrågan som en funktion av en enda variabel;

undersökningen äger emellertid tillämpning vid analys av godtyckligt många faktorer.

Låt som förut (31—32) representera vårt observationsmaterial. I § 10 förut-sattes, att uppgifterna avsågo löpande marknadsstatistik. I det följande kunna vi alternativt antaga, att (31—32) utgöra data ur hushållsboksstatistiken. I så fall antagas uppgifterna hänföra sig till s hushåll, som ha olika inkomster, men som i övrigt äro likartade; k_n betecknar konsumtionen och x_n inkomsten i det n :te hushållet. Vad beträffar fallet av flera förklarande variabler y, z, \dots, v , hänföra sig på motsvarande sätt uppgifterna y_n, z_n, \dots, v_n till det n :te hushållet.

Spridningsdiagrammet erhålles genom att i ett rätvinkligt koordinatsystem (x, k) inpricka s punkter så, att den n :te punkten får abscissan x_n och ordinatan k_n . Vanligen brukar spridningsdiagrammet konstrueras i logaritmisk skala och med centrum i koordinataxlarnas skärningspunkt, d. v. s. med ordinatan $\log k_n/m_k$ och abscissan $\log x_n/m_x$.

Fig. 8 visar det logaritmiska spridningsdiagram, som svarar mot pris- och kvantitetsserierna i fig. 5—6. I överensstämmelse med det förut erhållna värdet på elasticiteten äro kvantitetssiffrorna genomsnittligen höga vid låga priser och vice versa. Detta visas även av de med ringar angivna punkterna, vilka erhållits på följande sätt.

Ringpunkten längst till vänster ligger i tyngdpunkten av de kryss, som motsvara de fyra lägsta prisnoteringarna. Abscissan för denna punkt är -0.0596 och har beräknats ur tab. 1 genom att bilda medelvärdet av de fyra lägsta prislogaritmer, d. v. s. för åren 1931, 1932, 1933 och 1936, och därifrån subtrahera medelvärdet av samtliga prislogaritmer, således $-0.0596 = \frac{1}{4}(0.1818 + 0.1553 + 0.1818 + 0.2122) - 0.2424$. Ordinatan för samma ringpunkt har på motsvarande sätt beräknats ur kvantitetslogaritmer för de angivna åren, således $0.0674 = \frac{1}{4}(1.3541 + 1.3856 + 1.3692 + 1.3444) - 1.2959$. De fyra närmast högre prisnoteringarna svara på samma sätt mot den mellersta ringpunkten, för vilken man finner abscissan -0.0104 och ordinatan 0.0298 . Slutligen har den högra ringpunkten, som motsvarar de fem högsta prisnoteringarna, abscissan 0.0560 och ordinatan -0.0778 .

Tack vare sin konstruktion giva ringpunkterna en sammanfattande bild av smörkonsumtionen vid olika prislägen. Vi tillämpa nu formel (10) och beräkna den elasticitet, säg e_1 , som motsvarar de olika prislägen och kvantiteter, som angivas av vänstra och mellersta ringpunkterna. Man finner $e_1 = -(0.0674 - 0.0298)/(-0.0596 + 0.0104) = 0.76$. Detta resultat kan enligt § 6 uttryckas så, att den räta linjen genom de två ringpunkterna till vänster (streckad linje) representerar en efterfrågekurva, vars elasticitet är konstant och lika med 0.76 . Om på samma sätt e_2 får beteckna den elasticitet, som motsvarar mellersta och högra ringpunkterna, erhålles $e_2 = -(0.0298 + 0.0778)/(-0.0104 - 0.0560) = 1.62$.

Medelvärdet av de med ledning av ringpunkterna beräknade elasticiteterna är $\frac{1}{2}(e_1 + e_2) = 1.19$, vilket ligger mycket nära det i § 10 erhållna värdet $e_x = 1.17$. Genom att studera den konsumtionsökning, som i genomsnitt ägt rum när priset stigit till en högre nivå, ha vi sålunda fått en åskådlig tolkning av den enligt minsta-kvadratprincipen beräknade elasticiteten. Det följdriktiga sättet för beräkning

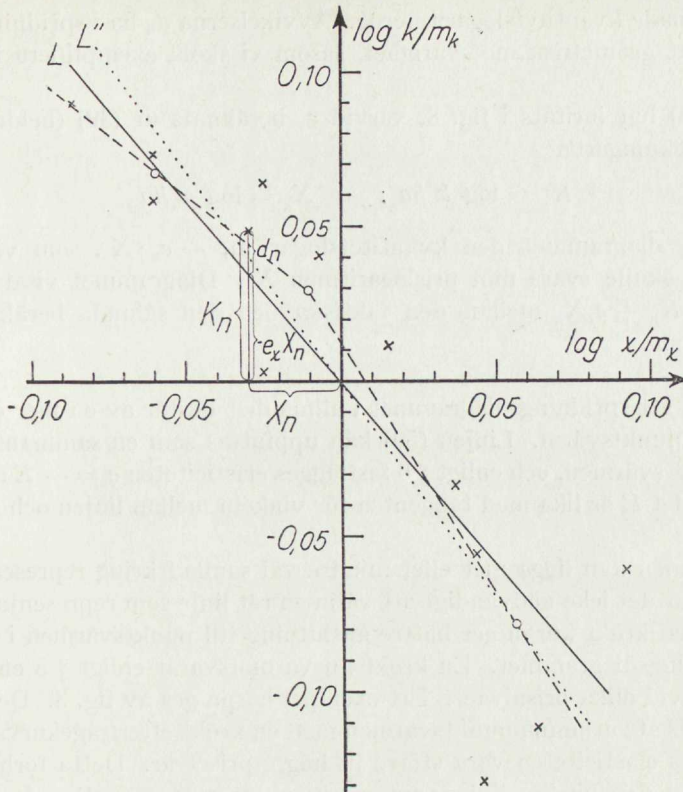


Fig. 8. Logaritmskt spridningsdiagram, svarande mot fig. 5—6, med inlagda regressionslinjer.

Linje enligt (36): —————, enligt (62):

av den mot ringpunkterna svarande genomsnittselasticiteten består i att uppfatta varje ringpunkt såsom sammansatt av lika många punkter som antalet av de observationer, vilkas genomsnitt den representerar, och med ledning härav begagna formel (36). I föreliggande fall erhålles på detta sätt $e_x = 1.15$. Såsom vi redan antytt, är överensstämmelsen med det förut erhållna värdet 1.17 ingen tillfällighet. Vi få i § 18 tillfälle att återkomma till hithörande frågor.

En annan tolkning av den i § 10 angivna metoden är följande. Därest materialet (31—32) kunde sammanfattas i en efterfrågekurva med konstant elasticitet e_x , skulle enligt (33—34) spridningsdiagrammets punkter ligga längs en rät linje genom koordinataxlarnas skärningspunkt, och linjens ekvation skulle vara

$$(59) \quad \log k/m_k + e_x \cdot \log x/m_x = 0$$

Ur denna relation skulle man i så fall kunna göra en exakt beräkning av efterfrågans storlek vid olika prislägen. I § 10 ha vi emellertid sett, att man i praktiken kan uppfatta (59) blott som en genomsnittsrelation, och vi ha i (39) infört beteckningen d_n för avvikelserna mellan de faktiska och de enligt (59) ur pris-

serien beräknade kvantitetslogaritmer. Avvikelserna d_n ha i spridningsdiagrammet en direkt geometrisk motsvarighet, såsom vi skola exemplifiera i anslutning till fig. 8.

Linjen (59) har inritats i fig. 8, varvid e_x beräknats ur (39) (heldragen linje). Införas beteckningarna

$$(60) \quad K_n = \log k_n/m_k'; \quad X_n = \log x_n/m_x$$

exemplifierar diagrammet den kvantitetslogaritm, $-e_x \cdot X_n$, som vid konstant elasticitet e_x skulle svara mot prislogaritmen X_n . Diagrammet visar även avvikelserna $d_n = K_n + e_x X_n$ mellan den faktiska och den sålunda beräknade kvantitetslogaritmen.

Vi ha sett, att spridningsdiagrammet i allmänhet består av en mer eller mindre regelbunden punktsvärm. Linjen (59) kan uppfattas som en sammanfattande representant för svärmen, och enligt § 6 fastlägges elasticiteten $e = -E$ av representantlinjen, i det E är lika med tangenten för vinkeln mellan linjen och horisontella axeln.

Punktsvärmen kan ligga mer eller mindre väl samlad kring representantlinjen. I och för sig är det icke nödvändigt att välja en rät linje som representant; det kan inträffa, att en krökt kurva ger bättre anslutning till punktsvärmen i det logaritmiska spridningsdiagrammet. En krökt kurva motsvarar enligt § 5 en elasticitet, som är olika vid olika prisnivåer. Ett exempel härpå ges av fig. 8. Det ligger här nära till hands att utjämna punktsvärmen med en krökt efterfrågekurva. Närmare bestämt synes elasticiteten vara större ju högre priset är. Detta förhållande antydes även av den brutna linjen genom ringpunkterna — väljes denna som representant för punktsvärmen, erhålles enligt det föregående elasticiteten 0.76 vid de lägre prislägena och 1.62 vid de högre. Vi skola i § 18 återkomma till förhållandet mellan rätlinig och krökt regression.

Väljer man en rät linje som representant för punktsvärmen i spridningsdiagrammet, utgör (59) den i viss mening bästa linjen. Uppfattas nämligen kvadratsumman (40) av avvikelserna som ett mått på noggrannheten i linjens anslutning till svärmen, blir enligt § 10 denna kvadratsumma så liten som möjligt om linjen går genom koordinataxlarnas skärningspunkt, och om elasticiteten e_x bestämmes ur formel (36).

När det gäller att i spridningsdiagrammet konstruera en representant för punktsvärmen, kan man givetvis uppställa och begagna andra principer än den nyssnämnda minimeringen. Olika principer leda i allmänhet till olika representantlinjer och därigenom till olika värden på den elasticitet, som skall beräknas. Det antyddes redan i § 10, att de resulterande elasticiteterna kunna vara betydligt olika. Exempelvis erhåller man en större elasticitet än (36), om man bestämmer representantlinjens lutning genom att minimera kvadratsumman av de vågräta i stället för de lodräta avstånden mellan spridningsdiagrammets punkter och representantlinjen. Vi skola i nästa paragraf återkomma till vissa hithörande frågor, och förutskicka i detta sammanhang endast, att vi i följande kapitel skola förebbringa avgörande skäl för den i § 10 redovisade metoden.

§ 12. Den statistiska efterfrågeanalysens begränsning.

Efterfrågan av en vara uppstår ur samspelet mellan många faktorer. Som grundläggande kan man betrakta varans pris och inkomsten inom den undersökta marknaden. Men för vilken vara som helst är det lätt att räkna upp andra faktorer, som måste tillerkännas betydelse för efterfrågans gestaltning. Redan i § 2 ha vi framhållit, att även priset på andra varuslag påverkar efterfrågan; detta gäller särskilt ifråga om likartade varor, såsom smör och margarin. Reklam och propaganda stimulera efterfrågan och sätta spår i försäljningsstatistiken; helger och säsongmässiga faktorer i övrigt äro ävenledes av betydelse för konsumtionens inriktning, likaså meteorologiska förhållanden. I själva verket är det ett otal faktorer, av vilka var och en kan anses utöva en om ofta ringa inverkan på efterfrågan. Å andra sidan säger det sig självt, att man i en statistisk analys icke kan beakta mer än ett urval av dessa mer eller mindre relevanta faktorer. Härav följer, att efterfrågeanalysen med nödvändighet blir i viss mån summarisk. Man kan således inte vänta, att den skall ge mer än en i stora drag riktig bild av efterfrågestrukturen. Sagda begränsning skall i denna par. belysas från den statistiska metodikens synpunkt. Ifrågavarande svårighet gör sig mindre gällande vid analys av hushållsboksstatistik; framställningen tager därför sikte på elasticitetsberäkning på grundval av löpande marknadsstatistik.

I § 10 redogjordes för den gängse metoden att i elasticitetsanalysen taga hänsyn till flera variabla faktorer. Principiellt sett vore det möjligt att begagna hur många variabler som helst och på så sätt uppnå en allt mera restlös förklaring av efterfrågans variationer. Det är emellertid en känd sak, att man vid den praktiska tillämpningen av denna metod möter många svårigheter. Exempelvis är det ofta svårt att finna tillfredsställande kvantitativa uttryck för de olika variablerna. Av de nyssnämnda faktorerna är detta fallet med propagandaverksamheten och de meteorologiska förhållandena. En annan svårighet består däri, att elasticitetsbestämningen blir osäkrare, ju fler variabler man begagnar. Dessutom äro åtskilliga av de viktigaste faktorerna konjunkturbetonade och variera därför på likartat sätt, något som kan medföra, att elasticitetsbestämningen icke blir entydig. Sammanfattningsvis kan man säga, att förbättringen ofta blir illusorisk om man söker förfina analysen genom att taga hänsyn till flera variabla faktorer.

Av antydda skäl bör man vid det praktiska genomförandet av elasticitetsanalysen begränsa sig till sådana faktorer, som äro grundläggande för efterfrågans gestaltning. Hur långt analysen kan drivas, hur många och vilka faktorer, som skola beaktas, beror i det enskilda fallet på det statistiska materialet; därom kan intet generellt omdöme avgivas. De i det följande redovisade undersökningarna betrakta i första hand efterfrågans beroende av marknadsinkomsten och den betraktade varans pris. Där så ansetts erforderligt, har analysen kompletterats med s. k. trendberäkning, d. v. s. uppskattning av de förskjutningar, som på lång sikt äga rum i efterfrågan. Materialet rörande smörkonsumtionen har blivit föremål för den mest detaljerade bearbetningen; analysen tager här hänsyn även till margarinprisets variationer.

När efterfrågeanalysen begränsas till de viktigaste av de bestämmande faktorerna, är det omöjligt att restlöst återföra efterfrågevariationerna på förändringar

hos de betraktade variablerna. I och för sig behöver detta icke innebära, att resultaten äro oriktiga; de erhållna sambanden mellan efterfrågan å ena sidan samt pris, inkomst etc. å den andra få emellertid icke uppfattas som exakta utan endast som genomsnittliga. Vi kunna med andra ord säga, att sambanden böra uppfattas som statistiska, ej som funktionella.

I formel (45) begagnades beteckningen d_n för den logaritmiska avvikelserna mellan den faktiska efterfrågan och den teoretiskt beräknade efterfrågan. Bortse vi för ögonblicket från den approximation, som består i, att efterfrågefunktionen antages vara lineär, är det naturligt att uppfatta avvikelserna d_n såsom härrörande från de faktorer, vilka icke kunnat bliva beaktade i analysen. Låt oss t. ex. antaga, att materialet för bestämning av elasticiteten utgöres av kvantitetsstatistik samt data rörande de grundläggande faktorerna varupris och marknadsinkomst. Avvikelsen d_n utgör då det samlade uttrycket för ett stort antal andra faktorer, av vilka några nämndes i början av denna paragraf.

I vissa fall kunna de i analysen obeaktade faktorerna medföra, att resultatet av elasticitetsbestämningen blir vilseledande. Antager man t. ex., att materialet omfattar statistik rörande en eller ett par prishöjningar, samt att dessa varje gång åtföljts av en reklamkampanj för varan i fråga, kommer priselasticiteten att underskattas, därest man i analysen icke tager hänsyn till reklamfaktorn. Det är att märka, att medelfelsberäkningar och andra signifikativitets- eller tillförlitlighetskriterier icke ge utslag för systematiska fel av antydd art. Det ligger också i sakens natur, att risken för sådana fel icke låter sig kvantitativt uppskattas, varför sagda svårighet icke kan överbryggas på rent teoretisk väg. Denna omständighet — vilken f. ö. icke gör sig gällande blott vid elasticitetsberäkningar utan i grund och botten är gemensam för alla slag av statistiska undersökningar — förringar i hög grad det praktiska värdet av nämnda kriterier, och de ha därför ej heller blivit begagnade i föreliggande undersökning.

De i analysen icke beaktade faktorerna verka ibland stegrande, andra gånger dämpande på efterfrågan, och ibland verka de i samma riktning, andra gånger upphäva de varandra. Såsom vi redan framhållit, behöva dessa störningar, medelst vilka vi givit en tolkning åt avvikelserna d_n , icke i och för sig medföra att elasticitetsanalysens resultat bliva oriktiga. Helt allmänt kan man säga, att där-est inga källor till systematiska fel blivit obeaktade, kunna de härledda relationerna mellan de undersökta variablerna uppfattas som genomsnittligen riktiga, och detta gäller alltså även de erhållna statistiska elasticitetsvärdena. Med angivna reservation kunna resultaten begagnas vid praktiska frågeställningar på alldeles samma sätt som i kap. 1 visats beträffande funktionella elasticiteter.

Den föreliggande undersökningen omfattar ett flertal jordbruksprodukter, och för varje varuslag ha elasticitetsberäkningar blivit utförda på grundval av skilda statistiska material, avseende dels hela riket och dels Stockholm och ibland även andra städer. Vi skola se, att de ur olika material beräknade elasticiteterna tillfredsställa långt gående krav på samstämmighet, och även att resultaten rörande olika varuslag stå i ett naturligt förhållande till varandra. Denna enhetlighet borgar givetvis i hög grad för resultatens tillförlitlighet, även om säkerheten enligt vad vi nyss antytt icke kan angivas siffermässigt.

II. Redovisning av de begagnade metoderna.

Kap. 3. Allmänna principer i regressionstekniken.

§ 13. Översikt och litteraturhänvisningar.

I den nyare ekonomiska litteraturen intager efterfrågeanalysen ett brett utrymme. Olika metoder ha blivit föreslagna för elasticitetsberäkning, från de första trevande försöken till de numera allmänt begagnade förfaringssätten. Ett närmare studium av utvecklingen erbjuder åtskilligt av intresse. För detta ändamål rekommenderas den översikt, som givits av H. SCHULTZ i hans nyligen utgivna, omfattande arbete »*The theory and measurement of demand*» (se [R] i litteraturförteckningen¹).

Elasticitetsbestämning kan enligt kap. 2 uppfattas som en speciell tillämpning av de allmänna metoderna för statistisk regressionsanalys. På vissa punkter kunna metoderna utformas enligt olika alternativ. Detta avsnitt skall ägnas åt en detaljerad redovisning och en kritisk granskning av de förfaringssätt, som kommit till användning vid föreliggande undersökning. I huvudsak följer undersökningen allmänt vedertagna linjer, såsom de uppdragits exempelvis i det ovan anförda arbetet.

De anlitade metoderna betraktas i detta kap. från allmän regressionsteknisk synpunkt. I överensstämmelse med de flesta liknande undersökningar, lägges den s. k. elementära regressionslinjen till grund för elasticitetsbestämningen. Då det är av grundläggande betydelse för förståelsen av efterfrågeanalysen att äga kännedom om hithörande frågor, behandlas de alternativa regressionslinjerna utförligt, vilket sker i § 14—17. Framställningen i dessa par. utformas som en tillämpning på efterfrågeanalysens område av den klassiska regressionsteorin. En synnerligen värdefull redogörelse för sagda teori ges i ett arbete av A. TSCHUPROW [S]. Den stora läroboken av M. EZEKIEL är av mera encyklopedisk karaktär; där beröres (se [G], kap. 19) även den i § 16 behandlade distinktionen mellan å ena sidan observationsfelen α och β och å andra sidan avvikelserna δ . I detta sammanhang hänvisas dessutom till T. KOOPMANS [N], som i sin regressionsteori även tar hänsyn till den korrektion, som betingas av att antalet individer i den statistiska populationen är begränsat. Redogörelsen i § 14—17 utmynnar i ett kriterium, som ger en objektiv grundval för valet av regressionslinje. Kriteriet är ett nytt bidrag till elasticitetsberäkningens metodik och bygger på formlerna (23) och (30), vilka

¹ Hänvisningar till litteraturförteckningen å sid. 144 ske i det följande med hjälp av klammerförsedda bokstäver.

utgöra en tillämpning på elasticitetsbegreppet av differentialkalkylens elementära regler (jfr R. G. D. ALLEN [E], sid. 252).

En för regressionsanalysen typisk svårighet består i att systemet (49) blir obestämt, när man begagnar för många förklarande variabler. Vådan härav vid ekonomiska tillämpningar har med skärpa framhållits av R. FRISCH [H, K], som utarbetat en metod för grafisk analys — med användande av s. k. *bunch maps* — av variablernas samband inbördes. Efterfrågeanalysen arbetar i regel med blott några få variabler, och vid föreliggande undersökning har det därför varit möjligt att överblicka graden av obestämthet med hjälp endast av den spridning (51), som minimeras vid elasticitetsbestämningen.

Regressionstekniken kommer vid efterfrågeanalysen till användning vid bestämning av både priselasticitet och inkomstelasticitet. I viss mån behöva metoderna anpassas efter speciella omständigheter vid dessa materialtyper. Hit hörande frågor behandlas i kap. 4—5. Analysen följer även här sådana vägar, som beträffs vid andra undersökningar av liknande slag. På vissa punkter har det varit möjligt att skärpa metoderna och föra analysen vidare, något som delvis betingats av omfattningen och pålitligheten hos det statistiska primärmaterial, som stått till förfogande.

Största utrymmet i kap. 4—5 ägnas de lika intressanta som praktiskt betydelsefulla frågorna om sambandet mellan pris- och inkomstelasticitet samt tidsvariationen hos dessa elasticiteter. Behandlingen av den förra frågeställningen ansluter sig i vissa avseenden till den elasticitetsteori, som givits av J. MARSCHAK [O]. Den analytiska utformningen i § 27 synes emellertid innebära en precisering och utveckling av denna teori.

§ 14. Elementära och andra regressionslinjer.

Låt

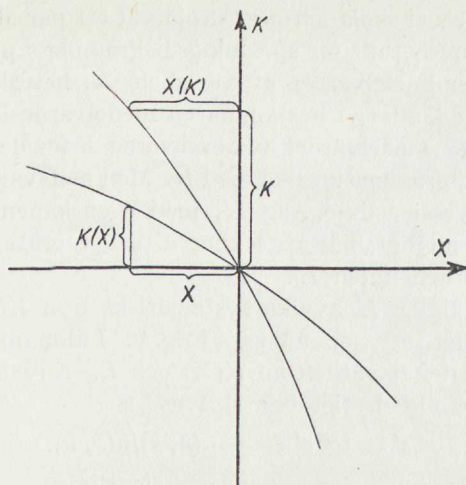
$$K = \log k/m_k; \quad X = \log x/m_x$$

beteckna två statistiska variabler, representerade i ett spridningsdiagram av det i § 11 betraktade slaget. Beteckna med $K(X)$ den kurva, som för ett godtyckligt X -värde anger motsvarande medelvärde av variabeln K , och låt $k(x)$ beteckna motsvarande kurva i koordinatsystemet (x, y) .

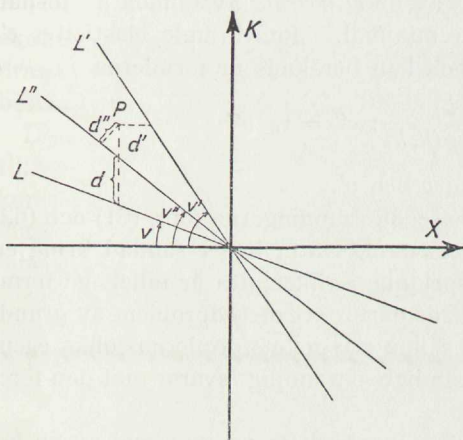
Kurvan $K(X)$, som icke är fullt entydigt bestämd, kan erhållas t. ex. genom att taga X som mittpunkt i ett glidande intervall av bestämd längd och beräkna $K(X)$ såsom medelvärdet av ordinaterna K för de observationer, vilkas abscissor X falla i intervallet.

Medelvärdeskurvan $K(X)$ är det matematiska uttrycket för ett genomsnittligt samband mellan variablerna K och X . I § 11 ha vi begagnat en liknande kurva för att ur spridningsdiagrammet utkristallisera ett genomsnittligt funktionellt samband (den streckade, brutna linjen i fig. 8).

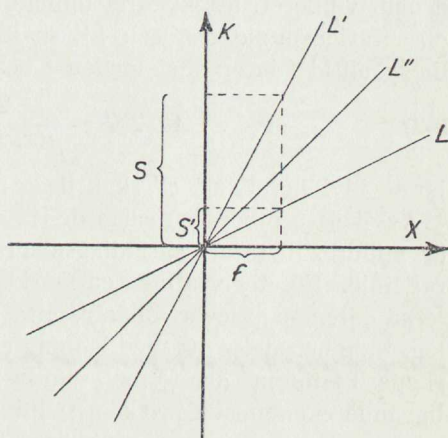
Regressionslinjen (34), säg L , kan uppfattas som en rätlinig approximation till medelvärdeskurvan. Detta samband skall närmare preciseras i § 18. I § 10 definierades linjen L med hjälp av följande minimiegenskap: får d beteckna det lod-



9 a.



9 b.



9 c.

Fig. 9. a) Medelvärdeskurvor. b—c) Elementära ($L-L'$) och diagonala (L'') regressionslinjer.

räta avståndet mellan en observationspunkt P i spridningsdiagrammet och L , är avståndens kvadratsumma, Σd^2 , den minsta möjliga.

En schematisk bild av $K(X)$ och L visas i fig. 9. I efterfrågeanalysen uppfattas $K(X)$ och L såsom efterfrågekurvor; jämligt formel (2—3) bestämes den sökta elasticiteten av efterfrågekurvans lutningsförhållanden. Linjen L leder till en elasticitet, som är oberoende av X och lika med tangenten för vinkeln v mellan L och X -axeln.

Det antyddes redan i § 10, att $K(X)$ och L icke representera de enda möjligheterna att sammanfatta spridningsdiagrammet i en kurva, som ger ett samband mellan K och X . Denna omständighet är av stor betydelse ur såväl praktisk som

teoretisk synvinkel, och vi skola närmast dröja vid ett par alternativa möjligheter att konstruera en representant för spridningsdiagrammets punktsvärmen.

Kurvan $K(X)$ anger medelvärdet av variabeln K , betraktat som funktion av variabeln X . Analogt kunna vi bestämma en medelvärdeskurva, säg $X(K)$, som för varje K -värde anger medelvärdet av abscissorerna X för de observationspunkter, vilkas ordinator äro approximativt lika med K . Med motsvarande symmetri kunna vi bestämma en regressionslinje, säg L' , med egenskapen att kvadratsumman $(d')^2$ är så liten som möjligt; här betecknar d' det vågräta avståndet mellan en observationspunkt P och linjen L' .

Kurvan $X(K)$ och linjen L' avvika systematiskt från $K(X)$ och L respektive, närmare bestämt på det sätt, som antydes i fig. 9. I allmänhet leda sålunda $X(K)$ och L' till högre elasticitetsvärden än $K(X)$ och L . Användas symbolerna (48), kan den mot L' svarande elasticiteten skrivas

$$(61) \quad e' = \operatorname{tg} v' = -\mu(k, k)/\mu(x, k).$$

Linjerna L och L' benämnas *elementära regressionslinjer*.

Vi betrakta även den s. k. *ortogonal* regressionslinjen L'' . Denna bestämmes genom villkoret, att kvadratsumman $(d'')^2$ av de *vinkelräta* avstånden d'' mellan observationspunkterna och L'' skall vara minimal. Motsvarande elasticitet e'' ligger alltid i intervallet mellan e och e' och kan beräknas ur formlerna

$$(62) \quad \operatorname{tg} 2v'' = \frac{2\mu(x, k)}{\mu(x, x) - \mu(k, k)}; \quad e'' = \operatorname{tg} v''$$

jämte bivillkoret, att v'' skall ligga mellan v och v' .

Avvikelsen inbördes mellan de tre elasticitetsbestämningarna (36), (61) och (62) är mindre, ju tätare spridningsdiagrammets punktsvärmen ligger samlad kring en rät linje. Företer svärmen en markerad spridning, vilket ofta är fallet, ge formelerna däremot avsevärt olika resultat. Det är därför ett metodproblem av grundläggande betydelse att med ledning av de skilda elasticitetsformlernas olika egenskaper bestämma den formel, som så fullständigt som möjligt svarar mot den föreliggande ekonomiska problemställningen.

Var och en av regressionslinjerna i fig. 9 b har härletts på grundval av en bestämd minimeringsprincip. Från rent statistisk synpunkt äro dessa principer likvärdiga; vardera linjen utgör på sitt sätt en statistiskt invändningsfri representant för punktsvärmen. Argumenten för och emot de olika alternativen måste därför hämtas från det område, där regressionstekniken skall tillämpas, i förevarande fall sålunda den ekonomiska efterfrågeanalysen. I § 15—17 lämnas en översikt av de argument, som tala för respektive regressionslinjer. Vi ha redan i § 11 förutskickat, att avgörande skäl skola föreläggas för formler av typen (36). Det är också dessa, som allmänt begagnas för elasticitetsberäkningar, och som även kommit till användning vid föreliggande undersökning.

Exempel. Exemplet i § 11 gav $e = 1.17$. Tillämpas på samma material formlerna (61) och (62), erhålles

$$e' = 0.0618/0.0410 = 1.51$$

$$\operatorname{tg} 2v'' = -0.820/(0.0618 - 0.0351) = -3.071; \quad v'' = 54^\circ 1'$$

$$e'' = \operatorname{tg} v'' = 1.38.$$

Regressionslinjerna L och L'' ha inritats i fig. 8 (respektive heldragen och prickad linje). Detta exempel visar, att metoderna ge avsevärt olika resultat även vid den måttliga spridning av observationspunkterna, som ifrågavarande material företer.

För fullständighets skull anföres följande elasticitetsformel, som grundar sig på den s. k. diagonala regressionslinjen,

$$(63) \quad e''' = \pm \sqrt{\frac{\mu(k, k)}{\mu(x, x)}}.$$

Denna formel är artskild från de föregående, i det den diagonala regressionslinjen till skillnad från de övriga icke svarar mot någon bestämd minimeringsprincip vid anpassningen till spridningsdiagrammets punktsvärm. Vi ha sett, att e'' ligger mellan e och e' ; i fallet av 1 oberoende variabel är detta även fallet med e''' .

§ 15. Regressionslinjer såsom uttryck för ekonomiska samband.

I § 14 angåvos fyra statistiska metoder att ur ett spridningsdiagram utkristallisera en rät linje såsom representant för punktsvärmen. Vi skola i denna och de två följande paragraferna kritiskt granska dessa metoder från ekonomisk synpunkt.

Helt allmänt kan man säga, att de olika regressionslinjerna svara mot olika ekonomiska problemställningar. Med andra ord: arten av de slutsatser, som skola dragas med ledning av regressionslinjen, är utslagsgivande för valet av princip för bestämning av linjen ifråga.

Denna allmänna princip står i full överensstämmelse med regressionsteknikens tillämpningar på andra forskningsområden. Låt oss betrakta ett klassiskt exempel: korrelationen mellan kroppslängden hos far och son. Upprättas ett spridningsdiagram på grundval av mätningar i ett antal familjer, kan man på angivet sätt inlägga de olika regressionslinjerna. Ett sådant diagram uppvisar tämligen stark spridning, enär icke blott arvsanlaget utan även andra faktorer äga inflytande på kroppslängden. Betecknas faderns längd med X och sonens med K , varvid måtten tänkas angivna som avvikelser från respektive medelvärden, erhålles sålunda ett diagram av den typ, som visas i fig. 9 c¹. Den elementära regressionslinjen L anger här den genomsnittliga kroppslängden av sönerna under förutsättning, att faderns längd är känd. Omvänt kan den andra elementära linjen L' begagnas för att beräkna ett gruppgenomsnitt av faderns längd, när man känner sonens. Det innebär således ingen logisk motsägelse, att linjerna L och L' icke sammanfalla. Betrakta vi t. ex. en grupp fäder av exakt samma längd f (se fig. 9 c), representerar enligt ovan sträckan s' medellängden av sönerna i samma grupp — omvänt måste man gå till en grupp söner av längden s för att finna fäder, vilkas respektive längder gruppera sig kring ett medelvärde lika med f .

Detta exempel är av allmän innebörd. Sakläget kan beskrivas så, att det från synpunkten av en elementär regressionslinje, vare sig L eller L' , icke råder symmetri mellan variablerna. Närmare bestämt uttrycker den ena koordinaten ett föreskrivet, exakt variabelvärde och den andra koordinaten ett motsvarande gruppmedelvärde för den andra variabeln. I enlighet härmed skola vi kalla den förra variabeln *primär*, den andra *sekundär*. En upplysande benämning är att kalla de primära variablerna *förklarande*; alternativt skola vi även använda benämningarna

¹ Fig. 9 c baserar sig på mätningar, som anförts av G. U. YULE (se [V], sid. 160).

oberoende och *beroende* för primära och sekundära variabler respektive. Som synes är X primär och K sekundär i förhållande till L , och omvänt beträffande L' .

Ovanstående resonemang ger följande svar på vår metodfråga: När det gäller att beräkna — eller rättare uppskatta — variabeln K med ledning av X , bör man använda regressionslinjen L ; är uppgiften att beräkna X med ledning av K , bör man använda linjen L' . I bägge fallen erhålles ett genomsnittsvärde för den variabel, som skall beräknas.

Denna slutsats kan direkt tillämpas på efterfrågeanalysen. Problemställningen vid beräkning av priselasticitet och inkomstelasticitet är att undersöka hur konsumtionen reagerar för förändringar i pris och inkomst respektive. I den allmänna terminologin är således konsumtionen den sekundära variabeln, medan priset och inkomsten äro primära variabler. Detta innebär, att vi för elasticitetsberäkningarna ha att använda formel (36) med bibehållande av beteckningarna, nämligen k för konsumtion och x för pris eller inkomst.

Betraktar man ett spridningsdiagram över konsumtion och pris, svarar regressionslinjen L' mot problemet att vid given konsumtion beräkna genomsnittsvärdet av motsvarande prisnoteringar. Detta problem är diametralt motsatt frågeställningen vid föreliggande undersökning; linjen L' lämnas därför å sido i det följande. Det må i detta sammanhang påpekas, att ifrågavarande problemställning, där konsumtionen uppfattas som primär variabel, är ointressant ur ekonomisk synpunkt. Prisbildningsförloppet kännetecknas därav, att priset är regulator för balansen mellan tillgång och efterfrågan, och just i denna omständighet ligger, att priset utgör en primär variabel i förhållande till konsumtionen. Av liknande skäl är det utan intresse att betrakta inkomsten som sekundär i förhållande till konsumtionen.

Vad beträffar den ortogonala regressionslinjen, i fig. 9 betecknad med L'' , är den genom sin definition i så måtto symmetrisk med avseende på variablerna, att ingendera betraktas som primär i förhållande till den andra. Dess ekonomiska innebörd är därför principiellt skild från de förut betraktade linjernas. Med ett vagt uttryck brukar L'' sägas representera ett »strukturellt samband» mellan variablerna. I § 16 få vi tillfälle att närmare precisera, hur detta kan tolkas. Vi vilja emellertid i detta sammanhang betona, att ett sådant strukturellt samband icke utan vidare får utnyttjas för att ur motsvarande ekvation beräkna den ena variabeln, när den andra är känd; vid denna problemställning bör man, som vi sett, begagna vederbörande elementära regressionslinje.

I denna paragraf och den närmast föregående ha vi betraktat fallet av två variabler. De förda resonemangen behålla emellertid sin giltighet, när vi studera efterfrågans beroende av flera variabler. Vid den föreliggande ekonomiska problemställningen finner man, att konsumtionen alltid är den sekundära variabeln, medan pris, inkomst etc. äro primära. Den i § 10 redovisade generella metoden står i full överensstämmelse med denna iakttagelse. I det allmänna fallet böra vi alltså beräkna elasticiteterna med hjälp av systemet (49). Vi framhålla även, att den i slutet av § 10 angivna metoden för betingad efterfrågeanalys likaledes är korrekt från synpunkten av frågeställningen vid föreliggande undersökning och vid elasticitetsberäkning i allmänhet.

§ 16. Regressionslinjer och observationsfel.

Statistiska data äro liksom alla slags mätningar utsatta för observationsfel. Ofta äro felen så små, att de utan vidare kunna försummas. Vad större fel beträffar, är det särskilt viktigt att ge akt på eventuella systematiska fel. Vid statistiska beräkningar kunna observationsfelen förhålla sig på olika sätt. Vid vissa kalkyler, t. ex. medelvärdesberäkningar, visa de en tendens att utjämnas, i andra fall samverka de och medföra större eller mindre systematiska fel. I regressionsanalys förete observationsfelen en tendens till systematiskt inflytande. Helt allmänt kan man säga, att förekomsten av tillfälliga fel i primärmaterialet är ägnad att undanskymma eventuella samband mellan de analyserade statistiska serierna. I efterfrågeanalysen tager sig denna tendens uttryck däri, att de statistiskt beräknade elasticiteterna bli mindre, ju större observationsfelen äro i den oberoende variabeln. Med stöd av vissa sannolikhetsteoretiska argument skola vi i denna paragraf närmare undersöka antydda effekt av observationsfelen. Som förut kunna vi begränsa oss till fallet av två variabler; de följande tankegångarna äro av allmän räckvidd och äga för övrigt tillämpning även vid betingad regressionsanalys.

De i det föregående betraktade variablerna X och K skola vi i denna paragraf uppfatta såsom variabler i sannolikhetsteorins mening. Vi skola även uppfatta motsvarande observationsvärden, säg ξ och \varkappa respektive, såsom sannolikhetsteoretiska variabler, närmare bestämt såsom additivt sammansatta av X och K respektive samt motsvarande observationsfel. Betecknas de senare med α och β respektive, är således

$$(64) \quad \xi = X + \alpha; \quad \varkappa = K + \beta.$$

Det sannolikhetsteoretiska medelvärdet av en variabel, säg Z , skall i det följande betecknas $m(Z)$. Medelfelet av Z betecknas $D(Z)$; följaktligen är

$$D^2(Z) = m(Z^2) - m^2(Z).$$

Vi förutsätta, att de i (64) uppträdande variablerna mätas från respektive medelvärden, så att

$$m(\xi) = m(\varkappa) = m(X) = m(K) = m(\alpha) = m(\beta) = 0$$

vilket icke inskränker analysens allmängiltighet.

Betraktas X som primär variabel, kan regressionen mellan X och K uttryckas genom formeln

$$(65) \quad K = \frac{m(XK)}{m(X^2)} \cdot X + \delta_x$$

där δ_x är avvikelsern i den lineära approximationen. Analogt erhålles för regressionen mellan ξ och \varkappa med ξ som primär variabel

$$(66) \quad \varkappa = \frac{m(\xi\varkappa)}{m(\xi^2)} \cdot \xi + \delta_\xi.$$

Vi göra nu det förenklande antagandet, att observationsfelen α och β äro okorrelerade med varandra och med variablerna X och K , d. v. s. att

$$(67) \quad m(\alpha\beta) = m(\alpha X) = m(\alpha K) = m(\beta X) = m(\beta K) = 0.$$

I så fall kan (65) skrivas på formen

$$K = q \cdot \frac{m(\xi\kappa)}{m(\xi^2)} \cdot X + \delta_x$$

där

$$(68) \quad q = \frac{m(\xi^2)}{m(X^2)} = \frac{m(X^2) + m(a^2)}{m(X^2)} = 1 + \frac{D^2(a)}{D^2(X)} \geq 1.$$

Tillämpas ovanstående formler på efterfrågeanalysen, motsvaras den statistiskt beräknade elasticiteten, säg \bar{e} , av koefficienten för ξ i (66), d. v. s.

$$(69) \quad \bar{e} \infty \frac{m(\xi\kappa)}{m(\xi^2)} = \frac{m(XK)}{m(X^2) + m(a^2)}.$$

Ett material fritt från observationsfel ger enligt (65) elasticiteten

$$(70) \quad \bar{e} \infty \frac{m(XK)}{m(X^2)}.$$

En jämförelse mellan (69) och (70) visar, att den statistiskt beräknade elasticiteten har en tendens att bli för liten till följd av observationsfelen. Formlerna ge även upplysning om den korrektion, som bör anbringas: elasticiteten har att multipliceras med den faktor q , som anges av (68). Denna faktor är $= 1$, när den oberoende variabeln är fri från observationsfel, och är desto större, ju större dessa fel äro.

Det må nämnas, att antagandet (64) kan ges en allmännare innebörd än vad ovan angivits. Variablerna α och β kunna nämligen tänkas representera icke blott observationsfel utan över huvud taget slumpmässiga faktorer, som göra sig gällande i prisbildningsförloppet och som överlagras på de hypotetiska, »strukturella» variablerna X och K respektive. Slutsatserna förändras icke vid denna tolkning: därest betingelsen (67) är uppfylld, kan enligt (69—70) elasticiteten $\frac{m(XK)}{m(X^2)}$ approximativt bestämmas ur den statistiskt beräknade elasticiteten \bar{e} genom att multiplicera med faktorn q . Ansatsen (64) kan sålunda uppfattas som en hypotetisk modell för prisbildningsförloppet av annan natur än den i föregående paragraf betraktade.

Vi ha sett, att vår ekonomiska frågeställning leder till de elementära regressionslinjerna; härvid har man att korrigera den resulterande elasticiteten med en multiplikativ faktor, därest statistiken rörande den oberoende variabeln störes av observationsfel. Det förtjänar påpekas, att den korrigerade elasticiteten i allmänhet avviker från den ur den ortogonala regressionslinjen härledda elasticiteten. Antager man t. ex. att $D(\alpha) = D(\beta)$, blir den senare elasticiteten större än den förra, så snart sambandet mellan X och K antingen är av sannolikhetsteoretisk natur eller är funktionellt utan att vara lineärt. Under den speciella förutsättningen

$$\xi = X + \alpha; \kappa = c \cdot X + \beta; D(\alpha) = D(\beta)$$

komma ifrågavarande metoder att ge lika resultat.

För att i praktiken kunna tillämpa den ovan angivna korrektionsmetoden måste man känna det numeriska värdet av den genom (68) givna faktorn q . Den föregående analysen ger emellertid ingen upplysning om den för beräkning av q erforder-

derliga kvoten $D(a)/D(X)$. I själva verket låter det sig icke göra att bestämma denna kvot med ledning enbart av spridningsdiagrammet. Saken kan även uttryckas så, att den i (64) förutsatta uppsjälkningen av ξ i komponenterna X och a samt κ i K och β icke är entydigt bestämd av spridningsdiagrammet. För beräkning av faktorn q erfordras sålunda annat underlag.

Vi ha sett, att det är observationsfelen i den oberoende variabeln, som bestämma korrektionsfaktorn (68); eventuella observationsfel i den beroende variabeln medföra således intet systematiskt fel. Detta äger även tillämpning på fallet av flera oberoende variabler. Vid efterfrågeanalysen gäller alltså helt allmänt, att tillfälliga observationsfel i kvantitetsstatistiken icke medföra något systematiskt fel i elasticitetsberäkningen.

Möjligen med undantag för inkomstserierna i den löpande marknadsstatistiken grunda sig de beräkningar, som redovisas i det följande, på ett synnerligen tillförlitligt primärmaterial. Tack vare detta sakförhållande har någon korrektion för observationsfel i regel icke behövt komma ifråga. Vi få i nästa par. tillfälle att återkomma till hithörande problem och belysa teorin för observationsfel med ett konkret exempel, där det eventuella felet visar sig kunna försummas.

§ 17. Gruppelasticiteter från regressionsteknisk synpunkt.

På basis av det funktionella elasticitetsbegreppet ha vi härlett de grundläggande relationerna (23) och (30) mellan individuella och kollektiva efterfrågeelasticiteter. Varje formel för statistisk elasticitetsberäkning kan uppfattas som ett surrogat för den funktionella elasticitetsdefinitionen, och sålunda uppstår frågan, huruvida sagda relationer äro giltiga även för statistiskt beräknade elasticiteter. Vore icke detta fallet, skulle man komma till själv motsägande resultat, så snart man t. ex. ville förfina en efterfrågeanalys genom att beräkna en varas priselasticitet icke blott för en viss marknad utan även för olika delar därav, ty relationen (23) har ju härletts ur det enkla faktum, att totalmarknadens konsumtion alltid är lika med summan av de inom delmarknaderna konsumerade kvantiteterna. I själva verket kan giltigheten av relationerna i fråga anses såsom en förutsättning för den praktiska användbarheten av den statistiska efterfrågeanalysen och därför såsom ett utslagsgivande kriterium vid granskningen av olika metoder för statistisk elasticitetsberäkning.

I denna paragraf skall det antydda kriteriet tillämpas på de i § 14 angivna metoderna. Vi skola finna, att ifrågavarande relationer bliva approximativt uppfyllda, om elasticiteterna beräknas ur systemet (49), men att detta i allmänhet icke blir fallet, om något av de övriga förfaringssätten lägges till grund för beräkningarna. Det skall även visa sig, att kriteriet ger en hållpunkt för bedömande av den i § 16 berörda korrektionsfaktorn.

Som förut är det tillräckligt att betrakta fallet av två variabler. Primärmaterialet antages representerat av (31—32), och vi skola sålunda undersöka de genom (36) och (61—63) angivna metoderna. Vi anteckna som gemensamt drag hos ifrågavarande metoder, att de i stället för de givna statistiska data (31—32) begagna motsvarande logaritmiska avvikelser (60).

I förbigående göra vi uppmärksam på, att substitutionen $K = c \cdot \kappa$, $X = C \cdot \xi$, där c och C äro godtyckliga konstanter, icke förändrar de logaritmiska avvikelserna (60) och följaktligen ej heller de betraktade elasticitetsformlerna. Detta innebär i likhet med vad i § 3 konstaterades beträffande det funktionella elasticitetsbegreppet, att de statistiskt beräknade elasticiteterna äro oberoende av de i primärmaterialet begagnade måttenheterna. De regressionstekniska metoderna kunna även begagnas utan logaritmisk transformation av primärmaterialet; de elementära regressionslinjerna liksom den diagonala leda därvid till samma elasticitet, hur än primärmaterialets måttenheter väljas, något som i allmänhet icke är fallet vad den ortogonala regressionslinjen beträffar.

Återgående till den inledningsvis angivna frågeställningen, skola vi först undersöka, om relationen (23) mellan individ- och marknadselasticiteter har någon motsvarighet vid statistiskt beräknade elasticiteter. Låt den betraktade varans prisnoteringar under s år betecknas

$$(71) \quad p_1, p_2, p_3, \dots, p_s$$

och låt de varukvantiteter, som under respektive år försäljas på den ifrågavarande marknaden representeras av

$$(72) \quad k_1, k_2, k_3, \dots, k_s.$$

Antag, att marknaden består av h individer och låt

$$(73) \quad k_1^{(v)}, k_2^{(v)}, k_3^{(v)}, \dots, k_s^{(v)}$$

beteckna de kvantiteter, som under respektive år inköpas av den v :te individen. I analogi med (35) må m_{k_n} och $m_{k^{(v)}}$ beteckna geometriska medelvärden,

$$(74) \quad m_{k_n} = \sqrt[h]{k_n^{(1)} \cdot k_n^{(2)} \cdot \dots \cdot k_n^{(h)}}; m_{k^{(v)}} = \sqrt[s]{k_1^{(v)} \cdot k_2^{(v)} \cdot \dots \cdot k_s^{(v)}}.$$

Motsvarande aritmetiska medelvärden indiceras med asterisker,

$$(75) \quad m_{k_n}^* = \frac{1}{h} (k_n^{(1)} + k_n^{(2)} + \dots + k_n^{(h)}); m_{k^{(v)}}^* = \frac{1}{s} (k_1^{(v)} + k_2^{(v)} + \dots + k_s^{(v)}).$$

Marknadsförsäljningen sammansättes additivt av de individuella uppköpen, och följaktligen är

$$(76) \quad k_n = k_n^{(1)} + k_n^{(2)} + \dots + k_n^{(h)} = h \cdot m_{k_n}^*; n = 1, 2, \dots, s.$$

$$(77) \quad m_k^* = m_{k^{(1)}}^* + m_{k^{(2)}}^* + \dots + m_{k^{(h)}}^*.$$

Vi anteckna den approximativa relationen

$$(78) \quad \log \frac{k_n^{(v)}}{m_{k^{(v)}}} = \log \left(1 + \frac{k_n^{(v)} - m_{k^{(v)}}}{m_{k^{(v)}}} \right) \approx \frac{k_n^{(v)} - m_{k^{(v)}}}{m_{k^{(v)}}^*}$$

som erhålles genom att betrakta första termen vid serieutveckling av logaritmen enligt (14) och därvid ersätta det geometriska medelvärdet med det aritmetiska. Relationen (78) ger, med beaktande av (76—77),

$$(79) \quad \begin{cases} m_{k^{(1)}}^* \cdot \log k_n^{(1)}/m_{k^{(1)}} + m_{k^{(2)}}^* \cdot \log k_n^{(2)}/m_{k^{(2)}} + \dots + m_{k^{(h)}}^* \cdot \log k_n^{(h)}/m_{k^{(h)}} \approx \\ \approx (m_{k^{(1)}}^* + m_{k^{(2)}}^* + \dots + m_{k^{(h)}}^*) \cdot \log k_n/m_k = m_k^* \cdot \log k_n/m_k. \end{cases}$$

Enligt (36) är marknadselasticiteten

$$(80) \quad e = - \frac{\sum_{n=1}^s \log k_n/m_k \cdot \log p_n/m_p}{\sum_{n=1}^s (\log p_n/m_p)^2}$$

och de individuella elasticiteterna

$$(81) \quad e^{(\nu)} = - \frac{\sum_{n=1}^s \log k_n^{(\nu)}/m_{k^{(\nu)}} \cdot \log p_n/m_p}{\sum_{n=1}^s (\log p_n/m_p)^2}; \quad \nu = 1, 2, \dots, h.$$

Tack vare relationen (79) erhålles omedelbart formeln

$$(82) \quad e \approx \frac{m_{k^{(1)}}^* \cdot e^{(1)} + m_{k^{(2)}}^* \cdot e^{(2)} + \dots + m_{k^{(h)}}^* \cdot e^{(h)}}{m_{k^{(1)}}^* + m_{k^{(2)}}^* + \dots + m_{k^{(h)}}^*}.$$

I ord kunna formlerna sammanfattas på följande sätt:

Sker den statistiska elasticitetsberäkningen på grundval av formel (36), blir marknadselasticiteten approximativt lika med det vägda medelvärde av de individuella elasticiteterna, som erhålles genom att såsom vikter begagna respektive individuella genomsnittsvärden av konsumtionen.

Detta resultat innebär, att den viktiga relationen (23) mellan funktionellt definierade individ- och marknadselasticiteter har en direkt motsvarighet vid enligt (36) på grundval av statistiskt material beräknade elasticiteter. Den betraktade metoden satisfierar sålunda det i inledningen till denna paragraf angivna kriteriet för praktisk användbarhet. Vi observera, att (82) härletts med begagnande av den omständigheten, att elasticitetsformlerna (80—81) ha gemensam nämnare. Vid de alternativa elasticitetsformlerna (61—63) är sammanhanget betydligt mer komplicerat, och här har relationen (82) i allmänhet ingen motsvarighet.

Härledningen av den med (23) analoga formeln (82) kan begagnas för att finna en parallell analogi till formel (30). För den skull erfordras blott en omtolkning av beteckningssystemet. Vi betrakta sålunda dels s hushåll, för vilkas respektive inkomster må införas den med (71) analoga beteckningen

$$i_1, i_2, \dots, i_s$$

dels h varuslag och låta (73) beteckna konsumtionen av den ν :te varan inom respektive hushåll. Konsumtionen av de olika varorna antages vara uttryckt i penningvärde eller på något annat enhetligt sätt; sammanlagda konsumtionen av de h varorna inom respektive hushåll betecknas enligt (72). Erforderliga medelvärden

och hjälprelationer bildas i analogi med formlerna (74—79). Den enligt (36) beräknade inkomstelasticiteten är för hela varugruppen

$$E = \frac{\sum_{n=1}^s \log k_n/m_k \cdot \log i_n/m_i}{\sum_{n=1}^s (\log i_n/m_i)^2}$$

och för de enskilda varuslagen

$$E^{(\nu)} = \frac{\sum_{n=1}^s \log k_n^{(\nu)}/m_{k^{(\nu)}} \cdot \log i_n/m_i}{\sum_{n=1}^s (\log i_n/m_i)^2}; \nu = 1, 2, \dots, h.$$

I analogi med (82) erhåller man slutligen

$$(83) \quad E \sim \frac{m_{k^{(1)}}^* \cdot E^{(1)} + m_{k^{(2)}}^* \cdot E^{(2)} + \dots + m_{k^{(h)}}^* \cdot E^{(h)}}{m_{k^{(1)}}^* + m_{k^{(2)}}^* + \dots + m_{k^{(h)}}^*}.$$

Denna formel är analog med (30) och kan uttryckas i följande ord:

Därest inkomstelasticiteten för en varugrupp beräknas på grundval av formel (36), approximeras gruppelasticiteten av det vägda medelvärde av de enskilda varornas elasticiteter, vars vikter utgöres av de genomsnittliga utgiftsposterna för respektive varuslag.

Denna parallell till formel (30) har i allmänhet ingen motsvarighet om elasticiteterna beräknas på grundval av formlerna (61—63).

Det är av intresse att betrakta det speciella fall, då

$$(84) \quad k_n^{(\nu)} = c^{(\nu)} \cdot k_n$$

d. v. s. då de individuella konsumtionsserierna (73) äro proportionella mot den kollektiva serien (72). I detta fall äro de individuella elasticiteterna lika inbördes och lika med den kollektiva elasticiteten, och relationerna (82) och (83) bliva följaktligen exakt uppfyllda. Betraktar man å andra sidan de enligt (61—63) beräknade elasticiteterna, är det tydligt att individuella och kollektiva elasticiteter även här bli lika. Således äro relationerna (82) och (83) uppfyllda, så snart primärmaterialet är beskaffat i enlighet med (84). Det är nu att märka, att betingelsen (84) är synnerligen speciell. I själva verket råder det en allmän tendens, att den genom sammanslagning erhållna kvantitetsserien (72) uppvisar ett jämnare, mindre slumpmässigt förlopp än de individuella serierna (73), och denna tendens står i motsats till relationen (84). Ju starkare den individuella spridningen gör sig gällande, desto större blir avvikelserna mellan gruppelasticiteten och medelvärdet av de individuella elasticiteterna, allt under förutsättning att elasticitetsberäkningen sker enligt någon av formlerna (61—63). Vi ha emellertid sett, att någon sådan effekt av spridningen icke uppträder, därest formel (36) användes vid elasticitetsberäkningen.

Exempel. Ovanstående analys och dess praktiska betydelse illustreras av följande elasticitetsberäkningar, som hänföra sig till formel (30) och grunda sig på hushållsboksstatistiken för år 1913.

Tab. 2. Inkomstelasticiteten för samtliga utgifter såsom medelvärde av elasticiteterna för enskilda budgetposter.

Budgetposter	Utgift per konsumtionsenhet, kr.	Inkomstelasticitet enligt formel nr				Korrelation mellan inkomst och utgift
		(36)	(63)	(62)	(61)	
Födo- och njutningsämnen, A	182·82	0·26	0·70	0·42	1·86	0·38
Födo- och njutningsämnen, B	175·81	0·71	1·16	1·28	1·90	0·61
Bostad	108·66	0·64	1·27	1·60	2·54	0·50
Bränsle och lyse, tvätt	43·73	0·43	1·11	1·29	2·83	0·39
Inventarier	25·39	2·07	4·22	8·24	8·61	0·49
Kläder och skodon	97·80	1·31	2·35	3·71	4·20	0·56
Sjukvård och hälsovård	15·18	1·70	3·79	7·98	8·45	0·45
Utgifter för intellektuella ändamål, nöjen och förströelser; resor	33·79	1·41	2·27	3·26	3·66	0·62
Förenings- och försäkringsavgifter	30·63	1·51	4·14	10·77	11·34	0·37
Skatter	33·71	1·96	3·13	4·69	4·98	0·63
Gåvor och övriga utgifter	23·75	2·93	4·52	6·77	6·97	0·65
Samtliga utgifter	770·76	0·88	0·92	0·92	0·97	0·95
Vägda medelvärden	(770·77)	0·90	1·72	2·57	3·42	

Primärmaterialiet omfattar en grupp av 50 hushåll. I syfte att få homogent material, har detta begränsats till en enda stad, Göteborg, och vidare omfattar de valda hushållen mellan 2·2 och 2·6 konsumtionsenheter. I hushållsboksstatistikens numrering (jfr [A], III, tab. 1) består gruppen av följande hushåll: 560, 574—5, 579, 583, 598, 601—3, 608, 611, 614, 618—9, 622, 629—30, 632—3, 638, 646, 648, 650—5, 658, 661, 665, 667, 678, 680, 689, 697, 699, 700, 707—8, 712—3, 717, 719, 721, 724, 730, 738, 750, 755.

Beräkningen avser inkomstelasticiteten för 11 budgetposter, vilka tillsammans utgöra det enskilda hushållets samtliga utgifter. De 11 budgetposterna redovisas i tab. 2 (jfr [A], III, tab. 2). Livsmedlen ha indelats i enklare (A) och finare (B), varvid följande varuslag förts till förra gruppen: Oxkött, fläsk, inälvor, konserverat kött, korv, sylta, sill, strömming, konserverad fisk, mjölk, margarin, ost, fett, flott, rågröd, skorpor, mjöl, gryn, torkade örter och bönor, potatis, sirap samt kryddor.

Betraktar man nu inkomstelasticiteten för å ena sidan varje enskild budgetpost och å andra sidan samtliga utgifter, råder mellan dessa elasticiteter relationen (30). Man bör följaktligen kräva, att denna relation skall tillfredsställas även av de statistiskt beräknade elasticiteterna.

På grundval av den publicerade statistiken rörande de 50 hushållsböckerna har inkomstelasticiteten beräknats enligt var och en av de i § 14 angivna metoderna och för var och en av de 11 budgetposterna. Resultatet redovisas i tab. 2. Man ser, att elasticiteterna äro olika för de olika budgetposterna; i allmänhet finner man desto större värden, ju längre ner man går i tabellen. Man ser också, vilket i detta sammanhang är det viktigaste, att de olika metoderna för elasticitetsberäkningen ge väsentligt olika resultat. De lägsta värdena levereras av formel (36). De diagonala och ortogonala regressionslinjerna respektive giva genomgående betydligt högre värden, dock ej så höga som de ur (61) beräknade.

Fig. 10 visar det logaritmiska spridningsdiagrammet enligt § 11 för den andra budgetposten i tab. 2, d. v. s. livsmedel i grupp B. Det enskilda hushållets inkomst

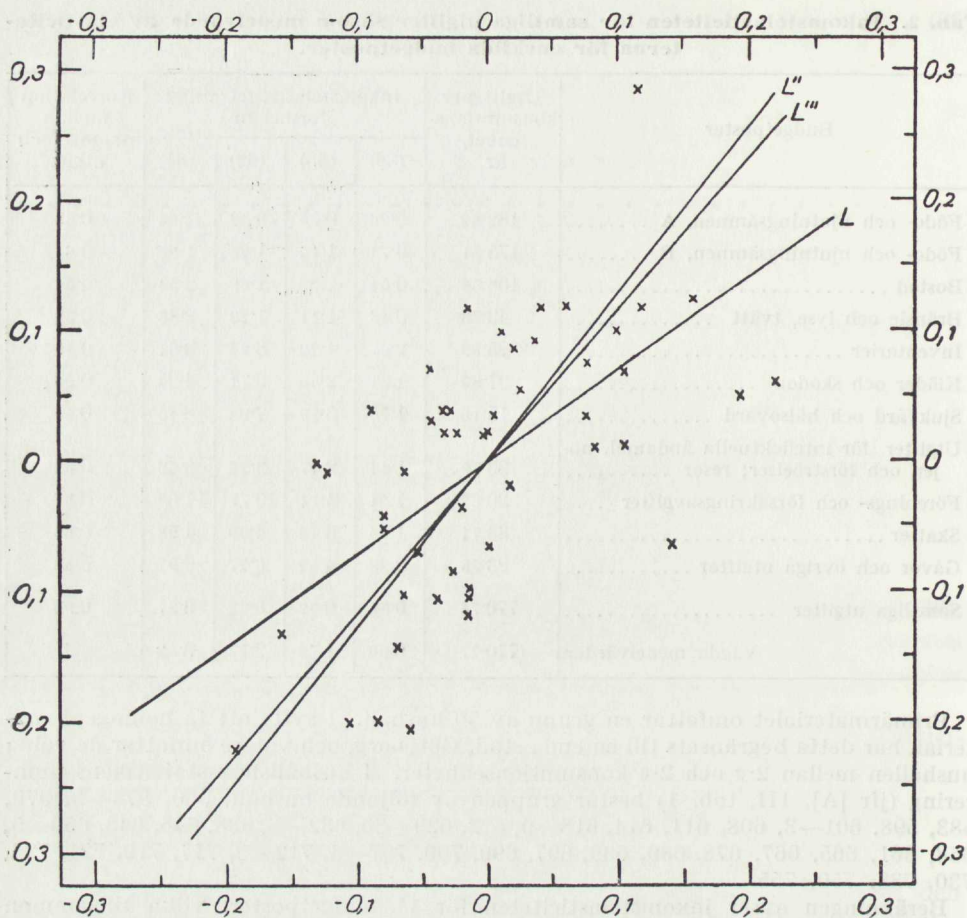


Fig. 10. Logaritmiskt spridningsdiagram, avseende inkomst och livsmedelsutgift inom 50 göteborgshushåll år 1913.

Regressionslinjerna L , L'' och L''' svara mot formlerna (36), (62) och (63) respektive.
Vågrät axel: inkomst. Lodrät axel: utgift.

och dess utgift för dessa livsmedel äro som synes förenade med ett jämförelsevis stramt samband; enligt tab. 2 är korrelationskoefficienten 0.61. Icke desto mindre förete de diagonala och ortogonala regressionslinjerna (L''' och L'' respektive) betydligt större lutning än den elementära (L), vilket tager sig uttryck i att formlerna (63) och (62) ge betydligt större elasticitet än (36), nämligen respektive 1.16 och 1.28 mot 0.71. För de flesta andra budgetposter är skillnaden ännu större.

På samma sätt har elasticitetsberäkningen genomförts för summan av de 11 budgetposterna. De erhållna värdena, vilka redovisas på näst sista raden av tab. 2, ligga mellan 0.88 och 0.97. De äro således betydligt mer överensstämmande inbördes än för de enskilda budgetposterna, något som givetvis sammanhänger med att spridningsdiagrammets punktsvärm, enligt vad korrelationskoefficienterna i tabellens sista kolumn visa, här ligger väsentligt mer samlad kring en rät linje.

Tab. 2 redovisar även de 50 hushållens genomsnittliga utgifter per konsumtionsenhet för respektive budgetposter. Dessa tal motsvara de i formlerna (75) och (83) uppträdande uttrycken $m_{k(v)}^*$. Summan av dessa tal anges nederst i utgiftskolumnen

och utgör 770.77 kr. Tack vare att antalet konsumtionsenheter är nästan lika inom de 50 hushållen, skiljer sig som synes denna summa blott med 1 öre från det per konsumtionsenhet inom de 50 hushållen beräknade medelvärdet av samtliga utgifter.

För vart och ett av metodalternativen och i enlighet med (83) har med hjälp av talen $m_{k(v)}^*$ beräknats vägda medelvärden av elasticiteterna för respektive budgetposter. Vart och ett av dessa medelvärden, vilka angivas på sista raden av tab. 2, utgör den direkta statistiska motsvarigheten till det i relation (30) uppträdande medelvärdet och bör följaktligen överensstämma med den enligt samma metod beräknade elasticiteten för samtliga utgifter, d. v. s. med respektive tal i näst sista raden. Med andra ord, en metod leder till en självmotsägelse i den mån den elasticitet, som enligt metoden i fråga erhålles för samtliga utgifter, avviker från det vägda medelvärdet av de enligt samma metod beräknade elasticiteterna för de enskilda budgetposterna.

Tab. 2 ger en slående bekräftelse på den generella analysen i denna par. I överensstämmelse med formel (83) leder sålunda formel (36) till nästan exakt samma värden i de bägge sista raderna; var och en av de övriga elasticitetsformlerna ger däremot upphov till en betydande avvikelse. I detta speciella material äro de enligt diagonalmetoden beräknade elasticiteterna för de enskilda budgetposterna genomsnittligen mer än 75 % för höga, medan ortogonalmetoden i genomsnitt givit mer än 150 % för höga värden.

Det systematiska fel, som enligt vad vi sett vidlåder elasticitetsformlerna (61—63), skall i det följande benämnas *spridningseffekten*. Formel (83) visar, att något sådant fel icke stör den i föreliggande undersökningen begagnade metoden för elasticitetsberäkning.

Vi avsluta denna par. med några bemärkanden av principiell innebörd.

Enligt ett påpekande i anknytning till formel (82) uppträder spridningseffekten även när formlerna (61—63) begagnas för beräkning av priselasticitet. Liksom i ovanstående exempel leda sålunda dessa formler även här till resultat, som i princip äro självmotsägande, något som däremot icke är fallet med formel (36). Ett detaljerat exempel kan i detta fall genomföras, om man exempelvis förfogar över kvantitets- och prisstatistik för olika individer och om priskurvorna sammanfalla; spridningseffekten visar sig, när den individuella statistiken sammanställs till en marknadsstatistik. På samma sätt gör sig spridningseffekten gällande, om man sammanslår regionala delmarknader till större enheter.

I § 16 visades, att den enligt formel (36) beräknade elasticiteten bör korrigeras, därest primärmaterialet rörande den förklarande variabeln är behäftat med observationsfel. Finnas sådana fel i de 50 ovan undersökta hushållsböckerna, skulle enligt den allmänna teorin de med hjälp av formel (36) och i tab. 2 redovisade elasticiteterna erfordra en multiplikativ korrektion med en viss gemensam faktor. Det är av intresse att beakta, att relationerna (82) och (83) gälla även för de korrigerade elasticiteterna.

Den allmänna teorin ger ingen närmare upplysning om storleken av korrektionsfaktorn än att den korrigerade elasticiteten icke är större än den enligt (61) beräknade. I det föregående exemplet är detta emellertid tillräckligt för att säkerställa påståendet, att en eventuellt erforderlig korrektion måste vara helt obetydlig. Enligt tab. 2 behöver nämligen den okorrigerade elasticiteten för samtliga utgifter, d. v. s. 0.88, ej höjas med mer än 10 % för att komma i nivå med den ur (61) er-

hållna elasticiteten, och en höjning med 5 % är tillräcklig för att den skall sammanfalla med det enligt diagonal- och ortogonalmetoderna erhållna värdet 0.92.

Med tanke på den noggrannhet, som kännetecknar den svenska hushållsboksstatistiken och varpå det föregående exemplet ger ett ytterligare belägg, har någon korrektion för observationsfel icke tillämpats på de inkomstelasticiteter, som beräknats på grundval av denna statistik. Enär även beräkningarna rörande priselasticitet grunda sig på synnerligen tillförlitligt material, har korrektionen för observationsfel även här ansetts försumbar. I detta sammanhang må nämnas, att den statistiskt beräknade priselasticiteten i allmänhet är större än motsvarande inkomstelasticitet. Såsom vi i kap. 5 skola närmare utveckla, finnes det skäl att uppfatta de statistiskt beräknade priselasticiteterna såsom gällande på relativt kort sikt; å andra sidan är det naturligt att antaga, att den på lång sikt gällande priselasticiteten är mindre än korttidselasticiteten, ehuru i regel större än inkomstelasticiteten. Med hänsyn härtill är den eventuella korrektionen för observationsfel en fråga av mindre praktisk betydelse vid priselasticiteten än vid inkomstelasticiteten.

§ 18. Krökt regression och rätlinig.

I § 1 uppställdes den generella elasticitetsdefinitionen på grundval av en efterfrågefunktion av godtyckligt många variabler. Formel (21) anger den allmännaste efterfrågefunktion med egenskapen, att elasticiteten med avseende på envar variabel är konstant och oberoende av de övriga variablerna. Det är efterfrågefunktioner av typen (21), som lagts till grund för den föreliggande undersökningen, något som antydde redan i § 10. Elasticiteterna uppträda i funktionen (21) i form av obestämda parametrar; den statistiska bestämningen av elasticiteterna sker enligt ekvationssystemet (49).

Vi skola i denna par. diskutera innebörden av den approximation, som består i att efterfrågefunktionen antages vara av den speciella typen (21). Låt oss till en början betrakta fallet av en enda förklarande variabel och därvid anknyta till framställningen i § 14.

Med $K(X)$ ha vi betecknat den funktion, som uttrycker sambandet mellan den oberoende variabeln X och motsvarande medelvärde för den beroende variabeln K . Den efterfrågefunktion, som erhålles vid den statistiska elasticitetsberäkningen enligt (49) — vilket system i detta fall förenklas till formel (36) — åskådliggöres grafiskt av den med L betecknade regressionslinjen i det logaritmiska spridningsdiagrammet.

Den närmaste statistiska motsvarigheten till den matematiska efterfrågefunktionen utgöres uppenbarligen av medelvärdesfunktionen $K(X)$. Därest denna funktion lägges till grund för elasticitetsberäkningarna, erhåller man i allmänhet olika elasticiteter för olika X -värden; vi påpeka i förbigående, att för ett fixerat X -värde även de på grundval av medelvärdesfunktionerna beräknade elasticiteterna satisfiera de grundläggande relationerna (82) och (83) mellan individuella och kollektiva elasticiteter.

Så snart regressionen är rätlinig, sammanfaller L med kurvan $K(X)$. Det är även en känd sak, att L utgör den enligt minsta-kvadratprincipen bästa rätliniga

approximationen till kurvan $K(X)$, därest denna är krökt. I detta sammanhang är det två omständigheter, som äro av särskilt intresse.

För det första är det tydligt, att den av L härledda elasticiteten utgör ett genomsnittsvärde av de ur $K(X)$ för olika X -värden beräknade elasticiteterna.

För det andra är det icke nödvändigt att grunda elasticitetsberäkningen på punktsvärmen i spridningsdiagrammet; det är för beräkningen tillräckligt att äga kännedom om dels medelvärdeskurvan $K(X)$, dels den oberoende variabelns fördelning. En för praktiska ändamål tillräcklig tillnärmelse till dessa data kan på det redan i § 11 exemplifierade sättet erhållas genom klassindelning av materialet med avseende på den oberoende variabeln. Denna anordning av elasticitetsberäkningen medför ofta en betydande arbetsbesparing, särskilt vid bearbetning av hushållsboksstatistiken. Den i kap. 6 redovisade bearbetningen av denna statistik, som för övrigt i regel publicerats just med klassindelning av hushållen efter inkomstens storlek, har därför skett med begagnande av sagda metod.

Vad ovan sagts illustreras av det i § 10—11 behandlade exemplet på beräkning av priselasticitet. Detta exempel är av intresse även därigenom, att det — såsom fig. 8 visar — ger prov på en typisk avvikelse mellan linjen L och kurvan $K(X)$: Medan den enligt (36) beräknade elasticiteten gäller vid ett medelläge hos priset, är elasticiteten ofta större vid högre prislägen och mindre vid lägre prislägen. På liknande sätt förhåller det sig med inkomstelasticiteten. Variationen med inkomsten är här i regel obetydlig över en stor del av inkomstskalan, i högre inkomstlägen företer elasticiteten en successiv minskning. Ett exempel härpå visar fig. 11 b, och vi skola i § 29 återkomma till denna fråga.

Vad det generella fallet beträffar, begränsa vi oss för konkretionens skull till en efterfrågefunktion $K(X, Y, Z)$ av tre oberoende variabler. Varje konstellation av variablerna Y och Z , säg (Y_0, Z_0) , ger upphov till en efterfrågekurva $K(X, Y_0, Z_0)$ med X som oberoende variabel. Den enligt formel (6) definierade elasticiteten hos denna kurva, $e(X; Y_0, Z_0)$, är i allmänhet olika för olika X -värden. Dessutom ge olika konstellationer (Y, Z) i allmänhet upphov till olika elasticiteter $e(X; Y, Z)$.

Om man förfogade över ett tillräckligt omfattande och representativt statistiskt material, vore det i princip möjligt att genomföra en empirisk beräkning av elasticiteten $e(X; Y, Z)$ för olika variabelkonstellationer (X, Y, Z) . Det är emellertid självklart, att en sådan beräkning ställer synnerligen stora krav på primärmaterialet, och att man därför i praktiken vanligen måste tillgripa summariska förfaringsätt. I föreliggande undersökning följa vi den gängse metoden, nämligen att beräkna elasticiteten med hjälp av systemet (49). Detta innebär att vi approximera $e(X; Y, Z)$ med en elasticitet, säg e_x , som är lika för alla konstellationer (X, Y, Z) . I likhet med fallet av en enda oberoende variabel utgör den resulterande elasticiteten e_x ett genomsnitt av de vid olika konstellationer (X, Y, Z) gällande elasticiteterna $e(X; Y, Z)$.

Även i det generella fallet bör man räkna med, att regressionen icke är fullständigt lineär, och att de statistiskt beräknade elasticiteterna närmast äro giltiga vid ett medelläge hos de förklarande variablerna. För övrigt är det på sin plats att betona, att den approximation, som införes genom att använda systemet (49), blir allt mera svåröverskådlig, ju flera variabler man begagnar i analysen. Man bör

därför vara försiktig i sina slutsatser, när de resulterande elasticiteterna skola begagnas vid praktiska frågeställningar. Särskilt bör detta beaktas, om det gäller att uppskatta verkningarna av större förändringar i pris, inkomst och andra faktorer, förändringar, som gå utanför de pris- och andra variationer, som finnas representerade i primärmaterialet.

Allmänt uttryckt består den statistiska elasticitetsberäkningen i att anpassa en lämplig efterfrågefunktion till det givna primärmaterialet. Man kan nu fråga sig, om just funktionerna (21), som kommit till användning vid föreliggande undersökning, äro bäst ägnade för tillpassningen, eller om någon annan funktionstyp är bättre för detta ändamål. Exempelvis kan det tänkas, att en linjär funktion, d. v. s.

$$(85) \quad k(x_1, x_2, \dots, x_n) = k_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n$$

ger bättre tillpassning än (21) till ett givet statistiskt material.

Väljes t. ex. (85) i stället för (21) som efterfrågefunktion vid genomförandet av en efterfrågeanalys, kommer resultatet av beräkningarna att framträda i en annan och mer komplicerad form, eftersom elasticiteterna (4) ej bli konstanta som vid (21). Vi ha emellertid sett, att valet mellan olika funktionstyper icke utgör någon principfråga; det som är utslagsgivande vid valet är noggrannheten i den tillämpning, som faktiskt kan uppnås genom respektive funktioner.

Att döma av gjorda försök ger (85) en sämre anpassning än (21) till de material, som kommit i fråga vid föreliggande undersökning. Vid sidan av det ovan berörda förhållandet, att analysen på grundval av funktionerna (21) låter sig sammanfattas i konstanta elasticiteter, vilka kunna betraktas som korrekta genomsnittsvärden, har denna omständighet varit ett ytterligare skäl att i överensstämmelse med gängse tillvägagångssätt begagna (21) som efterfrågefunktion vid föreliggande undersökning.

Exempel. Vid beräkning av inkomstelasticitet har i föreliggande undersökning begagnats de tabeller i hushållsboksstatistiken, som redovisa primärmaterialet med klassindelning efter inkomsten per konsumtionsenhet. Följande uppställning visar en sådan tabell, avseende arbetar- och lägre tjänstemannahushåll 1913 (se [A], I, tab. 4 C).

Årsinkomst per kons.-enhet, kr.	Under 600	600—750	750—1 050	1 050 o. mera
Antal hushåll	381	436	414	124
Inkomst per konsumtionsenhet, kr.	517·1	681·0	871·9	1 233·1
Livsmedelsutgifter per konsumtionsenhet, kr.	279·8	327·6	370·1	417·5

Tages inkomsten som oberoende variabel x och utgiften som beroende variabel k , ge uppställningens två sista rader fyra punkter på medelvärdeskurvan $k(x)$ (jfr § 14). Elasticitetsberäkning på grundval av funktionerna (21) och (85) innebär, att man — i förra fallet i logaritmisk skala — anpassar en rät linje till dessa punkter, varvid punkterna vägas med respektive antal hushåll på det i § 11 angivna sättet. Ett mått på anpassningens noggrannhet lämnas i bägge fallen av relativa spridningen φ , som beräknas enligt samma vägningsförfarande.

Ovanstående uppställning leder till φ -värdena 0·12 och 0·21 för efterfrågefunktionerna (21) och (85) respektive. Tab. 3 redovisar motsvarande bearbetning av hushållsboksstatistiken för åren 1923 och 1933. För jämförelse ha beräkningar utförts även

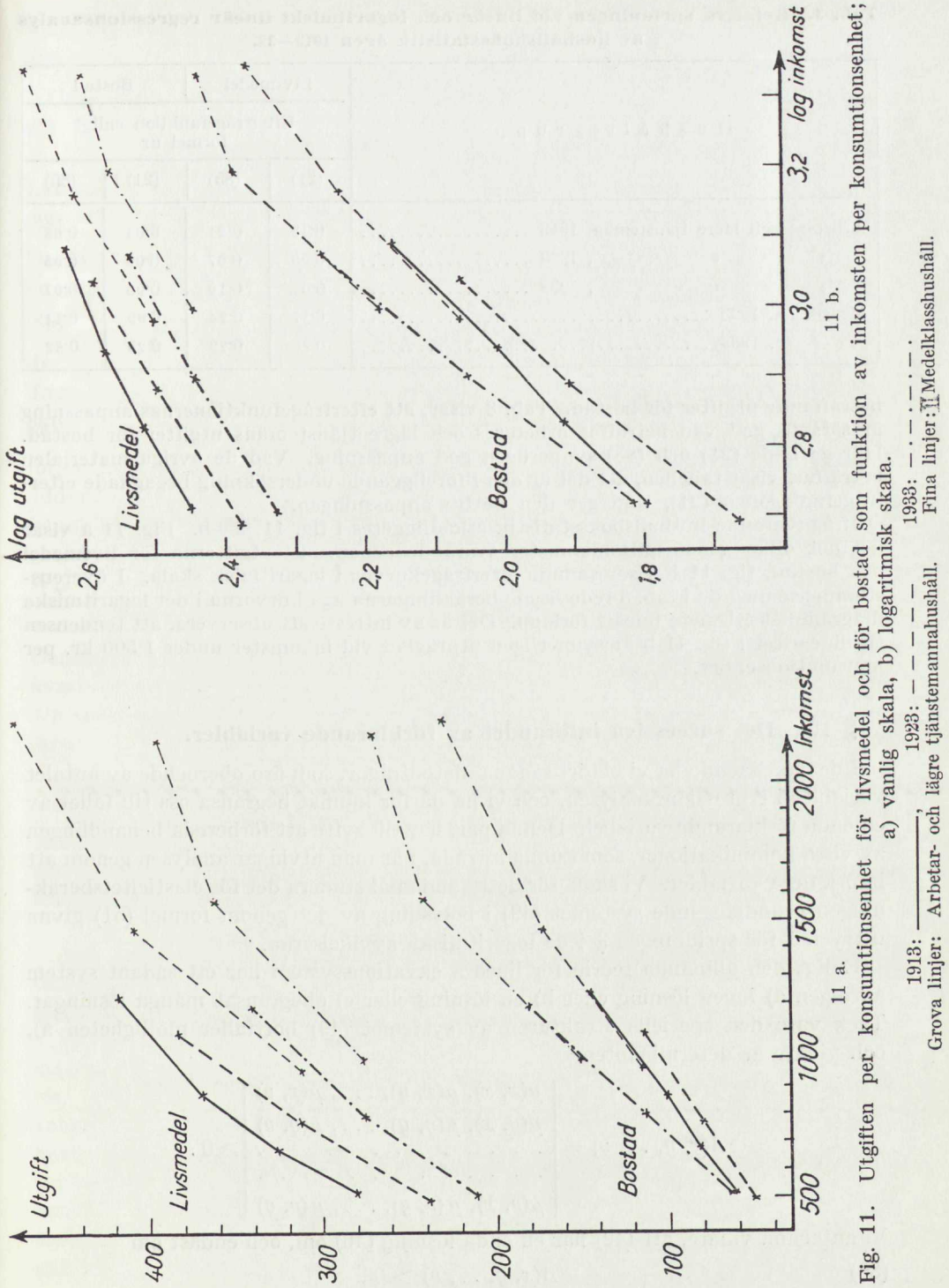


Fig. 11. Utgiften per konsumtionsenhet för livsmedel och för bostad som funktion av inkomsten per konsumtionsenhet;

Tab. 3. Relativa spridningen vid lineär och logaritmiskt lineär regressionsanalys av hushållsboksstatistik åren 1913—33.

H u s h å l l s g r u p p	Livsmedel		Bostad	
	Efterfrågefunktion enligt formel nr			
	(21)	(85)	(21)	(85)
Arbetare och lägre tjänstemän, 1913	0·12	0·21	0·04	0·03
» » » » , 1923	0·00	0·07	0·06	0·05
» » » » , 1933	0·04	0·10	0·00	0·01
Medelklass, 1923 :.....	0·17	0·24	0·09	0·11
» , 1933.....	0·20	0·29	0·25	0·32

beträffande utgifter för bostad. Tab. 3 visar, att efterfrågefunktionernas anpassning är särskilt god vad beträffar arbetares och lägre tjänstemäns utgifter för bostad. Här ge både (21) och (85) synnerligen god anpassning. Vad de övriga materialen beträffar, visar tabellen, att det är den i föreliggande undersökning begagnade efterfrågefunktionen (21), som ger den bättre anpassningen.

Ifrågavarande hushållsboksstatistik åskådliggöres i fig. 11, a—b. Fig. 11 a visar de mot olika genomsnittsinkomster svarande genomsnittsutgifterna för livsmedel och bostad, fig. 11 b visar samma efterfrågekurvor i logaritmisk skala. I överensstämmelse med de i tab. 3 redovisade beräkningarna äga kurvorna i det logaritmiska diagrammet ett mera lineärt förlopp. Det är av intresse att observera, att tendensen till linearitet i fig. 11 b är synnerligen utpräglad vid inkomster under 1 500 kr. per konsumtionsenhet.

§ 19. Det successiva införandet av förklarande variabler.

I det föregående ha vi berört sådana metodfrågor, som äro oberoende av antalet variabler i regressionsanalysen, och vi ha därför kunnat begränsa oss till fallet av en enda förklarande variabel. Denna par. har till syfte att förbereda behandlingen av vissa komplikationer, som kunna inträda, när man utvidgar analysen genom att införa flera variabler. Vi skola för detta ändamål studera det för elasticitetsberäkningen grundläggande systemet (49) i belysning av det genom formel (51) givna uttrycket för spridningen φ i de logaritmiska avvikelserna.

Enligt den allmänna teorin för lineära ekvationssystem har ett sådant system antingen a) ingen lösning eller b) en lösning eller c) obegränsat många lösningar. Tack vare den speciella strukturen av systemet (49) bortfaller möjligheten a), och vidare är determinanten

$$\Delta(x, y, \dots, v) = \begin{vmatrix} \mu(x, x), \mu(x, y), \dots, \mu(x, v) \\ \mu(y, x), \mu(y, y), \dots, \mu(y, v) \\ \dots \\ \mu(v, x), \mu(v, y), \dots, \mu(v, v) \end{vmatrix} \geq 0.$$

Vi anteckna vidare, att (49) har en enda lösning (46) om, och endast om

(86)

$$\Delta(x, y, \dots, v) > 0,$$

samt att flera lösningar finnas om, och endast om

$$(87) \quad \Delta(x, y, \dots, v) = 0.$$

Utän att inskränka analysens allmängiltighet kunna vi i det följande förutsätta, att

$$\mu(x, x) > 0, \quad \mu(y, y) > 0, \dots, \quad \mu(v, v) > 0, \quad \mu(w, w) > 0.$$

Låt oss nu antaga, att (86) gäller, samt att

$$(88) \quad \Delta(x, y, \dots, v, w) = 0.$$

Dessa antaganden innebära, att variablerna x, \dots, w äro lineärt beroende genom en relation

$$(89) \quad W_n + c_x \cdot X_n + c_y \cdot Y_n + \dots + c_v \cdot V_n = 0; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

där c_x, \dots, c_v äro konstanter och övriga beteckningar överensstämma med (60). Taga vi nu en godtycklig svit E_x, \dots, E_v, E_w och bilda avvikelserna

$$(90) \quad d_n(E_x, \dots, E_v, E_w) = K_n - E_x \cdot X_n - \dots - E_v \cdot V_n - E_w \cdot W_n.$$

följer av (89) att avvikelserna d_n bli oförändrade, om vi i högra ledet av (90) addera uttrycket $a(W_n + c_x \cdot X_n + \dots + c_v \cdot V_n)$, där a är en godtycklig konstant. Detta innebär, att sviten E_x, \dots, E_v, E_w icke är entydigt bestämd genom (49). Vi observera vidare, att man genom att taga $a = E_w$ kan eliminera W_n , vilket ger

$$d_n(E_x, \dots, E_v, E_w) = K_n - (E_x - c_x \cdot E_w) X_n - \dots - (E_v - c_v \cdot E_w) \cdot V_n.$$

Denna relation visar, att kvadratsumman av (90) har samma minimivärde som kvadratsumman av (45). Vi erhålla alltså följande skärpning av olikheterna (52):
Ur antagandena (86) och (88) följer

$$(91) \quad \varphi(k; x, \dots, v) = \varphi(k; x, \dots, v, w).$$

Sakläget kan sammanfattas på följande sätt: Olikheten (86) garanterar, att sviten (46) är entydigt bestämd ur villkoret, att spridningen av avvikelserna (45) skall vara den minsta möjliga. Likheten (88) medför, att denna entydighet upphör, när variabeln w införes i analysen; i detta fall visar formel (91), att variabeln w icke ger något bidrag till förklaringen av variationerna hos den beroende variabeln k .

Av ovanstående analys framgår en viktig egenskap hos medelfelet (51): Elasticitetsbestämningen är entydig, så länge kedjan (52) är avtagande; risk för obestämmdhet uppkommer först, när en relation av typen (91) inträder.

Vi ha visat, att (91) följer ur (88). Det är att märka, att denna slutsats i allmänhet icke kan omvändas. Med andra ord, likheten (91) medför icke nödvändigtvis, att elasticitetsberäkningen är obestämd. För att klarlägga förhållandet antaga vi, att $\varphi(k; x, \dots, v) > 0$, och betrakta de avvikelser (45), som bildats med hjälp av lösningarna (46) till systemet (49). Inför man nu variabeln w och söker reducera spridningen hos avvikelserna (45) genom att ledvis subtrahera serien $E_w \cdot \log w_n/m_w$ från serien (45), kan detta uppenbarligen lyckas om och endast om dessa serier äro inbördes korrelerade. Härav följer, att relationen (91) gäller om och endast om serierna (45) och $\log w_n/m_w$ äro okorrelerade. För övrigt

må påpekas, att (91) i detta fall innebär, att det utökade systemet leder till värdet 0 för den nytillkommande elasticiteten, medan de övriga förbli oförändrade.

Får $r(k; x, y, \dots, v)$ beteckna korrelationen mellan serien (38) och den approximerande serien

$$(92) \quad E_x \cdot X_n + E_y \cdot Y_n + \dots + E_v \cdot V_n; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

gäller relationen

$$(93) \quad r^2(k; x, y, \dots, v) = 1 - \varphi^2(k; x, y, \dots, v)$$

Liksom φ utgör r ett mått på noggrannheten i den tillpassning till serien (38), som vinnes genom serien (92): Ju större noggrannhet, desto mer närmar sig φ värdet 0, och desto mer närmar sig r värdet 1. I jämförelse med relativa spridningen φ har korrelationskoefficienten r den nackdelen, att den kan ge en överdriven föreställning om anpassningens noggrannhet. Om anpassningen exempelvis ej är bättre än att $\varphi = 0.30$, är likväl $r = 0.95$ och skiljer sig således ej mycket från 1. I tabellform kan sambandet mellan r och φ avläsas i nedanstående uppställning. Tack vare den med (93) symmetriska relationen $\varphi^2 = 1 - r^2$ kan man i tabellhuvudet kasta om variablerna.

φ (eller r): 0.00 0.10 0.20 0.30 0.40 0.50 0.60 0.70 0.80 0.90 1.00

r (eller φ): 1.00 0.99 0.98 0.95 0.92 0.87 0.80 0.71 0.60 0.44 0.00

Betrakta vi de successivt härledda elasticiteterna med avseende på variabeln x ,

$$(94) \quad E_x, E_x(y), E_x(y, z), \dots, E_x(y, z, \dots, v)$$

är det för tillämpningarna av intresse att observera, att under vissa förutsättningar införandet av en ny variabel icke förändrar elasticiteten. Antag t. ex. att vi beräknat elasticiteten $E_x(y, z, \dots, u)$ och att vi därefter införa den nya variabeln v . Strukturen av systemet (49) ger då omedelbart vid handen, att om v är logaritmiskt okorrelerad med de övriga primära variablerna, d. v. s. om

$$\mu(x, v) = \mu(y, v) = \dots = \mu(u, v) = 0$$

kommer det utökade systemet icke att medföra någon förändring i elasticiteterna med avseende på variablerna x, y, \dots, u . Speciellt är alltså

$$(95) \quad E_x(y, z, \dots, u) = E_x(y, z, \dots, u, v)$$

Vad det allmänna fallet beträffar, är det tillräckligt att notera, att

$$E_x(y, z, \dots, u) = E_x(y, z, \dots, u, v) = E_x(y, z, \dots, u, v, w)$$

så snart variabelgruppen (v, w) är okorrelerad med de övriga primära variablerna. I detta fall få således v och w vara inbördes korrelerade, medan både v och w äro okorrelerade med x, y, \dots, u .

§ 20. Principer för val av förklarande faktorer.

I det föregående ha vi lämnat en allmän redogörelse för den regressionstekniska metod, som begagnats för elasticitetsberäkningarna i föreliggande undersökning. Grundtanken i metoden är att studera de faktiska förändringarna i konsumtionen och söka ge dem en kvantitativ förklaring med ledning av förändringarna i pris,

inkomst och andra faktorer. Vi ha redan i § 9 framhållit, att det praktiska genomförandet av elasticitetsbestämningen kompliceras av att det är åtskilliga faktorer, som inverka på efterfrågan. Med stöd av analysen i § 19 skola vi i denna par. närmare undersöka hithörande frågor. Framställningen utmynnar i vissa allmänna riktlinjer för valet av förklarande faktorer i en efterfrågeanalys. Enär ifrågavarande komplikationer göra sig mindre starkt gällande vad hushållsboksstatistiken beträffar, tager denna par. i första rummet sikte på elasticitetsberäkningar på grundval av löpande marknadsstatistik.

Till en början göra vi en distinktion mellan två besläktade problem i efterfrågeanalysen. Det ena problemet är mera speciellt och föreligger t. ex. när man vill beräkna priselasticiteten hos efterfrågan av en viss vara. Det allmännare problemet är i detta fall att så fullständigt som möjligt återföra efterfrågans variationer på ett antal förklarande variabler. Analysen i § 19 visar beträffande det förra problemet, att man under speciella betingelser kan bortse från vissa förklarande variabler. I allmänhet kräver således den senare problemställningen ett större uppbåd av förklarande variabler.

I regel har man för elasticitetsanalysen till sitt förfogande en tämligen begränsad kvantitetsserie, d. v. s. ett begränsat antal data rörande efterfrågans storlek vid olika tidpunkter. Det är nu en känd sak, att å ena sidan en sådan tidsserie restlöst kan återföras på de valda förklarande faktorerna, blott dessa äro tillräckligt många, samt å andra sidan att en sådan analys kan vara fullständigt illusorisk, i det ingenting garanterar, att de beräknade elasticiteterna ge uttryck åt ekonomiska realiteter. Redan detta sakförhållande bjuder givetvis till försiktighet vid införandet av nya variabler i regressionsanalysen.

Situationen kan med andra ord sägas vara den, att man vid bestämning av priselasticiteten bör begagna så få förklarande faktorer som möjligt. Härvidlag ger analysen i § 19 en viss ledning. Det är sålunda onödigt att i analysen begagna sådana variabler och variabelgrupper, som visserligen bidra till att förklara efterfrågans växlingar, men som äro okorrelerade med priset och övriga förklarande faktorer. Sådana variabelgrupper blott belasta analysen och påverka icke i princip resultatet av elasticitetsberäkningen. När det gäller att bedöma, huruvida en variabel bör tagas med i analysen, är det för övrigt självklart, att man icke alltför strängt behöver upprätthålla kravet på att den skall vara okorrelerad med övriga förklarande variabler. Som allmän regel gäller, att ju mindre sagda korrelation är, desto mindre inverkan har variabeln i fråga på resultatet av elasticitetsberäkningen.

Vi anknyta nu till den i § 19 berörda omständigheten, att införandet av en ny variabel kan göra elasticitetsberäkningen obestämd, samt att entydigheten upphör, om en relation av typen (89) exakt satisfieras av de förklarande variablerna. Liknande resonemang kan givetvis tillämpas, därest (89) äger blott approximativ giltighet. Man finner, att elasticitetsberäkningen i så fall är ytterst känslig, i det att rena slumpmässigheter i primärmaterialet inverka i hög grad på lösningarna till systemet (49). Spridningen φ signalerar, när risk för detta fall föreligger. Av analysen i § 19 följer nämligen beträffande obestämdhetsfallet, att utökningen av systemet medför ringa eller ingen reduktion av φ . Härvid märkes emellertid,

att spridningen φ förblir oförändrad även i det fall, då den nytillkommande variabelns elasticitet är 0. Dessa sakförhållanden äro av stor praktisk betydelse och illustreras genom följande exempel.

Exempel. Vi anknyta direkt till det i § 10 angivna exemplet och behålla därstädes införda beteckningar.

Med priset x som enda förklarande faktor erhålles priselasticiteten $e_x = 1.17$ och relativa spridningen, $\varphi(k; x) = 47.4$ %. Införes löneindex y som andra förklarande variabel, ger tab. 1 momenten $\mu(y, y) = 0.0217$; $\mu(y, k) = 0.0287$. Insätts dessa värden i (49) tillsammans med de i § 10 redovisade momenten, erhålles följande system för beräkning av priselasticiteten $e_x(y)$ och inkomstelasticiteten $E_y(x)$,

$$(96) \quad \begin{cases} -0.0351 e_x(y) - 0.0255 E_y(x) = -0.0410 \\ 0.0255 e_x(y) + 0.0217 E_y(x) = 0.0287 \end{cases}$$

Lösningen till detta system lyder $e_x(y) = 1.42$; $E_y(x) = -0.34$.

Med priset x och löneindex y som förklarande variabler erhålles ur formel (51) relativa spridningen $\varphi(k; x, y) = 47.0$ %. Införandet av y har sålunda reducerat φ med blott 0.4 %.

Enligt den allmänna teorin innebär spridningens ringa reduktion, att systemet (96) möjligen är obestämt. Det generella kriteriet härpå är graden av lineärt beroende mellan de förklarande variablerna. I detta fall erhålles en starkt negativ korrelation, $r = \mu(x, y) / \sqrt{\mu(x, x) \cdot \mu(y, y)} = -0.92$. Vi draga härav slutsatsen, att systemet (96) är i hög grad obestämt och icke ägnar sig för simultan bestämning av de bägge elasticiteterna.

I § 10 angavs och exemplifierades, hur priselasticiteten kunde bestämmas, sedan man på förhand fixerat inkomstelasticiteten E_y . Alternativa beräkningar avseende betingad elasticitetsbestämning redovisas i nedanstående uppställning. Obestämdheten i systemet (96) tager sig här uttryck i den ringa variationen i spridningen $\varphi(k; x, y_E)$.

E_y	$e_x(y_E)$	$\varphi(k; x, y_E)$	$\varphi^*(k; x, y_E)$
0.5	0.81	50.3 %	63.7 %
0.6	0.73	51.5 %	68.3 %
0.7	0.66	52.4 %	72.5 %

Det angivna exemplet illustrerar å ena sidan den tendens till flertydighet, som karakteriserar elasticitetsberäkningen i det fall, då primärmaterialet approximativt satisfierar en relation av typen (89). Å andra sidan anvisar exemplet en metod att komma förbi denna svårighet; vi sågo, att priselasticiteten kunde bestämmas, om man på förhand kände inkomstelasticiteten. Denna metod är i själva verket av allmän räckvidd, och har vid behov begagnats vid föreliggande undersökning. I detta sammanhang är det av vikt att beakta två omständigheter.

För det första observera vi, att såväl varupriser som inkomster äro konjunkturellt betingade och i allmänhet uppvisa en mer eller mindre markerad interkorrelation. I betraktande härav är vid analys av marknadsstatistik obestämdheten i systemet (49) kanske snarare regel än undantagsfall; åtminstone gäller detta, om analysen omfattar ett flertal förklarande variabler.

För det andra erinras om att hushållsboksstatistiken möjliggör en separat bestämning av inkomstelasticiteten. I själva verket är den svenska hushållsboksstatistiken synnerligen väl lämpad för detta ändamål, något som antyddes redan

i § 9. I de fall, då man på grundval av tidsserier kan genomföra en beräkning av pris- och inkomstelasticitet, kan man således jämföra den senare med den ur hushållsboksstatistiken erhållna inkomstelasticiteten och på så sätt pröva beräkningarnas tillförlitlighet. Å andra sidan kan man i de fall, då pris- och inkomstserierna äro starkt korrelerade, med hjälp av den ur hushållsboksstatistiken erhållna inkomstelasticiteten upphäva den ovannämnda obestämdheten och genomföra en beräkning av priselasticiteten med hjälp av betingad efterfrågeanalys. Formellt sett består denna metod i den modifikation av systemet (49), som angavs i § 10.

§ 21. Sammanfattning.

De föregående paragraferna i detta kap. redogöra för olika faser av den allmänna regressionstekniska metod, som i föreliggande undersökning kommit till användning vid elasticitetsberäkningarna. Vi skola i denna par. ge en översikt av metoden med hänsynstagande till de speciella förhållandena vid beräkning av inkomst- och priselasticitet.

Utgångspunkten för all elasticitetsanalys är att betrakta primärmaterialets data beträffande konsumtionens storlek såsom observationer rörande en viss efterfrågefunktion i en eller flera variabler. I den föreliggande undersökningen antages denna efterfrågefunktion vara av typen (21). I denna formel uppträda elasticiteterna såsom obestämda parametrar, och det gäller således att för varje enskilt material bestämma dessa parametrar. Bestämningen sker med hjälp av ekvationssystemet (49). Detta system är så beskaffat, att efterfrågefunktionens anpassning till materialet ifråga blir den enligt minsta-kvadratprincipen bästa möjliga. Önskar man i praktiken utnyttja elasticitetsanalysens resultat, kunna erforderliga kalkyler utföras på det i § 5 angivna sättet.

Hushållsboksstatistiken ger material för beräkning av inkomstelasticiteten vid olika tidpunkter och inom olika socialklasser. Vid bearbetning av denna statistik tages inkomsten som första förklarande variabel i analysen. Såsom det visades i § 17, utföras dessa beräkningar enligt den enkla formeln (36). Enligt § 18 sker bestämningen lämpligen sedan materialet grupperats efter inkomstens storlek. Därvid insätts i formel (36) medelkonsumtionen och medelinkomsten för respektive grupper, och i summationen medräknas varje term så många gånger, som anges av antalet hushåll i gruppen. Vissa för efterfrågan relevanta faktorer äro korrelerade med inkomstvariabeln, ett sakförhållande, som i vissa fall gör det nödvändigt att förfina analysen. Hithörande och andra speciella frågor rörande bearbetningen av hushållsboksstatistiken behandlas i kap. 4.

De på grundval av hushållsboksstatistiken utförda beräkningarna redovisas i kap. 6. Tack vare primärmaterialets utförlighet har en detaljerad beräkning av inkomstelasticiteten för olika jordbruksprodukter kunnat genomföras. För övrigt lämnas även en översikt av efterfrågestrukturen i dess helhet inom olika inkomst- och socialklasser; härvid ha samtliga utgifter fördelats på 10 större budgetposter.

Vid beräkningen av priselasticitet på grundval av tidsserier begagnas priset som första förklarande variabel. Övriga förklarande faktorer införas successivt i ana-

lysen. För varje steg beräknas den modifikation av priselasticiteten, som härrör från utökningen av systemet (49). Vid längre tidsserier visar det sig i regel nödvändigt att som andra förklarande variabel införa den undersökta marknadens genomsnittsinkomst. Där substituerande varor förekomma, har man även att taga hänsyn till substitutens prisförändringar. Vid beräkningarna rörande smörets priselasticitet har sålunda margarinpriset begagnats som en förklarande variabel.

Söker man förfina analysen genom att taga med ett större antal förklarande faktorer, löper man risk att förbättringen blir illusorisk. Det är nämligen å ena sidan tänkbart, att ett bättre resultat kan erhållas med färre faktorer, därest man begagnar någon annan efterfrågefunktion än (21). Å andra sidan ligger det i uppgiftens natur, att elasticitetsberäkningen blir allt osäkrare, ju fler variabler man tager med. I och för sig är det därför ett önskemål att taga med så få förklarande variabler som möjligt i analysen. Hur långt man kan gå, beror i det enskilda fallet på det statistiska primärmaterialet.

Därest de förklarande variablerna äro starkt korrelerade inbördes, blir systemet (49) mer eller mindre obestämt och ägnar sig icke för en simultan bestämning av samtliga elasticiteter. Obestämdheten i beräkningen av prisvariabelns elasticitet upphäves, om man i förväg känner elasticiteterna för vissa av de övriga variablerna och insätter dessa elasticiteter i systemet på det i § 10 angivna sättet. Denna betingade elasticitetsbestämning har i föreliggande undersökning ofta praktiserats, framför allt på inkomstvariabeln, som ju i regel företer konjunkturrell samvariation med prisvariabeln, och vars elasticitet tidigare erhållits ur hushållsboksstatistiken.

Vid det successiva införandet av förklarande faktorer beräknas även den genom (51) resp. (56) definierade relativa spridningen φ , som utgör ett mått på noggrannheten i anpassningen av efterfrågefunktionen (21) till primärmaterialet. Spridningen φ är av särskild betydelse därigenom, att den ger vägledning vid införandet av nya variabler i analysen. Om nämligen införandet av en faktor medför ringa eller ingen reduktion av spridningen φ , antyder detta, att den nya faktorn antingen kan utelämnas ur analysen som obehövlig, eller också att den inför ett sådant obestämdhetsmoment i elasticitetsberäkningen, som ovan beskrivits och som på angivet sätt kan upphävas. Härvid är att märka, att en variabel, som visat sig överflödig på ett tidigare stadium av analysen, mycket väl kan visa sig nödvändig att taga med på ett senare stadium. För övrigt må framhållas, att erhållandet av ett lågt φ -värde icke i och för sig behöver innebära, att elasticitetsbestämningen är tillförlitlig. Om å andra sidan det erhållna φ -värdet är stort, behöver bestämningen icke för den skull vara otillförlitlig.

Kap. 5 är ägnat åt speciella frågor rörande beräkning av priselasticitet. Hit hör framför allt det intressanta men teoretiskt och statistiskt svårbehandlade problemkomplexet rörande priselasticitet på längre och kortare sikt och sambandet mellan dessa varianter och å ena sidan inkomstelasticiteten samt å andra sidan sådana priselasticiteter, som beräknats med ledning av trendbefriade tidsserier.

Kap. 4. Metodfrågor vid beräkning av inkomstelasticitet.

§ 22. Kvantitets- och utgiftselasticitet.

Primärmaterialet vid en elasticitetsanalys består vad efterfrågan beträffar av statistik rörande antingen kvantitet eller försäljningsvärde. I senare fallet kan man med ledning av prisstatistik uttrycka konsumtionen såsom kvantitet, och formellt sett kan elasticitetsberäkningen sedan genomföras på samma sätt i de bägge fallen. Med *kvantitets-* och *utgiftselasticitet* skola vi beteckna de elasticiteter, som grunda sig på kvantitets- och värdestatistik respektive. Vi skola i denna par. närmare diskutera dessa varianter, särskilt vad beträffar inkomstelasticitet och med beaktande av hushållsboksstatistikens speciella förhållanden.

Vissa varuslag och ekonomiska nyttigheter kännetecknas av likformighet och standardisering. Under moderna produktionsförhållanden är detta fallet med många jordbruksprodukter, t. ex. mjölk, smör och ägg. I sådana fall är det å ena sidan ingen principiell svårighet att i statistiken angiva såväl kvantitet som utgift. Å andra sidan är utgiften tack vare standardiseringen lika med den matematiska produkten av kvantiteten och priset, och följaktligen sammanfaller kvantitetselasticiteten med utgiftselasticiteten.

Så snart en nyttighet förekommer i olika kvaliteter och varianter, tenderar en prissänkning eller inkomsthöjning att förskjuta konsumtionen från lägre till högre kvaliteter. Det är nu att märka, att efterfrågeanalysen skulle kompliceras i hög grad, om man betraktade de olika kvaliteterna var för sig. I praktiken förenklar man därför problemet och bearbetar kvantitets- och värdestatistik rörande totalkonsumtionen av nyttigheten i fråga. Begagnar man sådan summarisk statistik, kommer tydligen, i den mån tendensen till kvalitetsförskjutning gör sig gällande, kvantitetselasticiteten att bli systematiskt lägre än motsvarande utgiftselasticitet. Med tanke på den faktiska kvalitetsdifferentieringen är det naturligt att vänta sig, att denna avvikelse skall uppträda vid sådana livsmedel som ost, grönsaker, fisk samt köttvaror.

En bidragande orsak till skillnaden mellan kvantitets- och utgiftselasticitet är följande.¹ Antag till en början, att den betraktade varans pris företer en säsongrörelse. I regel kommer denna att avspeglas i efterfrågan, och eftersom elasticiteten tenderar att sjunka med stigande inkomst, kommer efterfrågans säsongvariation i allmänhet att vara mest utpräglad i de lägre inkomstklasserna. Jämföres sammanlagda efterfrågan under ett år inom olika inkomstklasser, kommer sagda tendens tydligen att medföra, att utgifterna för varan bli ojämnare fördelade än de efterfrågade kvantiteterna. Detta resonemang kan utan vidare tillämpas på hushållsboksstatistiken och gäller icke blott säsongrörelser; av pris-

¹ Denna förklaring har föreslagits av kand. L. JURÉEN.

elasticitetens dämpning vid stigande inkomst följer generellt, att kvantitetselasticiteten blir lägre än utgiftselasticiteten.

Med ledning av den svenska hushållsboksstatistiken är det möjligt att för olika livsmedel erhålla en kvantitativ uppfattning om spänningen mellan kvantitets- och utgiftselasticitet med avseende på inkomsten.

Exempel. För de i § 17 betraktade 50 göteborgshushållen visar tab. 4 kvantitets- och utgiftsdata beträffande konsumtionen av mjölk, smör och ägg inom angivna inkomstklasser. Tabellen har erhållits ur publicerade data (se [A], III, tab. 2 och 3), varvid med hänsyn till prisskillnaden 1 liter skummjölk räknats som $\frac{1}{2}$ liter oskummad mjölk.

Tab. 4. Kvantitets- och utgiftsdata för angivna livsmedel inom 50 göteborgshushåll år 1913.

Inkomst per kons.-enhet, kr.		Antal hushåll	Medelutgift per kons.-enhet, kr.			Medelkvantitet per kons.-enhet		
Intervall	Medeltal		Mjölk	Smör	Ägg	Mjölk l.	Smör kg	Ägg st.
—649	584·80	10	33·26	12·10	11·58	221	5·5	168
650—749	695·41	17	47·84	18·75	13·41	316	8·4	192
750—899	803·00	13	42·38	26·15	17·09	284	12·2	256
900—	1 030·30	10	53·51	26·86	20·71	350	11·9	300

Insätts tabellens data i formel (36) med beaktande av antalet hushåll i respektive inkomstklasser, erhållas nedanstående elasticiteter.

	Mjölk	Smör	Ägg
Utgiftselasticitet	0·66	1·41	1·08
Kvantitetselasticitet	0·64	1·37	1·10

Som synes kännetecknas det bearbetade materialet, som visserligen är av ringa omfattning, av obetydlig eller ingen skillnad mellan kvantitets- och utgiftselasticiteten för de betraktade livsmedlen. Resultatet harmonierar med den föregående allmänna diskussionen, i det att någon större sortering av kvaliteter och varianter icke förekommer vid ifrågavarande livsmedel.

I kap. 6 redovisas omfattande beräkningar av kvantitets- och utgiftselasticitet. Även dessa visa för de flesta livsmedel en tämligen ringa skillnad mellan kvantitets- och utgiftselasticitet, ehuru ej så obetydlig som i föregående exempel. Härvidlag är dock att märka, att dessa större material äro sammansatta av hushåll från olika städer och att denna geografiska variation i och för sig kan innebära en felkälla. Låt oss nämligen betrakta den kvantitativa efterfrågan av en vara, säg mjölk, inom hushåll i orter med olika levnadskostnader. Det är då rimligt att antaga, att hushåll med lika realinkomst och i övrigt lika förhållanden ha ungefärligen sammanfallande efterfrågekurvor. Betrakta vi i stället den på motsvarande utgifter baserade efterfrågekurvan, och detta utan att reducera variablerna med hänsyn till levnadskostnadernas olikhet, komma tydligen olika orter att ge olika efterfrågekurvor; ju dyrare levnadskostnaderna äro, desto högre kommer kurvan att ligga. Beaktar man slutligen, att av hushåll med förhållandevis

höga inkomster relativt många komma att följa sådana utgiftskurvor, som ligga på en hög nivå, är det tydligt, att beräkningarna i föreliggande fall komma att överskatta utgiftselasticiteten. Denna tendens utgör ett specialfall av den i nästa par. behandlade skiktningseffekten.

Av ovanstående framgår, att ifrågavarande varianter av pris- och inkomst-elasticitet bägge kunna vara av relevans och belysa olika sidor av efterfrågestrukturen. Kvantitetselasticiteten anknyter till studiet av behovstäckningen, medan utgiftselasticiteten närmast hänför sig till ett ekonomisk-marknadsanalytiskt elasticitetsbegrepp. Låt oss dröja ett ögonblick vid denna distinktion.

Kvantitetselasticiteten för en vara eller varugrupp baserar sig på omsättningsstatistik, uttryckt i vikt eller volym. Kvaliteterna eller varuslagen kunna härvid vara mer eller mindre olikartade. I den mån större skillnader förefinnas, bör man givetvis taga hänsyn härtill vid sammanräkningen av de olika posterna, vilket bör ske enligt någon lämplig, fixerad skala. Vid föreliggande undersökning har graderingen i de flesta fall skett i enlighet med prisskalan; i det ovan angivna exemplet reducerades sålunda kvantiteten skummjolk med 50 % eftersom priset för skummad och oskummad mjölk var respektive 7 och 14 öre. Kvantitetselasticiteten kan som synes uppfattas som ett uttryck för hur den faktiska behovstäckningen reagerar för förändringar i pris och inkomst. Önskar man renodla kvantitetselasticiteten för livsmedel i detta avseende har man tydligen att lägga näringsvärdet av de olika kvaliteterna och varuslagen till grund för deras gradering. För jämförelses skull ha vissa beräkningar av kvantitetselasticitet genomförts utan gradering av de olika kvaliteterna; i dessa fall ha således de olika posterna adderats direkt, d. v. s. genom ovägd summation.

Utgiftsstatistiken tager hänsyn till prisskillnaden mellan olika kvaliteter och likaledes till det fenomen, som i nationalekonomin benämnes prisdiskriminering. Utgiftselasticiteten anger sålunda i vilken grad den köpkraft, som inriktas på en ekonomisk nyttighet, är känslig för pris- och inkomstvariationer. Denna variant utgör därför den närmaste motsvarigheten till de elasticitetskoefficienter, som i ekonomisk teori begagnas för att karakterisera efterfrågan inom en marknad, och som i denna teori förutsättas såsom givna strukturella konstanter eller funktioner.

Spänningen mellan kvantitets- och utgiftselasticitet är olika för olika varor. För övrigt märkes, att utgiftsstatistik principiellt sett alltid kan erhållas, samt att utgiftselasticitet alltid är ett relevant begrepp. Uppläggning av kvantitetsstatistik förutsätter däremot en viss grad av likformighet mellan olika kvaliteter och varianter av den betraktade nyttigheten. Det är även uppenbart, att begreppet kvantitetselasticitet icke äger någon reell innebörd, om olikformigheten är för stor. Vid uppläggning av hushållsboksstatistik är det sålunda vanskligt redan att ange kvantiteter vid sådana budgetposter som kläder och bostad, och principiellt omöjligt är det beträffande utgifter för intellektuella ändamål, skatter, gåvor, etc. I dylika fall är det meningslöst att tala om kvantitetselasticitet, och det må i detta sammanhang nämnas, att den officiella hushållsboksstatistiken redovisar kvantiteter endast för livsmedel, drycker samt bränsle och lyse.

§ 23. Skiktningseffekten.

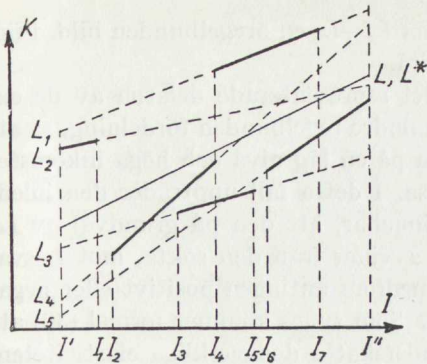
Beräkning av inkomstelasticitet på grundval av hushållsboksstatistik bygger, enligt vad i § 9 angavs, på det antagandet, att den registrerade efterfrågestrukturen hos hushåll med olika inkomster beskriver konsumtionsvanorna inom ett och samma hushåll vid olika alternativ beträffande dess inkomst. Vid bristande homogenitet hos materialet kan detta antagande vara orealistiskt och i vissa fall medföra ett systematiskt fel i beräkningarna. Denna felkälla, som i det följande kallas *skiktningseffekten*, skall i denna par. göras till föremål för närmare undersökning.

Fig. 10 visar ett från hushållsboksstatistiken erhållet spridningsdiagram, representerande 50 hushåll, och vari regressionslinjen L är inritad. Därest ifrågasvarande hushåll bilda en homogen grupp med avseende på konsumtionsvanorna, visar L hur konsumtionen av den betraktade varan genomsnittligen skulle förändras med inkomsten. Den genom formel (36) givna vinkelkoefficienten för L utgör i så fall ett korrekt uttryck för inkomstelasticiteten.

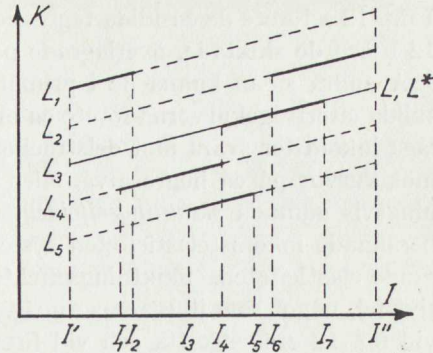
Därest materialet är inhomogent, t. ex. består av hushåll från olika socialklasser, kan det inträffa, att hushållen följa olika efterfrågekurvor. Ett schematiskt exempel härpå visas i fig. 12, a—d. Linjerna $L_1—L_5$, som äro delvis heldragna, delvis prickade, tänkas här representera 5 lika stora hushållsgrupper med olika efterfrågekurvor i intervallet $I'—I''$. Som förut kunna vi på grundval av hela materialet konstruera regressionslinjen L . Beträffande resultatet kunna vi till en början särskilja två typfall.

Betrakta vi en av de speciella regressionslinjerna, säg L_1 , kan det inträffa, att de hushåll, vilkas genomsnittliga efterfrågekurva anges av L_1 , i spridningsdiagrammet representeras av punkter, som ligga jämnt fördelade över intervallet $I'—I''$. Låt oss som första typfall antaga, att denna jämna fördelning äger rum vid samtliga speciella regressionslinjer, således i fig. 12 a—d linjerna $L_1—L_5$. Under denna förutsättning kan linjen L uppfattas som ett sammanfattande uttryck för de enskilda regressionslinjerna $L_1—L_5$, och enligt analysen i § 7 representerar L den genomsnittliga efterfrågekurvan för samtliga hushåll. Sakläget kan även beskrivas så, att den ur L beräknade elasticiteten i detta fall korrekt anger hela hushållsgruppens inkomstelasticitet. För övrigt utgör denna enligt formel (28) ett vägt medelvärde av de enskilda gruppernas elasticiteter. Det är att märka, att under angivna förutsättning dessa egenskaper tillkomma linjen L oavsett hur linjerna $L_1—L_5$ förlöpa i förhållande till L . Fig. 12 a—d visar olika grupperingar av dessa linjer.

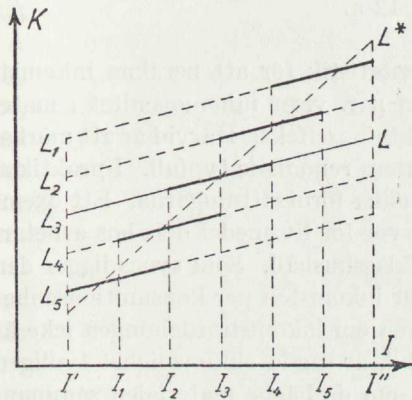
Vi upphäva nu förutsättningen om jämn fördelning. Ett allmännare fall föreligger, när de hushåll, som ha L_1 till efterfrågekurva, i spridningsdiagrammet motsvaras av punkter, vilka alla falla i en viss del av intervallet $I'—I''$, och ifrågasvarande punkter fördela sig jämnt över detta delintervall. Låt oss som andra typfall antaga, att punkterna ligga fördelade på detta sätt kring var och en av de enskilda regressionslinjerna. I fig. 12 a—d har detta typfall antytts genom att de enskilda regressionslinjerna prickats i de intervall, där observationer saknas, men ritats heldragna i de intervall, där observationer finnas och ligga jämnt fördelade. I fig. 12 a utgöres det senare delintervallet av $I_4—I_7$ för linjen L_1 , $I'—I_1$ för L_2 , $I_3—I_5$ för L_3 , $I_2—I_4$ för L_4 och $I_6—I''$ för L_5 .



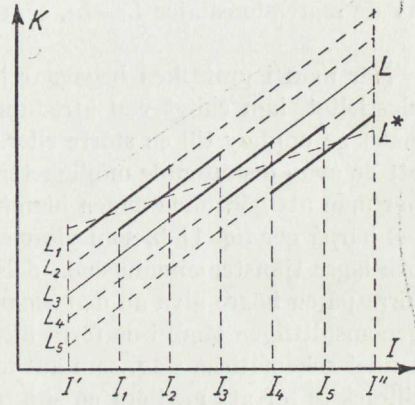
12 a.



12 b.



12 c.



12 d.

Fig. 12. Grafisk illustration av skiktningseffekten.

Problemet är att beräkna inkomstelasticiteten för hela gruppen av hushåll. Låt E beteckna den sökta elasticiteten. Såsom man lätt kan visa, sammanfaller E med den elasticitet, som motsvarar den i första typfallet betraktade regressionslinjen L . Vidare är att märka, att L i första typfallet kunde erhållas ur spridningsdiagrammet över samtliga hushåll, när dessa fullständigt och jämnt representerade de enskilda efterfrågekurvorna. Sistnämnda förutsättning är emellertid ej längre uppfylld. Vi kunna därför icke utan vidare antaga, att den sökta elasticiteten E motsvaras av den regressionslinje, säg L^* , som i föreliggande fall beräknas ur spridningsdiagrammet. Beträffande läget av L^* i förhållande till L kunna vi särskilja två fall.

Å ena sidan kunna de delar, som av de enskilda efterfrågekurvorna finnas representerade i det statistiska materialet, ligga utspridda på dessa kurvor på ett oregelbundet, slumpmässigt sätt. I så fall visar L^* ingen systematisk tendens att avvika från den sökta linjen L . I detta fall erhålles alltså, om man tillämpar formel (36) på statistiken över samtliga hushåll, en genomsnittligen korrekt uppskattning av inkomstelasticiteten för hela hushållsgruppen. Fig. 12 a—b illustrerar detta alternativ. Dessa diagram äro så konstruerade, att L^* exakt sammanfaller med L .

I fig. 12 a förete de enskilda regressionslinjerna $L_1—L_5$ en oregelbunden bild, i fig. 12 b äro de skiktade, överlagrade på varandra.

Å andra sidan kunna de i primärmaterialet representerade delarna av de enskilda efterfrågekurvorna förete en mer eller mindre regelbunden fördelning, så att låga inkomster svara mot delsträckor belägna på en låg nivå och höga inkomster mot kurvor på en högre nivå, eller vice versa. I detta fall uppträder den inledningsvis nämnda *skiktningseffekten*. Denna innebär, att den på grundval av L^* beräknade inkomstelasticiteten systematiskt avviker från den sökta, mot L svarende elasticiteten. Skiktningseffekten kan medföra antingen positivt eller negativt fel, något som illustreras av fig. 12 c—d. Som synes kommer formel (36) att vid fig. 12 c överskatta och vid fig. 12 d underskatta den verkliga elasticiteten. Uppenbarligen vore det möjligt att exemplifiera skiktningseffekten även med hjälp av de regressionslinjer $L_1—L_5$, som visas i fig. 12 a.

När man i praktiken begagnar hushållsboksstatistik för att beräkna inkomstelasticitet, kan enligt vad utredningen i denna par. visar inhomogenitet i materialet ge upphov till en större eller mindre skiktningseffekt. Härvid är att märka, att de ovan diskuterade möjligheterna representera renodlade typfall. I praktiken har man att göra med någon blandning av de olika förutsättningarna. Ett exempel härpå ger fig. 11 b, som visar efterfrågekurvor för livsmedel dels hos arbetar- och lägre tjänstemannahushåll, dels hos medelklasshushåll. Som synes ligger den förra på en högre nivå än den senare. Vidare är inkomsten per konsumtionsenhet genomsnittligen lägre i de förra hushållen. Även om inkomstfördelningen icke är av det schematiska slag, som antydes i fig. 12 d, är sagda olikformighet tydligen tillräcklig för att medföra en skiktningseffekt, om de bägge materialen sammanslås. I själva verket är enligt ifrågavarande material för år 1923 livsmedlens inkomstelasticitet 0.60 för arbetar- och lägre tjänstemannahushåll och 0.50 för medelklasshushåll; sammanslås materialen, erhålles elasticiteten 0.50. För år 1933 äro motsvarande elasticiteter respektive 0.56; 0.50 och 0.48. I överensstämmelse med den föregående diskussionen medför skiktningseffekten i detta fall, att elasticiteten underskattas. Vad beträffar utgiften för bostad, visar fig. 11 b, att de olika socialklassernas efterfrågekurvor voro praktiskt taget sammanfallande; i detta material uppträder således ingen skiktningseffekt.

Enligt den föregående utredningen behöver en inhomogenitet i materialet icke nödvändigtvis åtföljas av någon skiktningseffekt. Emellertid synes det rimligt, att om olika hushållsgrupper äga olika efterfrågestruktur, representera dessa grupper ofta olika inkomstskikt, under det att efterfrågekurvorna för de olika skikten ligga något så när regelbundet lagrade över varandra. I praktiken torde det därför vara vanligt, att en inhomogenitet i materialet ger upphov till en skiktningseffekt i stil med vad fig. 12 c—d antyder. Detta argument kan även betraktas från korrelationsteoretisk synpunkt. Antag nämligen, att även någon annan faktor än inkomsten, säg y , äger inflytande på efterfrågan, samt att y är korrelerad med inkomsten. I så fall komma olika inkomstskikt att ha olika efterfrågekurvor, och en mer eller mindre utpräglad skiktningseffekt uppkommer. Fig. 12 c—d kan fortfarande begagnas som illustration; tänkes (log y)-axeln vinkelrät mot diagram-

mens axlar, utgöra linjerna $L_1—L_5$ projektionerna i (K, I) -planet av de partiella efterfrågekurvor, längs vilka plan av typen $\log y = \text{const.}$ skära efterfrågefunktionen, som ju i detta fall är en funktion av två variabler. I nästa par. möta vi ett intressant fall av sådan korrelation.

Det må även framhållas, att spridningsdiagrammet icke förmår signalera, när och i vilken mån en skiktningseffekt gör sig gällande. Inflytandet av sagda effekt kan endast prövas i varje enskilt fall. Helt allmänt kan detta ske på det i fig. 11 exemplifierade sättet. Man har sålunda att dela upp materialet i det avseende, som skall prövas, och med ledning av efterfrågekurvorna och inkomstfördelningen för respektive delmaterial beräkna delgruppernas elasticiteter. Därefter beräknas elasticiteten för hela materialet som ett vägt medelvärde enligt formel (28) av elasticiteterna för de olika delgrupperna. Den resulterande elasticiteten är fri från skiktningseffektens inflytande.

Avslutningsvis skola vi i denna par. granska den medelvärdesbildning som begagnas, när man på ovan angivet sätt neutraliserar skiktningseffekten. Till en början påpekas, att förutsättningarna vid formel (28) innebära, att man som vikter skall begagna sammanslagna konsumtionen inom respektive delgrupper. Vid det i fig. 12 illustrerade exemplet tillmättes de 5 regressionslinjerna lika vikter, eftersom de antogos representera lika många hushåll vardera; generellt har man i ett sådant fall att väga elasticiteterna med antalet hushåll i respektive grupper.

Det är att märka, att hushållens fördelning på de olika inkomstklasserna kan vara ojämn och för övrigt gestalta sig olika inom de olika delgrupperna. Detta kan medföra, att de enskilda elasticiteterna bliva bestämda med olika grad av säkerhet. Vid medelvärdesbildningen kan det visa sig nödvändigt att taga hänsyn till denna omständighet, något som föranleder en modifikation av den på formel (28) grundade medelvärdesbildningen. En teoretisk utredning av denna fråga följer.

Antag, att delgrupperna äro h till antalet, och att de bestå av s_1, \dots, s_h hushåll respektive. Låt i analogi med (76) de individuella andelarna av totalkonsumtionen inom ν :te gruppen angivas genom relationen

$$k^{(\nu)} = k_1^{(\nu)} + k_2^{(\nu)} + \dots + k_{s_\nu}^{(\nu)}.$$

Låt momenten av typen (47) vara

$$\mu^{(\nu)}(k, i) = \sum_{n=1}^{s_\nu} \log k_n^{(\nu)} / m_{k, k^{(\nu)}} \cdot \log i_n^{(\nu)} / m_{i, i^{(\nu)}}$$

och de härur erhållna elasticiteterna

$$(97) \quad E^{(\nu)} = \mu^{(\nu)}(k, i) / \mu^{(\nu)}(i, i).$$

Uppfattas (97) såsom en sannolikhetsteoretisk variabel med medelvärdet $m(E^{(\nu)})$, lyder enligt (28) medelvärdet för elasticiteten i det sammanslagna materialet

$$(98) \quad m(E) = \frac{k^{(1)} \cdot m(E^{(1)}) + k^{(2)} \cdot m(E^{(2)}) + \dots + k^{(h)} \cdot m(E^{(h)})}{k^{(1)} + k^{(2)} + \dots + k^{(h)}}.$$

Får σ_ν beteckna medelfelet i bestämningen (97), är enligt GAUSS' formel (se [D], sid. 241)

$$(99) \quad \sigma_\nu^2 = 1 / \mu^{(\nu)}(i, i).$$

Det aktuella problemet är att beräkna (98). Därest antalet hushåll i de olika hushållsgrupperna och inkomstklasserna är stort, äro medelfelen (99) små, och $m(E)$ kan i så fall approximativt beräknas enligt (28), d. v. s. genom att man i (98) ersätter storheterna $m(E^{(v)})$ med motsvarande, på statistisk väg erhållna värden (97). Betecknas värdet (28) med $\bar{m}(E)$, begagnas således approximationen

$$(100) \quad m(E) \approx \bar{m}(E) = \frac{k^{(1)} \cdot E^{(1)} + k^{(2)} \cdot E^{(2)} + \dots + k^{(h)} \cdot E^{(h)}}{k^{(1)} + k^{(2)} + \dots + k^{(h)}}.$$

Önskar man taga hänsyn till medelfelen σ_v , kan detta ske på så sätt, att man för det första beräknar $m^*(E)$ såsom ett vägt medelvärde av storheterna $E^{(v)}$, säg

$$(101) \quad m^*(E) = (\alpha_1 \cdot E^{(1)} + \alpha_2 \cdot E^{(2)} + \dots + \alpha_h \cdot E^{(h)}) / \alpha$$

där

$$\alpha = \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_h$$

för det andra bestämmer vikterna α_v enligt minsta-kvadratprincipen, d. v. s. så, att den kvadrerade differensen mellan (101) och (98) får minsta möjliga medelvärde. Såsom man lätt finner, leder denna metod till följande villkorsekvationer för vikterna α_v ,

$$(102) \quad \begin{cases} \alpha \cdot \alpha_v \cdot \sigma_v^2 - (\alpha_1^2 \cdot \sigma_1^2 + \dots + \alpha_h^2 \cdot \sigma_h^2) + \\ + [\alpha_1 \cdot m(E^{(1)}) + \dots + \alpha_h \cdot m(E^{(h)}) - \alpha \cdot m(E)] [a \cdot m(E^{(v)}) - \\ - \alpha_1 \cdot m(E^{(1)}) - \dots - \alpha_h \cdot m(E^{(h)})] = 0, \end{cases}$$

där v genomlöper värdena 1, 2, ..., h .

I det speciella fall, när

$$\sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_h = 0,$$

försvinner första raden av (102) och systemet ger $\alpha_v = k^{(v)}$, varav följer den mot (28) svarande formeln

$$m^*(E) = \bar{m}(E) = m(E).$$

Approximationsformeln (100) är således i detta fall exakt.

I det allmänna fallet äro de genom (102) bestämda vikterna α_v funktioner av de okända storheterna $m(E^{(v)})$, och man är därför hänvisad till att förenkla metoden. I första hand kan man här tillgripa approximationsformeln (100). En alternativ metod utgår från förutsättningen, att elasticiteterna ha samma medelvärde, således

$$(103) \quad m(E^{(1)}) = m(E^{(2)}) = \dots = m(E^{(h)}).$$

Införes (103) i (102), kommer blott första raden att kvarstå, och systemet ger $\alpha_v = 1/\sigma_v^2 = \mu^{(v)}(i, i)$. Får $\bar{m}^*(E)$ beteckna motsvarande medelvärde (102), erhålles

$$(104) \quad \begin{cases} \bar{m}^*(E) = \frac{\mu^{(1)}(i, i) \cdot E^{(1)} + \dots + \mu^{(h)}(i, i) \cdot E^{(h)}}{\mu^{(1)}(i, i) + \dots + \mu^{(h)}(i, i)} = \\ = \frac{\mu^{(1)}(k, i) + \mu^{(2)}(k, i) + \dots + \mu^{(h)}(k, i)}{\mu^{(1)}(i, i) + \mu^{(2)}(i, i) + \dots + \mu^{(h)}(i, i)}. \end{cases}$$

Med hjälp av spridningsdiagrammen för de h hushållsgrupperna kan (104) ges en åskådlig tolkning. Varje grupp representeras av en i logaritmisk skala tecknad punktsvärm. En sådan svärm kan tänkas förflyttad genom addition av en konstant till

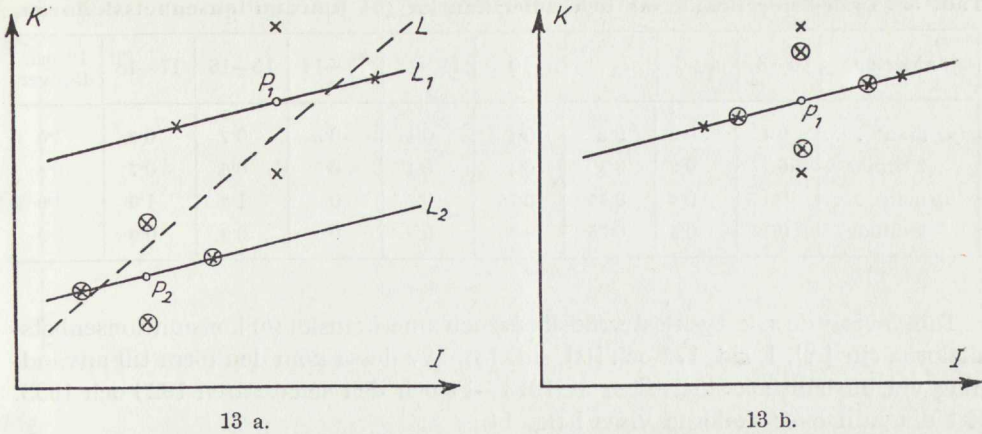


Fig. 13. Elasticitetsberäkning enligt formel (104).

respektive ordinatör och en annan konstant till respektive abscissor. Genom lämpligt val av konstanter kunna punktsvärmarnas tyngdpunkter bringas att sammanfalla. För den resulterande kombinerade punktsvärmerna kan elasticiteten beräknas på vanligt sätt medelst formel (36). Därvid erhålles just värdet (104). — En schematisk illustration av den angivna konstruktionen¹ visas i fig. 13 a—b. Två hushållsgrupper om vardera 4 hushåll representeras i fig. 13 a av kryss och ringkryss respektive; tyngdpunkterna äro P_1 och P_2 . Elasticiteterna enligt (36) sammanfalla, vilket tager sig uttryck i att de motsvarande regressionslinjerna L_1 och L_2 äro parallella. I detta fall är således $E^{(1)} = E^{(2)} = \bar{m}(E) = \bar{m}^*(E)$. En direkt sammanslagning av grupperna utlöser en skiktningseffekt, i det den resulterande regressionslinjen L motsvarar en betydligt högre elasticitet än $E^{(1)} = E^{(2)}$. I fig. 13 b har punktsvärmerna kring P_2 förskjutits så, att dess tyngdpunkt sammanfaller med P_1 . I överensstämmelse med den allmänna teorin leder sammanslagningen här till elasticiteten $\bar{m}^*(E)$.

§ 24. Konsumtionsenhetsskalan och efterfrågans åldersvariation.

Grundtanken vid elasticitetsberäkning på grundval av hushållsboksstatistik är att för olika varor jämföra förbrukningens storlek inom hushåll, som ha olika inkomst, men som i övriga avseenden äro likartade. Enär minderåriga icke äro direkt jämförbara med vuxna i konsumtionsavseende, är det sålunda i och för sig önskvärdt att verkställa separata elasticitetsberäkningar för olika familjetyper. Ett strängt genomförande av denna princip skulle givetvis splittra materialet alltför mycket, helst som man bör taga hänsyn till barnens åldersfördelning. I praktiken är man därför ofta hänvisad till att använda summariska metoder. Det gängse förfaringssättet är att reducera de olika familjemedlemmarna enligt en fixerad konsumtionsenhetsskala. Vid föreliggande undersökning ha bägge metoderna kommit till användning. I denna par. skola vi närmare redogöra för dessa förfaringssätt och för en på dessa grundad metod att finna en adekvat konsumtionsenhetsskala.

¹ R. FRISCH och T. HAAVELMO [L] använda samma konstruktion vid bestämning av diagonal regression (63).

Tab. 5. Tysk-österrikiska (a) och amerikanska (b) konsumtionsenhetsskalorna.

Åldersår	0—3	4—6	7—9	10	11—12	13—14	15—16	17—18	19 och däröver
(a) män	0·1	0·2	0·3	0·4	0·4	0·5	0·7	0·9	1·0
kvinnor ..	0·1	0·2	0·3	0·4	0·4	0·5	0·6	0·7	0·8
(b) män	0·15	0·4	0·75	0·75	0·9	0·9	1·0	1·0	1·0
kvinnor ..	0·15	0·4	0·75	0·75	0·9	0·9	0·9	0·9	0·9

Tab. 5 visar de s. k. tysk-österrikiska (a) och amerikanska (b) konsumtionsenhetsskalorna (jfr [A], I, sid. 17* och [B], sid. 13). Av dessa kom den förra till användning vid hushållsboksstatistiken år 1913—14 och den senare åren 1923 och 1933. Ett diagram över skalorna visas i fig. 14.

Konsumtionsenhetsskalan användes vid elasticitetsberäkningen på följande sätt.

För det enskilda hushållet beräknas med ledning av den valda konsumtionskalan antalet konsumtionsenheter i hushållet. Hushållsboksstatistikens data beträffande familjemedlemmarnas sammanlagda inkomst och deras konsumtion — uttryckt som kvantitet eller kostnad — av den vara, vars elasticitet skall beräknas, divideras med det erhållna talet, och man erhåller således inkomsten och konsumtionen per konsumtionsenhet. Denna kalkyl utföres för vart och ett av hushållen, och resulterande data insätts på vanligt sätt i formel (36), som ger den sökta elasticiteten. Tillvägagångssättet kan alltså sägas innebära, att man ur varje hushåll griper ut en konsumtionsenhet och på grundval av statistiken rörande dessa enheter genomför elasticitetsberäkningen på det i § 10 angivna sättet.

Den svenska hushållsboksstatistikens publicerade sammanställningar basera sig på ovan angivna reduktion. Gruppindelningen av hushållen har sålunda skett efter inkomst per konsumtionsenhet, och vidare uttryckes konsumtionens storlek antingen såsom medelvärde per konsumtionsenhet eller, vilket icke medför någon metodförändring, per s. k. normalhushåll, d. v. s. per 3·3 konsumtionsenheter. Sammanställningarna innehålla således just det vid ifrågavarande metod erforderliga primärmaterialet och kunna utan vidare begagnas på det ovan angivna sättet.

Enligt vad redan antytts, ha två olika konsumtionsenhetsskalor kommit till användning vid de tre svenska hushållsundersökningarna. Det är nu att observera, att valet av skala kan ha märkbar inverkan på elasticitetsberäkningens resultat. Vi skola närmast övergå till en analys av detta förhållande.

Fig. 15 a—b ger en schematisk illustration av konsumtionsenhetsskalans användning vid elasticitetsberäkningen. Diagrammen tänkas ritade i logaritmisk skala. Punkten P_1 representerar en grupp hushåll med genomsnittliga inkomst- och konsumtionslogaritmer I_1 och K_1 respektive, och på samma sätt representerar P_2 en annan, lika stor hushållsgrupp. Inkomstelasticiteten enligt formel (36) anges av tangenten för den vinkel ν , som linjen $P_1—P_2$ bildar med I -axeln.

Hänsynstagandet till konsumtionsenhetsskalan medför, att kvantitets- och inkomstlogaritmer för samma hushållsgrupp minskas med logaritmen för gruppens genomsnittliga antal konsumtionsenheter. Låt det genom sagda reduktion

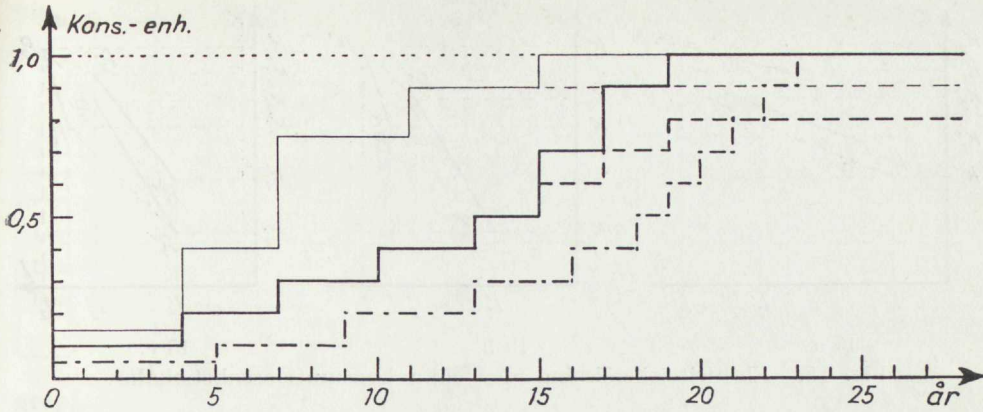


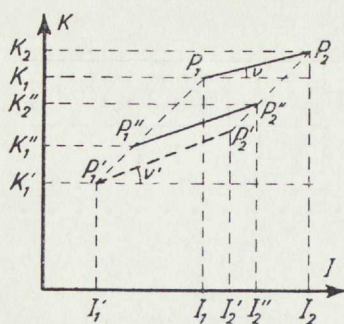
Fig. 14. Tysk-österrikiska (tunna linjer) och amerikanska (grova linjer) konsumtionsenhetsskalorna samt en schematisk skala för bostäder år 1913 (streck-prickad linje).

transformerade materialet representeras av punkterna P_1' och P_2' . Linjerna P_1-P_1' och P_2-P_2' äro härvid parallella och bilda en vinkel av 45° med koordinataxlarna. I det transformerade materialet bestämmes elasticiteten genom vinkeln v' .

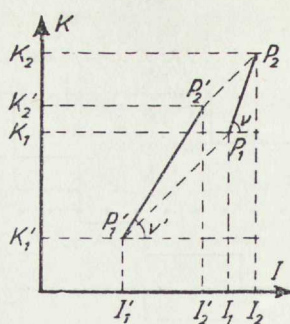
Om de bägge hushållsgrupperna i genomsnitt omfatta lika många konsumtionsenheter per hushåll, följer av diagramkonstruktionen att $v' = v$, och alltså att elasticiteten blir oförändrad vid reduktionen enligt konsumtionsenhetsskalan. Denna förutsättning är emellertid icke uppfylld i praktiken. Som bekant råder i stället en systematisk inhomogenitet, i det inkomsten ofta är negativt korrelerad med barnantalet. Genomsnittliga antalet konsumtionsenheter inom en hushållsgrupp är alltså i regel desto större, ju lägre inkomstnivån är för gruppen i fråga. Grafiskt illustreras detta av, att i fig. 15 a—b sträckorna P_1-P_1' vanligen äro längre än de motsvarande sträckorna P_2-P_2' . Härav följer, såsom en elementär geometrisk överläggning visar, att reduktionen med hänsyn till antalet konsumtionsenheter kommer att öka elasticiteten, om den är mindre än 1, och att minska densamma, om den är större än 1.

Beräkningen av antalet konsumtionsenheter per hushåll kan ske enligt olika skalor. Härvid är att märka, att skalorna främst skilja sig i fråga om de minderårigas konsumtionstal. Tab. 5 visar sålunda, att barnen tilldelas väsentligt lägre tal i den tysk-österrikiska än i den amerikanska skalan. Genomsnittliga antalet konsumtionsenheter per hushåll blir följaktligen lägre enligt den förra skalan än enligt den senare. Fig. 15 a kan begagnas för att illustrera situationen, i det punkterna (P_1' , P_2') kunna tänkas motsvara den amerikanska och punkterna (P_1'' , P_2'') den tysk-österrikiska skalan. I detta fall ger tydligen den förra skalan den högre elasticiteten; i fig. 15 b äger motsatsen rum.

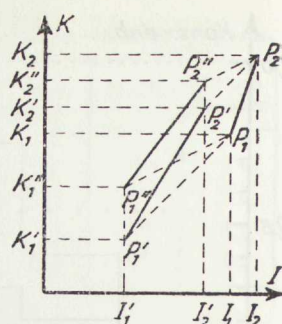
Den föregående analysen kan sammanfattas i följande allmänna regel: Om konsumtionsenhetsskalan tillmäter barnen för stor betydelse, komma små elasticiteter att bliva överskattade och stora elasticiteter att bliva underskattade vid elasticitetsberäkningen, och vice versa om skalan tillmäter barnen för liten betydelse.



15 a.



15 b.



15 c.

Fig. 15. Elasticitetsberäkning med olika konsumtionsenhetsskalor.

I överensstämmelse med denna allmänna regel visar erfarenheten, såsom vi strax skola exemplifiera, att olika konsumtionsenhetsskalor leda till tämligen olika elasticiteter. Det är därför av vikt att vid beräkningen använda en korrekt skala. Härvidlag är att märka, att man varken behöver eller bör använda samma konsumtionsenhets skala vid olika varor och budgetposter. Jämför t. ex. två hushåll, varav det ena består av 4 vuxna, medan det andra omfattar man, hustru och 4 minderåriga. Antag nu, att en viss skala ger ett korrekt uttryck för födoämneskonsumtionen i olika åldrar, samt att hushållen enligt denna skala omfatta lika många konsumtionsenheter. Hushållen äro sålunda direkt jämförbara vad beträffar efterfrågan av födoämnen, men till följd av deras olika sammansättning bör deras efterfrågestruktur förete vissa olikheter i andra avseenden. Exempelvis är det rimligt, att det förra hushållet visar större efterfrågan av njutningsämnen, såsom kaffe, te, tobak och dryckesvaror men redovisar mindre utgifter på en sådan budgetpost som arbetshjälp i hemmet. Den betraktade konsumtionsenhets skalan är enligt detta resonemang oriktig vid de senare budgetposterna. Vad njutningsämnen beträffar, bör skalan tilldela barnen mindre konsumtionstal, medan motsatsen gäller i fråga om arbetshjälp i hemmet.

Vid beräkning av inkomstelasticiteten för en viss vara reducerar man för respektive hushåll dels konsumtionen, dels inkomsten med hänsyn till antalet konsumtionsenheter. Enligt nyssnämnda argument behöver man härvid icke begagna samma skala för konsumtionen som för inkomsten. Det är även självklart, att om man beräknar inkomstelasticiteten för olika varor och budgetposter, skall inkomsten genomgående reduceras enligt en och samma skala.

En illustration av det allmänna reduktionsförfarandet ges i fig. 15 c. Inkomsten har här transformerats enligt samma skala som i fig. 15 b, medan efterfrågan reducerats enligt två alternativt beträffande konsumtionsenhets skalan. Diagrammet visar beträffande det fall, när olika skalor begagnas för inkomsten och konsumtionen, att elasticiteten 1 ej längre markerar gränsen mellan de elasticiteter, som förstoras tack vare hänsynstagandet till antalet konsumtionsenheter, och de, som därigenom bli mindre.

Vi övergå nu till den inledningsvis antydda, alternativa elasticitetsbestämningssmetoden. Vid tillämpning av denna metod delar man upp materialet i hushålls-

Tab. 6. Inkomstelasticitet år 1913 för angivna budgetposter och hushållsgrupper

Budgetpost	Antal konsumtionsenheter per hushåll				Vägt medelvärde	Samtliga hushåll		
	1·8	1·9—2·2	2·3—2·9	3·0 och mer		Tysk-ö. skalan	Amer. skalan	Specialskalar
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Livsmedel	0·44	0·44	0·47	0·45	0·45	0·49	0·57	—
Beklädnad	1·12	1·21	1·14	1·16	1·17	1·02	1·01	1·21
Bostad	0·70	0·76	0·75	0·81	0·76	0·95	0·96	0·75
Samtliga utgifter	0·86	0·91	0·89	0·89	0·89	0·91	0·92	0·89

grupper, som äro homogena med avseende för familjetyper och utför separata beräkningar för delmaterialen. Tack vare homogeniteten erfordras härvidlag ingen reduktion med hänsyn till antalet konsumtionsenheter. Elasticiteten för samtliga hushåll beräknas slutligen enligt formel (28) eller eventuellt (104) såsom ett vägt medelvärde av de erhållna elasticiteterna för respektive familjetyper. Som vi nu skola visa, kan denna metod med fördel tillämpas på den svenska hushållsbokstatistiken för år 1913.

Utgiften per konsumtionsenhet på olika budgetposter och inom olika inkomstklasser redovisas i 1913 års hushållsstatistik (se [A], I, tab. 4 C) dels för samtliga 1 355 hushåll, dels för 4 hushållsgrupper, innehållande respektive 113, 465, 448 och 329 hushåll och erhållna genom indelning av materialet efter antalet konsumtionsenheter. Var och en av de 4 hushållsgrupperna är således någorlunda homogen med avseende på familjetyper. Insätts sagda publicerade data i formel (36), erhålles utan vidare bearbetning inkomstelasticiteten för respektive budgetposter och hushållsgrupper. Kol. 2—5 i tab. 6 redovisa resultaten av sådana beräkningar för följande budgetposter a) födo- och njutningsämnen, b) kläder och skodon, c) bostad, d) samtliga utgifter i hushållet.

Vi anteckna det beaktansvärda och intressanta resultatet, att elasticiteten för var och en av de 4 budgetposterna är praktiskt taget lika för de olika familjetyperna.

Kol. 6 visar för varje budgetpost det enligt (28) beräknade medelvärdet av elasticiteterna för de 4 familjetyperna. Tack vare överensstämmelsen mellan elasticiteterna för de olika familjetyperna ger medelvärdesformeln (104) samma resultat. I formel (28) uppträda som vikter de olika hushållsgruppernas totala utgifter på vederbörande budgetposter. Enligt § 7 kan ett sådant medelvärde uppfattas som inkomstelasticiteten för samtliga hushåll, förutsatt att inkomstförändringen är likformig inom de olika grupperna. Det är tydligt, att i den mån varje hushållsgrupp är homogen med avseende på konsumtionsvanorna, utgör detta medelvärde en statistiskt sett korrekt bestämning av elasticiteten för den betraktade budgetposten. För övrigt är att märka, att man enligt (28) samt med användande av elasticiteterna i kol. 2—5 och utgifterna per konsumtionsenhet kan genomföra en beräkning av elasticiteten för samtliga hushåll under alternativa antaganden beträffande de antal hushåll, som representera de olika familjetyperna.

Elasticiteten har även beräknats genom att tillämpa formel (36) på den publicerade statistiken rörande samtliga hushåll. På detta sätt erhållna elasticiteter visas i kol. 7. Vi jämföra nu det vägda medelvärdet av elasticiteten för olika familjetyper med elasticiteten för samtliga hushåll. Som synes visa kol. 6 och 7 god överensstämmelse beträffande livsmedel och samtliga utgifter. En markerad avvikelser föreligger däremot vid beklädnad och vid bostad. Enligt § 23 betyder en sådan avvikelse, att en skiktningseffekt gör sig gällande. Såsom vi nu skola visa, leder en närmare undersökning av denna effekt till den inledningsvis antydda metoden för prövning av en konsumtionsenhetsskalas riktighet.

En avvikelse mellan kol. 6 och 7 innebär enligt analysen i § 23, att efterfrågekurvorna för de olika familjetyperna ligga skiktade, samt att antalet konsumtionsenheter per hushåll är korrelerat med inkomsten per konsumtionsenhet. Det är nu att märka, att en sådan korrelation kan förorsakas av någon faktor, som är korrelerad å ena sidan med antalet konsumtionsenheter och å andra sidan med inkomsten. För att undersöka i vad mån detta är fallet, har man enligt § 23 att införa ifrågavarande faktor som oberoende variabel, vilket i princip kan ske på det i § 10 angivna sättet. Tills vidare bortse vi från denna möjlighet och förutsätta, att de olika familjetyperna äro homogena med avseende på konsumtionsvanorna. Under denna förutsättning kan en avvikelse mellan kol. 6 och 7 endast betyda, att den begagnade konsumtionsenhetsskalan ger en oriktig bild av efterfrågans åldersvariation. Genom att vid beräkningen av kol. 7 använda en på lämpligt sätt modifierad konsumtionsenhetsskala kan överensstämmelse med kol. 6 vinnas och därmed sagda skiktningseffekt undanröjas. En sådan skala ger tydligen en genomsnittligen riktig föreställning om konsumtionens åldersvariation. Vi övergå nu till en exemplifiering av den antydda metoden.

De i kol. 7 redovisade beräkningarna grunda sig på klassindelning av hushållen efter inkomsten per konsumtionsenhet. Beräkningen av antalet konsumtionsenheter inom respektive klasser sker med användning av åldersfördelningen inom desamma, och denna redovisas i detalj i 1913 års hushållsboksstatistik (se [A], I, tab. B). Det låter sig därför göra att med ledning av publicerade data räkna om antalet konsumtionsenheter efter någon alternativ skala och på denna grundval utföra en ny elasticitetsberäkning. Det må påpekas, att den alternativa elasticitetsberäkningen visserligen icke är fullt likformig med den ursprungliga, eftersom indelningen i inkomstklasser i bägge fallen sker enligt den första konsumtionsenhetsskalan. Det är emellertid tydligt, att denna omständighet blott kan ha en förhållandevis obetydlig inverkan på resultatet. Det betraktade materialet ger vid en dylik elasticitetsberäkning enligt den amerikanska skalan de resultat, som redovisas i tab. 6, kol. 8. Vi skola nu underkasta resultaten en närmare granskning.

Enligt den allmänna teorin kan det vara nödvändigt och riktigt att reducera det enskilda hushållets utgifter och inkomster efter olika konsumtionsenhetsskalor. Vad beträffar hushållets sammanlagda utgifter, bör man emellertid rimligtvis begagna samma skala som vid inkomsten, vilket ju skett vid de i kol. 7—8 redovisade beräkningarna. I detta fall kommer enligt den allmänna teorin elasticiteten att förskjutas från det i kol. 6 angivna värdet hän mot värdet 1, därest konsumtionsenhetsskalan överskattar de minderårigas betydelse. Tab. 6 visar, att en sådan för-

skjutning ägt rum; med 3 decimaler lyda elasticiteterna i kol. 6—8 respektive 0·892, 0·909 och 0·924. Vi kunna härav draga slutsatsen, att den tysk-österrikiska och ännu mer den amerikanska skalan tilldela barnen för stor andel i den totala hushållsbudgeten. Motsvarande beräkning har utförts på grundval av den i fig. 14 angivna specialskalan. Resultatet återfinnes i kol. 9 och lyder med 3 decimaler 0·886. Denna skala underskattar barnens betydelse, men ger bättre överensstämmelse med genomsnittet av elasticiteten för olika familjetyper. Förbättringen i förhållande till den tysk-österrikiska skalan är emellertid obetydlig; eftersom det vidare är förhållandet mellan skalorna för reduktion av inkomst och utgift respektive, som har den utslagsgivande inverkan på resultatet, skall i den följande elasticitetsanalysen den tysk-österrikiska skalan begagnas vid beräkningen av det enskilda hushållets inkomst per konsumtionsenhet.

Betrakta vi resultaten rörande livsmedlens inkomstelasticitet, framgår av kol. 6—8, att den amerikanska skalan överskattar barnens andel i konsumtionen, samt att detta i någon mån är fallet även med den tysk-österrikiska skalan. Den senare ger emellertid en elasticitet (0·49), som blott obetydligt skiljer sig från genomsnittselasticiteten för olika familjetyper (0·45). Den tysk-österrikiska skalan kan därför anses ge en god bild av den faktiska livsmedelskonsumtionen inom olika åldrar.

Vid utgifter för kläder och skodon erhålles i kol. 6 elasticiteten 1·17. Å andra sidan visar kol. 7, att den summariska beräkningen ej ger högre värde än 1·02. Den tysk-österrikiska skalan underskattar alltså utgifterna för barnens beklädnad. Det ligger nära till hands att i detta fall pröva den amerikanska skalan. Sagda beräkning har genomförts, varvid i enlighet med det föregående den tysk-österrikiska skalan använts vid reduktion av inkomsten. Kol. 9 anger resultatet. Det erhållna värdet 1·21 är blott föga större än medelvärdet för de olika familjetyperna. Den amerikanska skalan synes sålunda ligga något i överkant för denna budgetpost, men synes i stort sett vara korrekt.

Vad beträffar utgiften för bostad är förhållandet det motsatta, i det enligt kol. 6—7 den tysk-österrikiska skalan är för hög. Alternativt har elasticitetsberäkningen därför gjorts på grundval av den i fig. 14 angivna specialskalan, varvid som förut inkomsten per konsumtionsenhet beräknats enligt den tysk-österrikiska skalan. Det erhållna värdet, som återfinnes i kol. 9, lyder 0·75 och visar god överensstämmelse med den genomsnittliga elasticiteten för olika familjetyper (0·76).

Fig. 16 ger en grafisk illustration till beräkningen av bostadsutgifternas inkomstelasticitet år 1913. De heldragna linjerna äro de regressionslinjer, som erhållits för de 4 alternativen beträffande antalet konsumtionsenheter. Uppifrån räknat hänföra sig linjerna till stigande antal konsumtionsenheter. I enlighet med kol. 2—5 i tab. 6 äro de 4 linjerna nära nog parallella. Linjernas genomsnittliga lutning är den i kol. 6 angivna elasticiteten (0·76). De 4 ringarna markera centrum i spridningsdiagrammen för respektive material. Man ser, att genomsnittliga inkomsten per konsumtionsenhet är desto större, ju mindre familjen är. Regressionslinjen för det sammanslagna materialet, som åskådliggöres av den streckade linjen, företer i överensstämmelse härmed större lutning. Enligt analysen i föregående par. kan den större elasticiteten för det sammanslagna materialet (0·95) sägas ge uttryck åt en skiktningseffekt, framkallad genom att konsumtionsskalan över-

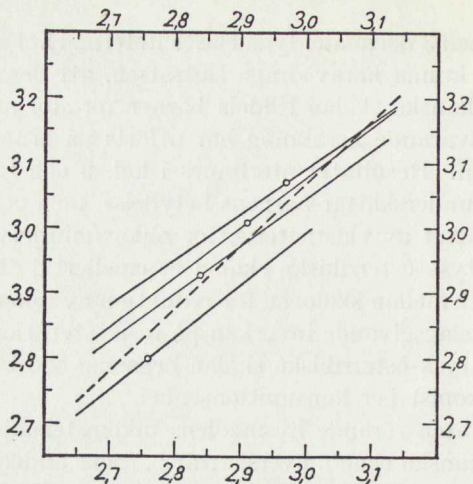


Fig. 16. Bostadsefterfrågan år 1913 som funktion av inkomsten per konsumtionsenhet för olika familjetyper; logaritmisk skala.

Vågrät axel: inkomst. Lodrät axel: utgift.

skattar den andel av bostadsutgiften, som hänför sig till barnen. Reduktionen enligt den angivna specialskalet neutraliserar denna skiktningseffekt; motsvarande transformation av fig. 16 skulle således medföra, att de heldragna linjerna med bibehållande av sin lutning komme att förskjutats så, att deras ordningsföljd bleve oberoende av antalet konsumtionsenheter. I detta speciella fall skulle transformationen antagligen leda till, att linjerna bleve sammanfallande. Den för transformationen erforderliga åldersfördelningen inom respektive familjetyper finns icke publicerad i hushållsboksstatistiken.

Enligt ovan redovisade beräkningar ger den vid 1913 års hushållsboksstatistik begagnade tysk-österrikiska konsumtionsenhetsskalan en i stort sett riktig bild av livsmedelsutgifternas faktiska fördelning på olika åldrar. Motsvarande kalkyler kunna även utföras för speciella livsmedel. Tab. 7 visar de resultat, som vid sådana beräkningar erhållits beträffande de matvaror, vilkas elasticiteter föreliggande undersökning i första rummet har till ändamål att bestämma.

En beaktansvärd skillnad mellan tab. 6 och 7 faller genast i ögonen: elasticiteterna för de stora budgetposterna livsmedel, beklädnad och bostad äro tämligen lika för respektive familjetyper, medan elasticiteterna för de enskilda livsmedlen — med undantag för ost — äro desto större, ju fler konsumtionsenheter hushållet omfattar. En följd härav är, att de i tab. 7, kol. 6 redovisade medelvärdena äro i hög grad betingade av hushållens fördelning på olika familjetyper. Hade materialet exempelvis omfattat fler hushåll med 1·8 konsumtionsenheter, skulle sålunda genomsnittselasticiteterna i kol. 6 blivit lägre.

Elasticiteter, grundade på det sammanslagna materialet för de olika familjetyperna, redovisas i kol. 8. Som synes visa talen i kol. 6 och 8 god överensstämmelse vad beträffar mjölk och smör. Enligt det föregående ger alltså den tillämpade

Tab. 7. Inkomstelasticitet år 1913 för angivna livsmedel och familjetyper.

Budgetpost	Antal konsumtionsenheter per hushåll				Medelvärde enligt formel		Samtliga hushåll, tysk-öst. skalan
	1·8	1·9—2·2	2·3—2·9	3 och mer	(28)	(104)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mjök	0·25	0·39	0·52	0·58	0·48	0·46	0·50
Smör	0·35	0·66	0·74	0·74	0·69	0·67	0·71
Ost	0·50	0·30	0·54	0·21	0·37	0·39	0·43
Ägg	0·47	0·84	0·85	1·01	0·86	0·83	0·99
Kött och fläsk	0·26	0·37	0·55	0·51	0·46	0·44	0·59

konsumtionsenhetsskalan, d. v. s. den tysk-österrikiska, en i stort sett riktig bild av de olika åldersgruppernas andel i konsumtionen av dessa livsmedel. För att belysa i vilken mån elasticitetsberäkningen påverkas av konsumtionsenhetsskalan, har en alternativ bearbetning av materialet för mjök genomförts efter reduktion av konsumtionen med hänsyn till antalet personer per hushåll. Beräkningen grundar sig alltså på en skala, som icke gör någon som helst skillnad mellan barn och vuxna. Den resulterande elasticiteten är 0·63. I överensstämmelse med den allmänna teorin har överskattningen av barnens andel i mjökkonsumtionen ökat avvikelsen från den korrekta genomsnittselasticiteten 0·48.

För ost, ägg och i synnerhet kött ger kol. 8 större värden än kol. 6. Enligt det föregående visar denna avvikelse, att den tysk-österrikiska skalan överskattar barnens andel i konsumtionen av dessa livsmedel. Den begagnade statistiken rörande kött hänför sig till färskt nöt-, kalv-, lamm- och fårkött samt fläsk. Den betydande avvikelsen för denna budgetpost synes naturlig med tanke på den förhållandevis stora plats, som kött intager i de vuxnas diet.

De redovisade beräkningarna ge belägg för nödvändigheten av att vid elasticitetsanalys på grundval av hushållsboksstatistik taga hänsyn till skillnaden mellan de familjetyper, som finnas representerade i primärmaterialet. Om möjligt bör man utföra särskilda beräkningar för olika familjetyper; elasticiteten för det odelade materialet erhålles därefter genom medelvärdesbildning. Önskar man utföra beräkningarna direkt på den sammanslagna statistiken, har man att på angivet sätt reducera materialet enligt en för den betraktade budgetposten lämplig konsumtionsenhetsskala. Det ligger i sakens natur, att den senare metoden är i viss mån approximativ. Reduktionen måste nämligen vara i viss mån summarisk och kan bl. a. icke taga hänsyn till att skalan i själva verket icke är alldeles lika för olika familjetyper. Exempelvis sker inom stora familjer en mera fullständig och effektiv förbrukning av nyttigheterna, varför en något lägre skala här vore på sin plats.

På grundval av 1913 års hushållsboksstatistik ha vi ovan exemplifierat den dubbla elasticitetsberäkningen och den därpå baserade prövningen av konsumtionsenhetsskalan. Även fastän prövningsmetoden med nödvändighet är summarisk, ge resultaten tydligt vid handen, att olika budgetposter följa väsentligt olika ska-

lor. Vid tolkningen av resultaten förtjäna följande omständigheter särskilt beaktande.

För det första bör man hålla isär två definitioner av begreppet konsumtionsenhetsskala. Å ena sidan kan man därmed förstå en skala, som på näringsfysiologiska eller motsvarande objektiva grunder graderar det föreliggande konsumtionsbehovet såsom funktion av åldern. Exempelvis synes den amerikanska skalan ha konstruerats på grundval av beräkningar rörande kaloribehovet i olika åldrar. Å andra sidan kan begreppet konsumtionsenhetsskala hänföra sig till den faktiska efterfrågestrukturen, d. v. s. till de olika åldrarnas faktiska andel i den betraktade budgetposten. Såsom redan antytts, är det på det senare sättet de ovan redovisade beräkningarna böra tolkas. Det är tydligt, att det ingalunda alltid inträffar, att den faktiska skalan överensstämmer med den teoretiska, enligt näringsfysiologiska eller andra metoder härledda skalan. Sålunda visade det sig vid ovan redovisade beräkningar, att medan den amerikanska skalan var i stort sett riktig vad beträffar utgifterna för kläder och skodon, motsvarade den tysk-österrikiska skalan bättre de faktiska förhållandena i fråga om livsmedel. Vid sådana födoämnen som ost, ägg och kött visade sig emellertid den senare skalan överskatta de minderårigas relativa betydelse, och i än högre grad var detta fallet vad beträffar utgifterna för bostad.

För det andra säger det sig självt, att den faktiska konsumtionsenhetsskalan icke bör betraktas som oföränderlig. Det är tvärtom naturligt, att skalan företer systematiska förskjutningar, även om utvecklingen går långsamt och förändringarna måhända icke äro så genomgripande.

Konsumtionens faktiska fördelning på olika åldrar är en sida av efterfrågestrukturen, som ur elasticitetsanalysens synvinkel givetvis är av stor betydelse. Det kan därför anses vara en angelägen uppgift inom området av föreliggande undersökning att göra konsumtionsenhetsskalan och dess förändringar till föremål för statistisk analys. Vi ha sett, att 1913 års hushållsboksstatistik i princip möjliggör en prövning av olika konsumtionsenhetsskalor. En motsvarande bearbetning av statistiken för åren 1923 och 1933 skulle sålunda belysa utvecklingen av ifrågasvarande sida av efterfrågestrukturen. Det är från denna synpunkt beklagligt, att de två senare hushållsstatistiska undersökningarna icke genomförts och publicerats efter mönster av 1913 års undersökning. Ej heller har det varit möjligt att på den knappa tid, som stått till buds, utföra sådan bearbetning av de senare undersökningarnas arkiverade primärmaterial. Vi skola avsluta denna par. med en översikt av de beräkningar, som på grundval av 1923 och 1933 års publicerade hushållsboksstatistik likväl kunnat göras beträffande inkomstelasticiteten samt konsumtionsenhetsskalan och dess förändringar.

Medan 1913 års levnadskostnadsundersökning begränsades till arbetare- och lägre tjänstemannahushåll, omfatta 1923 och 1933 års undersökningar jämväl medelklasshushåll. Grupperingen efter inkomst per konsumtionsenhet har i de senare undersökningarna skett på grundval av den amerikanska konsumtionsenhetsskalan. Att döma av de ovan redovisade beräkningarna torde denna skala vara för hög vad livsmedel beträffar. Med ledning av tabeller över åldersför-

delningen i respektive inkomstgrupper kan man på ovan angivet sätt neutralisera denna felkälla, nämligen genom att transformera materialet enligt någon lämplig konsumtionsenhetsskala och därefter utföra en summarisk elasticitetsbestämning för den betraktade budgetposten. Beräkningar av detta slag redovisas i kap. 6.

1923 års hushållsboksstatistik ger en intressant indelning av materialet på olika familjetyper, varvid grupperingen ej som år 1913 skett efter antalet konsumtionsenheter per hushåll, utan på ett mindre summariskt sätt, nämligen efter barnens antal och det äldsta barnets ålder (se [B], tab. 2 och 9). Någon samtidig indelning i inkomstklasser har emellertid icke verkställts. Den på medelvärdesbildning grundade, alternativa elasticitetsberäkningen för prövning av konsumtionsenhetsskalan kan sålunda icke genomföras.

Den noggrannare indelningen, närmare bestämt på 9 familjetyper, har begagnats även vid 1933 års levnadskostnadsundersökning. Härvid har en gruppering skett jämväl efter hushållets inkomst (se [C], tab. 2, 8 och 9). Den senare indelningen omfattar tre alternativ, och man äger således principiell möjlighet att utföra en elasticitetsberäkning för de olika familjetyperna och därmed även en prövning av konsumtionsenhetsskalan. Härvid är emellertid att märka, att två omständigheter försvåra och delvis omöjliggöra sådana kalkyler.

För det första har man vid den betraktade bearbetningen icke gjort åtskillnad mellan å ena sidan arbetare- och lägre tjänstemannahushåll och å andra sidan medelklasshushåll. Vidare märkes, att konsumtionsvanorna, enligt vad andra tabeller utvisa (se även fig. 11), delvis äro olika inom ifrågavarande socialklasser. Härav följer, att sammanslagningen måste utlösa en större eller mindre skiktningseffekt, som bör beaktas vid elasticitetsberäkningen. Det förhåller sig nu så, att de två lägre inkomstklasserna — hushåll med respektive mindre än 3 000 kr. och 3 000—5 000 kr. i årsinkomst — omfatta 814 av de 935 arbetare- och lägre tjänstemannahushållen, medan den högsta inkomstklassen representerar 163 medelklasshushåll av 173 (se [C], tab. D). Genom att man utelämnar den högsta inkomstklassen vid elasticitetsberäkningen, komma resultaten tydligen att ge en någorlunda korrekt bild av efterfrågestrukturen inom arbetare- och lägre tjänstemannahushållen. För medelklasshushållen medge de publicerade tabellerna ingen motsvarande beräkning.

Den i kap. 6 redovisade bearbetningen av 1933 års hushållsboksstatistik omfattar elasticitetsbestämning för de olika familjetyperna samt beräkning av elasticiteten för samtliga hushåll genom medelvärdesbildning enligt formlerna (28) och (104). En jämförelse med ovannämnda summariska beräkning av elasticiteten för samtliga hushåll ger slutligen vissa upplysningar om konsumtionsenhetsskalan för livsmedel.

§ 25. Korttids- och långtidselasticitet.

Den ur hushållsboksstatistiken härledda inkomstelasticiteten är av intresse icke blott som ett sammanfattande mått på efterfrågans förändring med inkomsten. Enligt översikten i § 21 är det nämligen icke alltid möjligt att genomföra en beräkning av priselasticitet utan sådan förhandskunskap om inkomstelasticiteten, som

erhållits med ledning av hushållsböcker eller på annat sätt. I detta sammanhang ställer sig frågan, om den ur hushållsboksstatistiken resulterande elasticiteten utan vidare kan begagnas på det i § 20 angivna sättet, när man vid studiet av prisförändringarnas inverkan på efterfrågan har att taga hänsyn till förskjutningar i inkomstnivån, eller om sagda elasticitet erfordrar någon korrektion, innan den kan användas vid tidsserieanalysen. Vi skola i denna par. diskutera sagda fråga, som med andra ord gäller sambandet mellan hushållsboksstatistikens och den löpande marknadsstatistikens inkomstelasticitet.

Efterfrågans anpassning till förändrade pris- och inkomstförhållanden är tidskrävande. Ett av skälen härtill är av psykologisk natur. Å ena sidan kunna konsumtionsvanorna vara trögrörliga, så att t. ex. en prishöjning först efter kortare eller längre tid följes av en beskränning av konsumtionen. Å andra sidan kan det inträffa, att en prishöjning spontant utlöser en överdriven reaktion, som så småningom går tillbaka. Man kan således skilja mellan efterfrågans reaktion på kort sikt och på lång sikt. På motsvarande sätt kan man tala om *korttids-* och *långtids-*elasticitet. Strängt taget borde man uppfatta elasticiteten som en funktion av tidsavståndet mellan den betraktade pris- eller inkomstförändringen och den tidpunkt, till vilken registreringen av den förändrade konsumtionen hänför sig.

Förutom det psykologiska momentet synes även en objektiv faktor spela roll vid elasticitetens tidsvariation, nämligen den olika graden av varaktighet hos olika förnödenheter. Låt oss till exempel betrakta inkomstelasticiteten hos efterfrågan av dels bostad, dels livsmedel. Hyreskontrakt löpa vanligen på hel- eller halvår, och man kan därför i regel icke omedelbart anpassa bostaden efter en förändring i inkomsten. Till följd härav blir bostadsefterfrågans korttidselasticitet lägre än dess långtidselasticitet. I samma riktning verkar givetvis den omständigheten, att sagda efterfrågan i sig själv är trögrörlig; rimligtvis är det först sedan det nya inkomstläget stabiliserats, som ett bostadsbyte blir aktuellt. Vad livsmedel beträffar, är förhållandet det motsatta. Efterfrågan kan ju här reagera omedelbart vid en inkomstförändring, och eftersom det dröjer en tid innan efterfrågan av de varaktigare nyttigheterna kommer upp i jämviktsläge, tenderar reaktionen vid sådana varor som livsmedel att bli starkast under första tiden efter inkomstförändringen för att så småningom sjunka tillbaka mot ett jämviktsläge.

Helt allmänt kan man säga, att långtidselasticiteten hänför sig till den tidpunkt, då efterfrågan hunnit att i alla avseenden anpassa sig efter den förändrade inkomstnivån. För de varaktigare nyttigheterna beskriver elasticitetens tidsvariation mot slutläget en stigande kurva. För de mer omedelbart konsumerade nyttigheterna visar variationen motsatt tendens, d. v. s. från en relativt hög korttidselasticitet hän mot en lägre långtidselasticitet. Som vi nu skola närmare utveckla, ge dessa tendenser en hållpunkt för jämförelse av de elasticiteter, som grunda sig på hushållsboksstatistik och tidsserier respektive.

Elasticitetsberäkning på grundval av hushållsboksstatistik bygger på en jämförelse av konsumtionens gestaltning inom hushåll, som representera olika inkomstnivåer, men som i övrigt synas likartade. Det är nu att märka, att inkomsterna i allmänhet förändras ganska långsamt. Hushållens cirkulation mellan de olika inkomstnivåerna är följaktligen obetydlig. Man kan därför vänta sig, att den ur

hushållsböckerna avlästa efterfrågestrukturen i regel och i huvudsak hunnit anpassa sig till den registrerade inkomstnivån. Med hänsyn till dessa omständigheter bör den ur hushållsboksstatistiken härledda inkomstelasticiteten närmast uppfattas som en bestämning av långtidselasticiteten.

Vid elasticitetsberäkning på grundval av tidsserier gör man en direkt sammanställning av inkomstens och konsumtionens förändringar. Konsumtionsstatistiken avspeglar här den omedelbara reaktionen vid inkomstens förskjutning. Efterfrågeanalysen på grundval av tidsserier hänför sig således i första hand till korttidselasticiteten.

Den inledningsvis ställda frågan gäller, om en ur hushållsboksstatistiken beräknad inkomstelasticitet kan begagnas som ersättning för motsvarande elasticitet vid tidsserieanalysen. Av det föregående framgår, att man vid en sådan substitution rätteligen bör taga hänsyn till den skillnad, som kan förefinnas mellan korttids- och långtidselasticitet. Vad beträffar livsmedel, speciellt jordbruksprodukter, ha vi hos elasticitetens tidsvariation påvisat en avtagande tendens. På grund härav bör man alltså vid tidsserieanalysen begagna en något större elasticitet än det ur hushållsboksstatistiken erhållna värdet.

Den föregående analysen är rent kvalitativ, ger ingen upplysning om storleken av den korrektion, som betingas av elasticitetens tidsvariation. Korrektionen kan mycket väl vara olika för olika livsmedel, och är för övrigt beroende av om konsumtionsstatistiken avser månader, år eller tidsintervall av annan längd. Det är dock icke nödvändigt att här inlåta sig på någon kvantitativ uppskattning, ty i praktiken är det tillräckligt att utföra alternativa beräkningar, motsvarande olika antaganden om skillnaden mellan korttids- och långtidselasticiteten. Detta förfaringssätt skall begagnas i det följande, varvid märkes, att behandlingen i nästa kap. av sambandet mellan pris- och inkomstelasticitet ger en hållpunkt för bedömning av ifrågakorrigering.

Kap. 5. Metodfrågor vid beräkning av priselasticitet.

§ 26. Nominella och reala priser och inkomster.

Efterfrågan av en vara bestämmes förutom av varans pris av en mängd andra faktorer. Vid elasticitetsberäkningen är det i vissa fall nödvändigt att taga hänsyn till sådana inflytelser, och vi ha i § 10 redogjort för en allmän metod att i detta avseende genomföra en detaljerad analys. Såsom vi i § 19 närmare utvecklat, ställer denna metod stora krav på det statistiska materialet. I praktiken är det därför blott ett fåtal faktorer, som man kan behandla på detta sätt. Vid de övriga är man hänvisad till något mer summariskt förfarande.

De faktorer, som erfordra en detaljerad analys, äro i första rummet förskjutningar i inkomstnivån, och man har vidare att taga hänsyn till inträffade förändringar i prisen på substituerande varor. Det är härvidlag naturligt att antaga, att

efterfrågan icke bestämmas av de absoluta eller nominella värdena av dessa storheter, utan snarare av motsvarande realvärden, d. v. s. av pris och inkomst reducerade med hänsyn till eventuella förändringar i penningvärdet. Ty antag t. ex., att prisnoteringen för den betraktade varan varit oförändrad under en längre tidrymd, under vilken inkomsten och levnadskostnadsindex stigit i samma takt. Varan har då relativt sett blivit billigare, något som bör ha medfört en ökad konsumtion. Det är emellertid blott om elasticitetsberäkningen sker på grundval av realvärden, som priselasticiteten kan fastställas med ledning av en sådan konsumtionsstegring. I enlighet härmed brukar man vid beräkning av priselasticitet utgå från statistik rörande realpris och realinkomst. Detta förfaringsätt har följts även vid föreliggande undersökning.

Reduktionen från nominal- till realvärden sker med ledning av en lämplig index för penningvärdet. Det gäller här att välja en index, som avspeglar penningvärdet, sådant det ter sig ur konsumenternas synvinkel. Följaktligen är det närmast en index för de allmänna levnadskostnaderna, som bör begagnas.

Levnadskostnadsindex utgör ett medelvärde av en mängd olika priser, faktorer, vilka alla i någon mån inverka på efterfrågan av den betraktade varan. Den angivna metoden kan sålunda uppfattas som en summarisk metod att vid elasticitetsberäkningen beakta dessa faktorer. Den logiska följdriktigheten i denna reduktion bör, därest en adekvat index blivit begagnad, taga sig uttryck i att en mer uttömmande förklaring av konsumtionens variationer ernås, d. v. s. att avvikelsernas medelfel blir mindre än om man baserar elasticitetsberäkningen på prisen och inkomstens nominella värden. I regel förskjutes dock levnadskostnadsindex tämligen långsamt, och det är därför blott när man förfogar över konsumtions-, pris- och inkomstserier för en längre tidrymd, som denna skärpning av analysen kan väntas bli märkbar.

§ 27. Samband mellan priselasticitet och inkomstelasticitet.

Formellt sett äro pris- och inkomstelasticitet besläktade begrepp. Detta gäller såväl den funktionella som den statistiska definitionen (se § 1 och § 10 respektive). Vi skola i denna par. behandla den närliggande frågan, om likheten är begränsad till det rent formella, eller om den även sträcker sig till elasticiteternas numeriska värden. Det skall därvid visa sig, att det råder vissa allmänna samband mellan pris- och inkomstelasticiteter.

Vad beträffar den statistiska bestämningen, är det i första rummet hushållsboksstatistik, som ägnar sig för beräkning av inkomstelasticitet, medan priselasticitet beräknas på grundval av löpande marknadsstatistik. Vid dylik efterfrågeanalys är ett på teoretisk väg härlett samband mellan pris- och inkomstelasticitet av stor betydelse. Sålunda erhålles ett belägg på beräkningarnas tillförlitlighet, i den mån de resulterande elasticiteterna avspegla det teoretiska sambandet. Och om exempelvis marknadsstatistiken är otillräcklig för bestämning av priselasticitet, kan man med ledning av det teoretiska sambandet uppskattningsvis beräkna priselasticiteten på grundval av den ur hushållsboksstatistiken härledda inkomstelasticiteten.

Vi betrakta en bestämd marknad, eventuellt en bestämd individ, och dess efterfrågan av en viss vara, säg V . Låt k beteckna konsumtionen av varan, och antag att k är en funktion av dels inkomsten, i , dels varupriset, p , dels slutligen ett antal andra varupriser, p_1, p_2, \dots, p_h — motsvarande varor betecknas V_1, V_2, \dots, V_h — således

$$(105) \quad k = k(i, p, p_1, \dots, p_h).$$

Tills vidare förstå vi med i, p och p_v nominalinkomst och nominalpriser.

Betrakta nu funktionen k vid små förändringar i de oberoende variablerna. Låt $i + \Delta i, p + \Delta p, \dots, p_h + \Delta p_h$ beteckna den nya inkomst- och priskonstellationen och $k + \Delta k$ den resulterande konsumtionen av varan V [jfr formel (7)]. Då gäller enligt TAYLORS formel

$$(106) \quad \Delta k = \frac{\partial k}{\partial i} \cdot \Delta i + \frac{\partial k}{\partial p} \cdot \Delta p + \frac{\partial k}{\partial p_1} \cdot \Delta p_1 + \dots + \frac{\partial k}{\partial p_h} \cdot \Delta p_h + R$$

där resttermen R är av lägre storleksordning än de övriga termerna.

Vi göra nu det närliggande antagandet, att en höjning av priser och inkomster med samma procentsats icke förändrar efterfrågan. Med andra ord antages, att efterfrågan icke påverkas av en förändring i penningvärdet. Betecknas procentsatsen $100 \Delta \%$, innebär detta antagande, att vi erhålla relationen $\Delta k = 0$, om vi i (106) införa

$$(107) \quad \Delta i = i \cdot \Delta; \quad \Delta p = p \cdot \Delta; \quad \Delta p_1 = p_1 \cdot \Delta; \quad \dots; \quad \Delta p_h = p_h \cdot \Delta$$

Divideras relationen $\Delta k = 0$ med $k \cdot \Delta$, ger resttermen $R/k\Delta$. Detta uttryck kan försummas, när Δ är tillräckligt litet. Vi erhålla alltså den av Δ oberoende relationen

$$(108) \quad \frac{\partial k}{\partial i} \cdot \frac{i}{k} + \frac{\partial k}{\partial p} \cdot \frac{p}{k} + \frac{\partial k}{\partial p_1} \cdot \frac{p_1}{k} + \dots + \frac{\partial k}{\partial p_h} \cdot \frac{p_h}{k} = 0.$$

De här uppträdande uttrycken äro ingenting annat än de enligt formel (4) definerade partiella efterfrågeelasticiteterna hos varan V med avseende på inkomsten och de olika priserna. Betecknas dessa elasticiteter med respektive E, e, e_1, \dots, e_h , följer alltså ur (108)

$$(109) \quad E = e + e_1 + e_2 + \dots + e_h.$$

Det enklaste fallet föreligger, när varan V icke kan substitueras mot andra varor samt vice versa, korteligen när varorna äro inbördes oberoende i efterfrågeavseende. Prisförändringar på varorna V_1, \dots, V_h medföra i så fall ingen ändring i konsumtionen av varan V , och man har således

$$e_1 = 0, e_2 = 0, \dots, e_h = 0$$

Genom insättning härav i (109) följer

$$(110) \quad E = e$$

I ord kan formel (110) uttryckas på följande sätt: *priselasticiteten för en i efterfrågehänseende fristående vara är tillnärmelsevis lika med dess inkomstelasticitet.*

Alternativt antaga vi nu, att varan V och ett antal andra varor, säg V_1 och V_2 , bilda en från de övriga varorna fristående substitutionsgrupp, d. v. s. att V, V_1

och V_2 kunna helt eller delvis substitueras mot varandra, men icke mot andra varor. En höjning av priset p_1 medför i så fall en övergång av konsumtionen från V_1 till V . Samma gäller beträffande p_2 ; däremot ha p_3, \dots, p_h ingen inverkan på efterfrågan av varan V . Således är i detta fall $e_1 < 0$ och $e_2 < 0$, medan som förut $e_3 = 0, \dots, e_h = 0$. Härav följer $e + e_1 + e_2 = E$ och således

$$(111) \quad E < e$$

d. v. s. att *priselasticiteten för en vara, som ingår i en substitutionsgrupp, kan väntas vara större än dess inkomstelasticitet.*

Olikheten (111) är ett uttryck för det förhållandet, att en substitutionsgrupp är särskilt känslig för separata prishöjningar, i det att en prishöjning på en enskilda vara i gruppen reducerar dess konsumtion till förmån för de övriga varorna, och omvänt vid en prissänkning. Detta välkända förhållande är av stor betydelse för prispolitiken. Exempelvis medför en prishöjning på smör en viss övergång från smör- till margarin konsumtion, och smörets priselasticitet är därför större än om margarin och andra substitut icke funnos. Det är också självklart, att man i viss utsträckning kan förebygga en sådan överflyttning av konsumtionen på så sätt, att man genomför en prisändring på samtliga varor i substitutionsgruppen.

En sammanfattning av den föregående analysen ger vid handen, att priselasticiteten tenderar att sammanfalla med inkomstelasticiteten i det fall, då efterfrågan av den betraktade varan är oberoende av övriga varor. Ingår varan däremot i en substitutionsgrupp, är förhållandet mera komplicerat. Man kan i så fall skilja mellan priselasticiteten vid en separat prishöjning och priselasticiteten vid en likformig prishöjning inom gruppen. I förra fallet är priselasticiteten större än inkomstelasticiteten. Den allmänna prishöjningen ger lägre priselasticitet än den separata, men tillåter intet generellare omdöme. Härvid märkes, att antagandet om oberoende i efterfrågeavseende representerar ett idealfall, som knappast kan fullständigt förverkligas. Med hänsyn härtill kan man förvänta, att priselasticiteten genomgående visar sig något större än inkomstelasticiteten, och detta gäller både vid fristående varor och vid substitutionsgrupper i fallet av likformig prissförändring.

Vid elasticitetsberäkningen kan man alternativt behandla en substitutionsgrupp som en enda vara, i det man på lämpligt sätt sammanväger dels de konsumerade kvantiteterna, dels de olika varupriserna. Genom en enkel generalisering av analysen i § 8 kan man beräkna inkomstelasticiteten för den resulterande sammansatta varan som ett vägt medelvärde av de enskilda elasticiteterna. Och enär den sammansatta varan är fristående från övriga varor och substitutionsgrupper, kan man räkna med att dess priselasticitet är ungefärligen lika med dess inkomstelasticitet. För ögonblicket skola vi icke gå närmare in på hithörande frågor, utan återkomma därtill vid redovisningen av beräkningarna rörande priselasticiteten för substitutionsgruppen smör—margarin.

Vid föreliggande undersökning approximeras efterfrågefunktionen (105) med hjälp av en funktion av typen (21), d. v. s.

$$k(i, p, p_1, \dots, p_h) = k_0 \cdot i^E \cdot p^{-e} \cdot p_1^{-e_1} \cdot \dots \cdot p_h^{-e_h}.$$

Enligt analysen i denna par. kan man här utgå från att de i högra ledet uppträdande elasticiteterna tillfredsställa relationen (109). Detta innebär, att substitutionen

$$(112) \quad i^* = i/q; p^* = p/q; p_1^* = p_1/q; \dots; p_h^* = p_h/q$$

där q är en godtycklig konstant, lämnar den approximerande funktionen oförändrad, d. v. s.

$$(113) \quad k_0 \cdot i^E \cdot p^{-e} \cdot p_1^{-e_1} \cdot \dots \cdot p_h^{-e_h} = k_0 \cdot (i^*)^E \cdot (p^*)^{-e} \cdot (p_1^*)^{-e_1} \cdot \dots \cdot (p_h^*)^{-e_h}.$$

Om man speciellt låter q beteckna levnadskostnadsindex, representerar (112) en övergång från nominella till reala värden beträffande inkomst och priser. Relationen (113) uttrycker, att elasticiteterna med avseende på de reala variablerna kunna väntas överensstämma med motsvarande elasticiteter med avseende på de nominella variablerna. Speciellt satisfiera även de förra relationen (109).

Det är att märka, att analysen i denna par. vilar på den matematisk-funktionella elasticitetsdefinitionen i § 1. Det är därför icke säkert, att de härledda relationerna gälla även vid den statistiska definitionen i § 10. I själva verket böra — i enlighet med vad som redan antytts — dessa relationer snarare uppfattas som uttryck för mer eller mindre utpräglade tendenser i de ekonomiska sammanhangen. När vi exempelvis funnit, att nominal- och realvärden för inkomst och priser leda till samma elasticitet, får man alltså icke härav draga slutsatsen, att sagda alternativ äro likvärdiga även vid den statistiska efterfrågeanalysen. Ifrågavarande relation ger oss således ingen anledning att avvika från den i föregående par. uppställda principen att vid de statistiska beräkningarna reducera inkomst- och prisserierna med hänsyn till penningvärdets förändringar.

I denna par. ha vi hittills bortsett från efterfrågans trögrörlighet, vilken enligt § 25 medför en viss tidsvariation i elasticiteten. Variationen betingas delvis av objektiva faktorer, och vi ha sett att dessa ge inkomstelasticitetens tidskurva en stigande tendens vad varaktigare förnödenheter beträffar och en avtagande tendens vid sådana konsumtionsvaror, vilkas förbrukning sker mera omedelbart. Liknande tendenser kunna även spåras vid priselasticiteten. Den enskildes budget är nämligen begränsad, och eftersom vidare utgifterna för varaktigare nyttigheter äro fastlagda för längre tid, måste t. ex. reaktionen vid en prishöjning på snabbförbrukade varor bli jämförelsevis stor för att småningom sjunka något tillbaka i samband med en allmän anpassning till det förändrade läget, d. v. s. i samband med en viss inskränkning i efterfrågan på varaktigare nyttigheter.

I § 20 sågo vi, att beräkning av priselasticitet ur marknadsstatistik i vissa fall erfordrar kännedom om inkomstelasticiteten, och i § 25 berördes frågan, om den ur hushållsboksstatistiken härledda inkomstelasticiteten kan begagnas för detta ändamål. Det visade sig därvid, att den förra inkomstelasticiteten kan uppfattas som korttids-, den senare som långtidselasticitet, och att vad livsmedel beträffar den förra kan antagas vara större än den senare. Den teoretiska analysen ger emellertid ingen upplysning om storleken av skillnaden mellan korttids- och långtidselasticitet. Utan kännedom härom vore man alltså i praktiken hänvisad till att beräkna priselasticiteten, säg e_k , under alternativa antaganden beträffande inkomstelasticitetens storlek på kort sikt, säg E_k . Det förhåller sig nu i allmänhet

så, att om E_k antages vara lika med hushållsboksstatistikens inkomstelasticitet, säg E_n , blir e_k större än E_n , medan e_k blir lägre, ju större E_k antages vara. Härav framgår, att om det existerade en relation mellan E_k och e_k , t. ex. $e_k \propto E_k$, skulle man på statistisk väg kunna bestämma E_k och e_k . Det är nu att märka, att de argument, som leda till relationen (110), äro av allmän räckvidd, och därför kunna tillämpas även på korttidselasticiteterna. Givetvis får man härvid icke alltför mycket lita på bärkraften i det teoretiska resonemanget, särskilt torde psykologiska faktorer kunna medföra avvikelser i relationen $E_k \propto e_k$. För övrigt har man även att beakta möjligheten av substitution. Enligt (111) kan man således räkna med en tendens att e_k ligger på en högre nivå än E_k . Denna observation är ägnad att ytterligare reducera det intervall, som behöver undersökas, när det gäller att på grundval av olika alternativ beträffande inkomstelasticiteten E_k genomföra beräkningen av priselasticiteten.

§ 28. Trendproblemet vid beräkning av priselasticitet.

Bland de metodfrågor, som uppträda vid analys av tidsserier, och som man därför har att taga ställning till vid beräkning av priselasticitet, är trendproblemet en av de viktigaste. Vi skola i denna par. ge en översikt av trendproblemet samt redogöra för och kritiskt granska principerna för dess behandling vid föreliggande undersökning.

Med trend förstås i det följande en kurva, som i stora drag beskriver förloppet av en tidsserie. Betecknas tidsserien p_1, p_2, \dots, p_s , kan sammanhanget uttryckas genom formeln

$$(114) \quad p_n = p_n^{(t)} + p_n^{(a)}; \quad n = 1, 2, \dots, s$$

där $p_n^{(t)}$ är trenden eller trendkomponenten, medan $p_n^{(a)}$ representerar tidsseriens avvikelse från trenden. Uppdelningen (114) kan även beskrivas så, att serien $p_n^{(a)}$ representerar de fluktuationer, som på relativt kort sikt karakterisera förloppet av serien p , medan trenden $p^{(t)}$ anger utvecklingen på längre sikt.

Fig. 17, som tänkes ritad i logaritmisk skala, ger en schematisk illustration av (114). Uppdelningen tänkes här utförd dels på en serie p_n , som i det följande tänkes representera prisserien i en marknadsstatistik rörande en bestämd vara, dels på motsvarande efterfrågeserie, säg k_n ,

$$k_n = k_n^{(t)} + k_n^{(a)}; \quad n = 1, 2, \dots, s.$$

I fig. 17 ha prisserierna ritats med grova, efterfrågeserierna med fina streck. Serierna p_n och k_n äro heldragna, medan trenderna $p_n^{(t)}$ och $k_n^{(t)}$, vilka utgöras av räta linjer, äro streck-prickade. Serierna $p_n^{(a)}$ och $k_n^{(a)}$ representeras av streckade linjer.

En direkt beräkning av priselasticiteten sker genom att man insätter p_n - och k_n -värdena i formel (36). Alternativt kan man beräkna elasticiteter, som hänföra sig till trend- och avvikelsekomponenterna respektive, genom att på samma sätt införa antingen trendvärdena $p_n^{(t)}$ och $k_n^{(t)}$ eller avvikelserna $p_n^{(a)}$ och $k_n^{(a)}$. Få

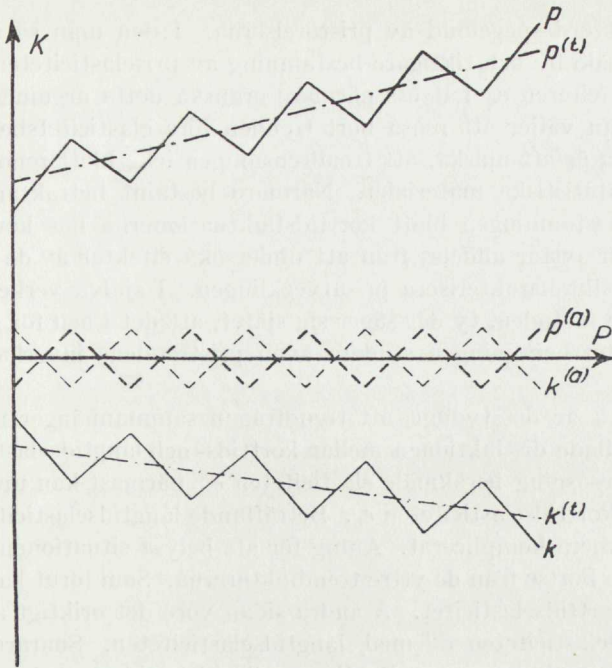


Fig. 17. Schematisk illustration av trendanalys.

e , $e^{(t)}$ och $e^{(a)}$ beteckna de härigenom definierade elasticiteterna, ger det genom fig. 17 illustrerade schematiska exemplet $e^{(a)} = 1$; $e^{(t)} = 0.5$; $e = 0.68$.

Vi skola nu från några allmänna synpunkter belysa innebörden av de mot respektive komponenter svarande elasticiteterna.

Betraktar man konsumtionens utveckling på längre sikt, d. v. s. efterfrågans trendkomponent, röner denna inverkan icke blott av pris och inkomst utan även av ett antal faktorer, som förändras tämligen långsamt, och vilkas inflytande ofta undandraget sig kvantitativt bedömande. Låt oss införa benämningen *yttre trendfaktorer* för dessa senare faktorer. Hit hör befolkningens ålderssammansättning, och även i konsumtionsvanorna kunna avsevärda förskjutningar inträffa — exempelvis kan man beträffande gräddkonsumtionen konstatera en markerad avtagande tendens. Det är tydligt, att de yttre trendfaktorerna kunna vålla, att »trendelasticiteten» $e_k^{(t)}$ och därför också den direkt beräknade elasticiteten e bli vilseledande, giva en oriktig föreställning om prisets inflytande på konsumtionen. För övrigt märkes, att det möter principiella svårigheter att behandla de yttre trendfaktorerna enligt den allmänna metod, som angivits i § 10. Dessa faktorer variera nämligen långsamt och kunna därför representeras av matematiskt sett likartade kurvor — räta linjer, eventuellt sinuskurvor — vilket medför, att det resulterande systemet (49) blir obestämt och icke ger den önskade hållpunkten för beräkning av priselasticiteten.

Betraktar man å andra sidan avvikelsekomponenten $k^{(a)}$, representerar denna konsumtionens fluktuationer på kort sikt, renodlade från inflytandet av eventuella trendfaktorer. Det finns därför anledning antaga, att dessa fluktuationer ge en

jämförelsevis ostörd spegelbild av prisrörelserna. I den mån så är fallet, utgör således $e^{(a)}$ en säkrare och riktigare bestämning av priselasticiteten än den direkt beräknade elasticiteten e . Låt oss närmare granska detta argument, som brukar anföras, när man väljer att rensa bort trenden före elasticitetsberäkningen.

För det första är att märka, att trendrensningen icke blott renodlar utan även reducerar det statistiska materialet. Närmare bestämt betraktar denna metod för elasticitetsbestämningen blott korttidsfluktuationerna hos konsumtions- och prisserierna, och avstår alldeles från att undersöka effekten av de förskjutningar, som på längre sikt karakterisera prisutvecklingen. I själva verket är detta den svaga punkten i metoden, ty det säger sig självt, att det i och för sig är önskvärt att vid elasticitetsberäkningen studera även pristrendens inverkan på konsumtionen.

För det andra är det tydligt, att trendfrågan sammanhänger med den i § 25 och § 27 behandlade distinktionen mellan korttids- och långtidselasticitet, samt att den efter trendrensning beräknade elasticiteten $e^{(a)}$ närmast kan uppfattas som en bestämning av korttidselasticiteten e_k . Beträffande långtidselasticiteten synes förhållandet vara mera komplicerat. Antag för att belysa situationen, att man i ett speciellt fall kan bortse från de yttre trendfaktorerna. Som förut kan man då uppfatta $e^{(a)}$ som korttidselasticitet. Å andra sidan vore det oriktigt att utan vidare jämställa trendelasticiteten $e^{(t)}$ med långtidselasticiteten, Snarare torde både e och $e^{(t)}$ kunna betraktas som mellanting mellan korttids- och långtidselasticitet. Helt allmänt kan man utgå från att ju längre tidsintervall, respektive uppgifter hänföra sig till — t. ex. årsstatistik i jämförelse med månadsstatistik —, desto bättre approximeras långtidselasticiteten av den direkt beräknade elasticiteten e .

För övrigt märkes, att det för prispolitiska ändamål är viktigare att äga kännedom om långtidselasticiteten — och därmed konsumenternas reaktion i det långa loppet inför en prisändring — än om korttidselasticiteten, som blott mäter den första och kanske tämligen snabbt dämpade reaktionen. Med hänsyn härtill kunna vi enligt den föregående analysen anteckna som norm för föreliggande undersökning, att pristrenden icke bör elimineras före elasticitetsberäkningen. Vi ha även funnit, att årsstatistik är bättre ägnad än månads- och veckostatistik för beräkning av priselasticiteten på längre sikt.

De angivna synpunkterna på trendproblemet kunna sammanfattas på följande sätt. Förändringarna i en varas prisnotering kunna indelas i dels långsamma nivåförskjutningar, dels kortvarigare fluktuationer kring nivå-, d. v. s. trendlinjen. Vid elasticitetsberäkningen gäller det att undersöka bägge dessa komponenter med avseende på deras inverkan på konsumtionen. Vad konsumtionen beträffar, påverkas denna icke blott av priset och övriga i analysen beaktade variabler, utan även av ett antal yttre trendfaktorer, som i det långa loppet förändra konsumtionens nivå i ena eller andra riktningen. Trendproblemet består i att undanröja den inverkan, dessa senare faktorer kunna ha på elasticitetsbestämningen. Mot bakgrunden av denna formulering skola vi nu granska gängse metoder för behandling av trendproblemet och slutligen skissera den metod, som valts vid föreliggande undersökning.

Metoderna kunna indelas i två grupper. Till den förra räkna vi sådana metoder, där grundtanken är att vid elasticitetsberäkningen blott begagna korttidsfluktuationerna i de begagnade tidsserierna, och som därför uppdelar var och en av dessa serier i en trendkomponent och en avvikelsekomponent. Allt efter uppdelningstekniken kunna olika varianter särskiljas. Vid den *analytiska* metoden utgår man från att trenden är medlem i en viss kurvskara — en rät linje, en parabel av högre ordning, en logistisk kurva, etc. — och trendbestämningen sker sedan enligt någon bestämd maxim, t. ex. minsta-kvadratprincipen. Härvid märkes, att metoden med lineära trender leder till samma resultat, som när man i systemet (49) inför tidsfaktorn som särskild variabel.¹ Den *mekaniska* metoden beräknar trenden som ett löpande medelvärde. Slutligen kan trenden inläggas på fri hand, en metod, som visserligen är subjektiv men ger större möjlighet till beaktande av speciella omständigheter i det statistiska materialet.

De angivna metoderna äro som synes ägnade att eliminera de yttre trendfaktorerna före elasticitetsberäkningen. Så till vida kunna metoderna alltså sägas giva en lösning av trendproblemet. Enligt den föregående analysen är det emellertid vid föreliggande problemställning en gemensam svaghet hos dessa metoder, att de bortse icke blott från de yttre trendfaktorerna utan även från den eventuella trendkomponenten i priset och övriga oberoende variabler och från motsvarande trend i konsumtionen. Ifrågavarande metoder äro således alltför summariska, de skära alla trendtendenser över en kam och underlåta att studera i vad mån konsumtionen påverkas av prisnivåns förskjutningar på lång sikt.

Till den andra gruppen höra sådana metoder, som införa en differentiering mellan olika trendtendenser, i det att de åsyfta en eliminering endast av de yttre trendfaktorerna, innan elasticitetsberäkningen verkställles. För detta ändamål utgår man från specificerade antaganden om dessa faktorerers inverkan på konsumtionen; tidsserierna rörande pris och andra oberoende variabler modifieras däremot icke. Någon gång kan man uppskatta denna inverkan med ledning av statistiska data. Exempelvis vore detta genomförbart, om man önskade taga hänsyn till den statistiska populationens ålderssammansättning. Metoden kan i så fall utformas i stil med den i § 10 angivna betingade efterfrågeanalysen. Vid behandling av en yttre trendfaktor är denna väg dock i regel oframkomlig, beroende på att statistiken rörande densamma är ofullständig. I allmänhet är man alltså hänvisad till att med den ledning, som står att få av kända förhållanden, uppställa en *försökstrend*, avsedd som uppskattning av den yttre trendfaktorers inverkan på konsumtionen. Elasticitetsberäkningen sker sedan på grundval av dels konsumtionsseriens avvikelser från försökstrenden, dels det oförändrade primärmaterialet rörande pris och övriga oberoende variabler.

Det är framför allt vid bearbetning av relativt långa tidsserier, som trendproblemet är av betydelse. Vid föreliggande undersökning täcka serierna icke längre period än 15 år, och någon trendanalys har därför sällan varit påkallad. I den mån trendproblemet har måst beaktas, har detta i regel kunnat ske med hjälp av försökstrender.

¹ Se R. FRISCH och F. WAUGH, [M].

Styrkan i den på försökstrender grundade metoden ligger däri, att den i varje enskilt fall redovisar, huruvida yttre trendfaktorer ansetts påverka konsumtionens gestaltning, samt att antagandena om denna påverkan givas en detaljerad form. Å andra sidan är metoden i viss mån subjektiv, vilket emellertid gäller beträffande alla metoder för trendanalys. Härvid är att märka, att godtycket i trendvalet kan i hög grad neutraliseras på så sätt, att elasticitetsberäkningen genomföres på grundval av alternativa försökstrender. Visar det sig, att rimliga trender ge någorlunda överensstämmande elasticiteter, innebär detta, att godtycket i trendvalet endast är skenbart. Om å andra sidan en obetydlig modifikation i försökstrenden medför stor förändring i den resulterande elasticiteten, är det statistiska materialet uppenbarligen otillräckligt för en pålitlig efterfrågeanalys.

III. Redovisning av den statistiska analysens resultat.

Kap. 6. Inkomstelasticitet enligt hushållsboksstatistiken.

§ 29. Huvudposterna i hushållsbudgeten och deras inkomstelasticitet.

Denna par. ger en översikt av efterfrågestrukturen i dess helhet, sådan den kan avläsas i de officiella svenska levnadskostnadsundersökningarnas publicerade statistik över hushållsbudgetens sammansättning. Genom denna översikt av de enskilda hushållens behovstäckning inordnas resultaten beträffande jordbruksprodukter i allmänna ekonomiskt sammanhang.

Tab. 8 utgör en sammanställning av den officiella hushållsboksstatistiken och anger, hur hushållens utgifter fördela sig på 10 större budgetposter. De begagnade tabellerna i hushållsboksstatistiken äro [A], I, tab. 4 C och [C], tab. VV. Talen inom parentes hänföra sig till numreringen av budgetposterna i 1913 års statistik.

Tab. 8 visar, att det är livsmedelsutgifterna, som väga tyngst i hushållsbudgeten. Detta förhållande är särskilt utpräglat i arbetar- och lägre tjänstemannahushåll. Här liksom i medelklasshushållen är den relativa storleken av denna utgiftspost dock stadd i avtagande.

För att beräkna inkomstelasticiteten för de betraktade budgetposterna erfordras först och främst en indelning av hushållen i olika inkomstklasser. Publicerade data redovisa en sådan indelning, nämligen efter inkomsten per konsumtionsenhet.

Tab. 9, som grundar sig på samma tabeller som tab. 8, ger en översikt av de olika inkomstklasserna. Rad 1 anger antalet hushållsböcker i varje klass. Rad 2 redovisar genomsnittliga antalet konsumtionsenheter per hushåll; såsom det angavs i § 24, grundar sig beräkningen för år 1913 på den tysk-österrikiska, åren 1923 och 1933 på den amerikanska konsumtionsenhetsskalan. Rad 3 visar för varje inkomstklass medelvärdet per konsumtionsenhet av den inom hushållet disponerade inkomsten. Rad 4 visar den på motsvarande sätt beräknade medelutgiften för livsmedel. Rad 5 har erhållits ur rad. 3 och 4 genom division och anger livsmedelsutgifterna som en genomsnittlig procentsats av inkomsten. Naturligt nog äro livsmedelsutgifterna procentuellt mindre i hushåll med större inkomst. Vad beträffar procentsatserna för samtliga hushåll, ha dessa angivits redan i tab. 8. För att underlätta en jämförelse mellan statistiken för olika år redovisas i rad. 6 och 7 realvärden av utgifterna i rad. 3 och 4 resp. Reduktionen av nominalvärdena har skett enligt Socialstyrelsens index för allmänna levnadskostnaderna, vilken index för de tre budgetåren är respektive 100, 177 och 154.

Tab. 8. Den disponerade inkomstens procentuella fördelning på angivna budgetposter enligt hushållsboksstatistiken.

U t g i f t e r	Arbetar- och lägre tjänstemannahushåll			Medelklasshushåll	
	1913	1923	1933	1923	1933
Födo- och njutningsämnen (1)	45·1	41·8	33·9	26·1	22·4
Bostad (2)	11·9	10·1	14·3	11·2	14·3
Bränsle och lyse, tvätt och renhållning (3, 6)	5·7	5·7	5·2	5·1	4·7
Inventarier (4)	4·2	4·2	4·4	5·9	5·0
Kläder och skodon (5)	12·7	14·0	12·4	12·0	11·3
Kroppsvård och sjukvård (7)	1·6	2·0	2·7	2·3	2·6
Utgifter för intellektuella ändamål, resor, nöjen och förströelser (8, 12, 13)	4·5	5·4	5·9	7·6	7·6
Förenings- och försäkringsavgifter, skatter (9, 11)....	9·4	13·0	13·8	17·7	17·7
Utgifter för tjänare och hjälp (17).....	0·9	0·4	0·3	3·5	2·6
Understöd till anhöriga samt gåvor, ränta å lån, telefon samt post- och skrivutensilier, lottsedlar, övr. utg. (10, 14—16, 18)	2·8	3·7	5·6	9·1	8·0
Summa utgifter	98·8	100·3	98·5	100·5	96·2

Livsmedelsefterfrågans inkomstelasticitet kan för varje år och socialklass beräknas enligt formel (36). Härvid användas talen i rad. 1, 3 och 4 på det sätt, som i § 18 exemplifierades beträffande arbetar- och lägre tjänstemannahushåll år 1913. På samma sätt och med samma resultat kunna rad. 6—7 begagnas i stället för rad. 3—4; att elasticiteterna härvid bli oförändrade följer av den i § 17 inledningsvis påpekade egenskapen hos formel (36), då ju för såväl inkomst- som utgiftsdata i rad. 6—7 gäller, att de erhållits ur motsvarande tal i rad. 3—4 genom reduktion med ett och samma indextal. En grafisk illustration av denna elasticitetsberäkning har givits i fig. 11 a. De punkter, som hänföra sig till samma population, ha här förenats med en bruten linje. Under förutsättning av homogenitet inom populationen kan denna linje enligt §§ 14—15 uppfattas som populationens efterfrågekurva. Fig. 11 b visar samma diagram i logaritmisk skala, varvid i enlighet med § 18 elasticiteten för varje enskild population anges av genomsnittliga lutningen hos motsvarande efterfrågekurva.

Antydda summatiska metod för elasticitetsbestämningen granskades i § 24. Det visade sig, att förefintligheten av olika familjetyper innebär en tillräcklig inhomogenitet för att utlösa en skiktningseffekt, som vid vissa budgetposter gör resultaten missvisande. Vad beträffar utgiften för bostad, illustreras skiktningseffekten i fig. 16. De fyra heldragna linjerna representera regressionslinjerna efterfrågekurvorna för de olika familjetyperna. Dessa linjer äro nära nog parallella och därför parallella med efterfrågekurvan för samtliga hushåll. Den genom direkt sammanslagning erhållna efterfrågekurvan följer den streckade linjen i fig. 16 och uppvisar som synes större lutning. Skiktningseffekten medför alltså i detta fall en för hög elasticitet.

För att undanröja sagda skiktningseffekt har man enligt § 23 att beräkna elasticiteten för varje enskild familjetyper. Elasticiteten för samtliga hushåll erhålles därefter genom medelvärdesbildning enligt formel (28), eventuellt formel (104). Den publicerade hushållsboksstatistiken för år 1913 medger fullständiga beräkningar av detta slag, och sådana ha genomförts för samtliga budgetposter i tab. 8. Enligt vad i § 24 angavs, saknas i 1923 års statistik den för dylika beräkningar erforderliga klassindelningen; 1933 års publicerade statistik tillåter en visserligen approximativ bestämning enligt denna metod, dock blott för arbetar- och lägre tjänstemannahushåll. Resultaten av den antydda bearbetningen meddelas i tab. 10. De tabeller i hushållsboksstatistiken, som ligga till grund för dessa beräkningar, äro [A], I, tab. 4 C och [C], tab. 2.

De erhållna elasticiteterna äro väsentligt olika för olika budgetposter. Livsmedlen uppvisa genomgående den lägsta elasticiteten. I enlighet med § 3 betyder detta, att näringsbehovet tillgodoses i första hand och alltså är jämförelsevis mättat även inom hushåll med liten inkomst. Vid stigande inkomst utgöra livsmedelsutgifterna en allt mindre del av budgeten, medan efterfrågan på andra varor ökas i proportion till deras inkomstelasticitet.

Betrakta vi å andra sidan budgetposter med hög elasticitet, är behovstäckningen jämförelsevis liten vid låga inkomster och stiger raskt, när inkomsten ökas. Skillnaden i elasticitet kan med andra ord uttryckas så, att behovstäckningen inom olika inkomstklasser är alltmera likformig, ju lägre elasticiteten är, medan omvänt behovstäckningen är alltmera olikformig och förlagd till de högre inkomstklasserna, ju högre värde elasticiteten uppvisar.

Ett lika slående som betydelsefullt drag i tab. 10 är, att formlerna (28) och (104) genomgående ge praktiskt taget lika resultat beträffande elasticiteten för samtliga hushåll. Vidare märkes, att 1913 års hushållsboksstatistik i regel ger samma elasticitet för olika familjetyper. I jämförelse härmed förete 1933 års elasticiteter större spridning, vilket delvis beror på att vissa familjetyper som synes äro fåtaligt representerade. För övrigt är enligt tab. 10 elasticiteterna för vissa budgetposter nära nog lika vid ifrågavarande tidpunkter. Detta gäller exempelvis livsmedel, nämligen 0.45 år 1913 och 0.51 å 0.53 år 1933. Det säger sig självt, att en sådan överensstämmelse mellan elasticitetsvärden avseende icke blott olika familjetyper utan även vitt skilda tidpunkter utgör ett starkt belägg för att resultaten äro tillförlitliga, äro uttryck för ekonomiska realiteter. Det må även betonas, att den påvisade likformigheten och stabiliteten i efterfrågestrukturen gör det mindre troligt, att större förskjutningar skola inträffa under de närmaste åren, något som uppenbarligt är ägnat att öka de erhållna resultatens användbarhet vid praktiska frågeställningar.

De budgetposter, som i tab. 10 uppvisa nära nog samma elasticitet åren 1913 och 1933 äro: Livsmedel; bränsle och lyse, tvätt och renhållning; utgifter för intellektuella ändamål, resor, nöjen och förströelser; övriga utgifter, varibland understöd till anhöriga samt gåvor, ränta å lån, telefon samt post- och skrivutensilier. Å andra sidan kan man i tab. 10 även avläsa förskjutningar i efterfrågestrukturen. Viktigast torde vara den kraftiga ökningen i bostadsutgifternas inkomstelasticitet, nämligen från 0.76 till 1.28. Ökningen betyder, att bostadsstandarden var avse-

a) Medelklasshushåll.

	1 9 2 3				1 9 3 3				
	Årsinkomst per konsumtionsenhet, kr.			Samtliga hushåll	Årsinkomst per konsumtionsenhet, kr.			Samtliga hushåll	
	1 100-2 200	2 200-3 300	3 300 o. däröver		950-1 950	1 950-2 950	2 950 o. däröver		
1	Antal hushåll	60	94	54	208	65	86	44	195
2	Medelantal konsumtionsenheter per hushåll	3·79	2·77	2·46	2·99	4·26	2·95	2·63	3·32
3	Medelinkomst per konsumtionsenhet, kr.	1 704·3	2 602·0	3 948·2	2 692·5	1 541·6	2 429·0	3 350·1	2 341·0
4	Medelutgift per konsumtionsenhet för livsmedel	554·6	720·5	841·2	704·0	425·4	558·1	607·5	525·0
5	Procentuell medelutgift för livsmedel	32·5	27·7	21·3	26·1	27·6	23·0	18·1	22·4
6	Medelinkomst per konsumtionsenhet, realvärde	962·9	1 470·1	2 230·6	1 521·2	1 001·0	1 577·3	2 175·4	1 520·1
7	Medelutgift per konsumtionsenhet för livsmedel, realvärde	313·3	407·1	475·3	397·7	276·2	362·4	394·5	340·9

vårt mindre olikformig i skilda inkomstklasser år 1913 än år 1933. Vid övriga budgetposter har elasticiteten minskats och en viss utjämning således ägt rum i fråga om olika inkomstklassers andel i efterfrågan. Dessa poster äro: Inventarier; beklädnad; hygien; förenings- och försäkringsavgifter samt skatter; utgifter för hjälp i hemmet. Här är icke platsen att mera ingående betrakta den efterfrågestruktur, som kan avläsas i tab. 10. Vi skola i stället övergå till att ge några kommentarer av principiell betydelse för efterfrågeanalysen.

Vore elasticiteten lika i alla inkomstlagen, skulle de i logaritmisk skala tecknade efterfrågekurvorna, av vilka några visas i fig. 11 b, utgöras av räta linjer. I själva verket är detta med god tillnärmelse fallet vad de flesta budgetposter beträffar, vilket man lätt kan övertyga sig om genom att med ledning av hushållsboksstatistiken och i enlighet med fig. 11 b uppriita efterfrågekurvor för de olika budgetposterna. Kurvornas lineära förlopp är mest utpräglat i de partier, som motsvara de lägre inkomsterna. Vid högre inkomster böja vissa efterfrågekurvor av och uppvisa svagare lutning. Denna krökning innebär, att elasticiteten minskas, när inkomsten ökas. Starkast gör sig sagda tendens gällande hos de kurvor, som avse livsmedelsutgifter. Vad elasticiteterna i tab. 10 beträffar, utgöra de enligt § 18 ett medelvärde av de vid olika inkomstlagen gällande elasticiteterna och kunna även uppfattas som elasticiteten vid ett genomsnittligt inkomstläge. Man bör därför räkna med att tabellen i någon mån överskattar elasticiteten vid de högre inkomsterna och underskattar den vid de lägre.

Sammanlås de 10 budgetposterna, kan man på vanligt sätt bestämma inkomst-

hushållsboksstatistiken.

b) Arbetar- och lägre tjänstemannahushåll.

1 9 1 3					1 9 2 3					1 9 3 3				
Årsinkomst per konsumtionsenhet, kr.				Samtliga hushåll	Årsinkomst per konsumtionsenhet, kr.			Samtliga hushåll	Årsinkomst per konsumtionsenhet, kr.			Samtliga hushåll		
Under 600	600-750	750-1 050	1 050 o. däröver		Under 1 100	1 100-1 650	1 650 o. däröver		Under 950	950-1 450	1 450 o. däröver			
381	436	414	124	1 355	533	470	189	1 192	298	521	231	1 050	1	
3·20	2·56	2·22	2·03	2·59	4·09	2·94	2·31	3·35	4·33	3·11	2·45	3·31	2	
517·1	681·0	871·9	1 233·1	743·8	864·6	1 363·4	1 939·6	1 231·7	786·6	1 227·0	1 836·8	1 236·2	3	
279·8	327·6	370·1	417·5	335·4	420·8	555·1	679·0	514·7	326·5	424·4	525·7	418·9	4	
54·1	48·1	42·4	33·9	45·1	48·7	40·7	35·0	41·8	41·5	34·6	28·6	33·9	5	
517·1	681·0	871·9	1 233·1	743·8	488·5	770·3	1 095·8	695·9	210·8	796·8	1 192·7	802·7	6	
279·8	327·6	370·1	417·5	335·4	237·7	313·6	383·6	290·8	212·0	275·6	341·4	272·0	7	

elasticiteten för summan. Denna elasticitet skall i det följande kallas *totala utgiftselasticiteten*. Såsom framgår av sista raden i tab. 10, ligger totala utgiftselasticiteten alldeles i närheten av 1. Detta resultat står i överensstämmelse med att enligt tab. 8 nästan samtliga inkomster förbrukades på de olika budgetposterna. Marginalen mellan 1 och totala utgiftselasticiteten var större år 1913 än år 1933. Detta betyder, att budgetöverskottet år 1933 ökades ungefär i takt med inkomsten, medan år 1913 överskottet var relativt stort i de högre inkomstklasserna. Härav följer, att en minskning inträtt i elasticiteten hos det direkta sparande, som icke hänför sig till livförsäkringspremier och andra budgetposter av sparkaraktär.

Enligt § 16 skulle elasticiteterna i tab. 10 erfordra en korrektion med en multiplikativ faktor större än 1, därest hushållsstatistikens inkomstuppgifter vore behäftade med observationsfel, och denna faktor skulle vara lika för alla elasticiteter i samma kolumn. Det är emellertid av ekonomiska skäl orimligt, att totala utgiftselasticiteten är större än 1. I så fall skulle nämligen hushållens relativa sparande vara större vid lägre inkomst än vid högre. Med tanke fäst vid dessa omständigheter ser man av tab. 10, att därest det för år 1933 över huvud taget är på sin plats att anbringa någon korrektion, måste denna nödvändigtvis vara ytterst obetydlig. Det framgår nämligen av tabellen, att en korrektionsfaktor, som ökar elasticiteterna mer än ett par procent, skulle leda till totala utgiftselasticiteter större än 1, vilket enligt det föregående är orimligt. Vad 1913 års siffror beträffar, är marginalen här något större, ungefär 10 %. Det finnes emellertid ingen anledning att antaga, att dessa elasticiteter skulle erfordra en större korrektion för observa-

Tab. 10. Inkomstelasticitet för angivna budgetposter och
a) År 1913.

		Familjens storlek, angiven i antal konsumtionsenheter				Samtliga familjer	
						Medelvärde enligt formel	
		1·8	1·9—2·2	2·3—2·9	3·0 o. fl.	(28)	(104)
Antal hushåll		113	465	448	329	1 355	1 355
<i>Budgetposter.</i>							
1	Födo- och njutningsämnen	0·44	0·44	0·47	0·45	0·45	0·45
2	Bostad.....	0·70	0·76	0·73	0·81	0·76	0·75
3	Bränsle och lyse, tvätt och renhållning.....	0·60	0·87	0·62	0·78	0·74	0·70
4	Inventarier.....	1·85	1·80	1·77	2·03	1·85	1·85
5	Kläder och skodon	1·12	1·21	1·14	1·16	1·17	1·17
6	Kroppsvård och sjukvård.....	1·77	1·58	1·03	1·12	1·31	1·42
7	Utgifter för intellektuella ändamål, resor, nöjen och förströelser.....	1·41	1·47	1·72	2·05	1·70	1·62
8	Förenings- och försäkringsavgifter, skatter.....	1·02	1·54	1·44	1·46	1·44	1·33
9	Utgifter för tjänare och hjälp.....	— ¹	5·63	5·33	4·09	5·20	5·08
10	Övriga utgifter	1·63	1·63	2·04	1·93	1·82	1·79
11	Samtliga utgifter	0·86	0·91	0·89	0·89	0·89	0·89

¹ Materialet otillräckligt för elasticitetsberäkning.

tionsfel än beräkningarna för år 1933. I detta sammanhang må erinras om att exemplet i § 17 rörande 50 göteborgshushåll år 1913 visat, att sagda korrektion kan försummas.

Enligt vad vi redan framhållit, har det varit i syfte att undvika den i § 24 berörda skiktningseffekten, som en uppdelning på familjetyper begagnats vid beräkningen av elasticiteterna i tab. 10. Det är av flera skäl av intresse att betrakta jämväl de elasticiteter, som erhållits utan sådan gruppering, således på grundval av material av det i tab. 9 angivna slaget. Beräkningar utförda enligt denna summariska metod redovisas i tab. 11 tillsammans med motsvarande elasticiteter för samtliga hushåll enligt tab. 10. Kalkylerna grunda sig på samma tabeller i hushållsboksstatistiken som tab. 8. Härvid är att märka, att samtliga beräkningar enligt den summariska metoden äro baserade på den tysk-österrikiska konsumtionsenhetsskalan, något som för åren 1923 och 1933 erfordrat en transformation av den publicerade statistiken, vilken bygger på den amerikanska skalan. Transformationen har utförts på det i § 24 beskrivna sättet, vilket för år 1923 kunnat ske med ledning av publicerat material (se [B], tab. D). För år 1933 har transformationen skett på grundval av opublicerade arbetstabeller. I § 24 har även angivits,

familjetyper inom arbetar- och lägre tjänstemannahushåll.

b) År 1933.

Familjer utan barn	Familjer med barn, av vilka det (de) äldsta är								Samtliga familjer		
	under 7 år		7—15 år			15 år och däröver			Medelvärde enligt formel		
	1 barn	2—3 b.	1 barn	2—3 b.	4 o.fl. b.	1 barn	2—3 b.	4 o.fl. b.	(28)	(104)	
51	130	154	122	236	30	36	115	50	824	824	
0·56	0·45	0·37	0·66	0·48	0·44	0·29	0·59	0·74	0·53	0·51	1
1·28	1·33	1·48	1·39	1·32	1·86	1·98	0·90	0·57	1·28	1·30	2
0·55	0·59	0·71	0·54	0·67	1·08	0·48	0·66	1·05	0·67	0·65	3
1·53	1·31	0·82	2·40	0·99	2·44	2·05	1·08	1·28	1·41	1·38	4
1·22	0·73	0·84	0·80	0·99	1·45	0·59	0·92	1·55	0·96	0·94	5
1·46	1·04	1·52	0·84	1·09	1·40	0·43	1·32	0·93	1·09	1·12	6
1·60	1·81	1·42	1·68	1·86	2·74	1·29	2·34	2·13	1·88	1·85	7
1·17	0·93	1·23	0·96	1·35	1·32	1·08	1·61	1·42	1·24	1·22	8
3·77	2·36	1·66	—3·55	2·28	5·63	—1·03	1·73	— ¹	1·73	1·58	9
1·50	1·90	3·06	1·75	1·87	1·96	2·08	1·60	0·57	1·83	1·83	10
1·05	0·92	0·94	0·96	0·98	1·16	0·89	0·98	1·03	0·97	0·97	11

att de för år 1933 enligt formel (28) härledda elasticiteterna basera sig på ett i någon mån defekt material.

Betrakta vi till en början elasticiteten för samtliga utgifter inom arbetar- och lägre tjänstemannahushåll, ge för år 1913 ifrågavarande metoder värdena 0·89 och 0·91. Enligt § 24 kan denna avvikelse sägas innebära, att den begagnade konsumtionsenhetsskalan, d. v. s. den tysk-österrikiska, i någon mån överskattar barnens betydelse för hushållsbudgeten. De för år 1933 erhållna värdena 0·97 och 0·95 antyda, att en omsvängning ägt rum. I den mån den summariskt beräknade elasticiteten icke förstörats till följd av förutnämnda ofullständighet i materialet, synes alltså barnens relativa andel av efterfrågan ha ökats och blivit större än vad den tysk-österrikiska skalan anger. Skillnaden mellan de två elasticiteterna är emellertid ej stor, och den tysk-österrikiska skalan kan därför även för år 1933 anses vara användbar vid beräkning av inkomsten per konsumtionsenhet (jfr fig. 15 c).

Vad beträffar de enskilda budgetposterna, avläsa vi för livsmedel elasticiteterna 0·50 och 0·53. Skiktningseffekten är alltså i detta fall obetydlig. Enligt analysen i § 24 är således den tysk-österrikiska skalan i stort sett riktig ifråga om denna budgetpost. I jämförelse med år 1913 synes dock barnens relativa andel i livsmedelsefterfrågan ha ökats. För bostadsutgifter ge de två metoderna nästan

Tab. 11. Inkomstelasticitet enligt tab. 10 och enligt summarisk beräkning.

Budgetpost	Elasticitet enligt tab. 10			Elasticitet för samtliga hushåll, direkt beräknad enligt formel (36)				
	Arbetar- och lägre tjänstemannahushåll						Medelklasshushåll	
	1913	1923 interpol.	1933	1913	1923	1933	1923	1933
1 Födo- och njutningsämnen.....	0·45	0·51	0·53	0·49	0·51	0·50	0·46	0·44
2 Bostad	0·76	1·12	1·28	0·95	1·20	1·25	0·81	0·79
3 Bränsle och lyse, tvätt och renhållning	0·74	0·77	0·67	0·89	0·93	0·84	0·82	0·86
4 Inventarier	1·85	1·58	1·41	2·04	1·82	1·70	1·28	0·94
5 Kläder och skodon	1·17	1·13	0·96	1·02	0·96	0·77	0·61	0·93
6 Kroppsvård, sjukvård	1·31	1·38	1·09	1·39	1·48	1·22	0·84	0·91
7 Utgifter för intellektuella ändamål, resor, nöjen och förströelser	1·70	1·89	1·88	1·57	1·50	1·23	0·69	0·81
8 Förenings- och försäkringsavgifter, skatter	1·44	1·45	1·24	1·37	1·44	1·29	1·44	1·26
9 Utgifter för tjänare och hjälp ..	5·20	3·00	1·73	3·93	2·72	2·44	2·35	1·94
10 Övriga utgifter	1·82	1·85	1·83	1·85	1·87	1·84	1·57	1·46
11 Summa utgifter	0·89	0·96	0·97	0·91	0·96	0·95	0·92	0·91

sammanfallande elasticiteter, nämligen 1·28 och 1·25. Den för år 1913 konstaterade skiktningseffekten har således försvunnit, vilket innebär, att den tysk-österrikiska skalan ej längre underskattar de minderårigas betydelse för bostadsefterfrågan.

En utförligare kommentar till resultaten beträffande de olika budgetposterna skulle föra för långt. Likaledes skulle det falla utanför undersökningens ram att enligt den i § 24 angivna metoden beräkna approximativa konsumtionsenhets-skalar för de olika budgetposterna.

Tab. 11 redovisar även elasticiteter avseende dels år 1923, dels medelklasshushåll. Till följd av den publicerade statistikens ofullständighet har bearbetningen av dessa material kunnat utföras endast enligt den summariska metoden. Det gäller således att uppskatta den större eller mindre skiktningseffekt, som stör de summariska beräkningarna. Beträffande arbetar- och lägre tjänstemannahushåll år 1923 är det rimligt att räkna med en skiktningseffekt, som utgör ett genomsnitt av vad som erhöles för åren 1913 och 1933. De enligt sådan enkel interpolation korrigerade elasticiteterna angivas i tab. 11 bland de från tab. 10 hämtade resultaten. Som synes inordna sig 1923 års korrigerade värden på ett naturligt sätt mellan de enligt den noggrannare metoden för åren 1913 och 1933 beräknade elasticiteterna.

Enligt tab. 11 är inkomstelasticiteten nästan genomgående lägre hos medelklasshushåll än hos arbetar- och lägre tjänstemannahushåll. Någon större förskjutning i medelklasshushållens efterfrågestruktur synes icke ha ägt rum mellan åren 1923 och 1933. Dessa jämförelser försvåras emellertid till följd av att uppdelning

på familjetyper icke kunnat genomföras. Härvid märkes, att antalet konsumtionsenheter icke varierar lika starkt med inkomsten som inom arbetar- och lägre tjänstemannahushållen, och skiktningseffekten torde därför vara något mindre för medelklasshushållen. För övrigt är det naturligt att räkna med att sagda effekt verkar i samma riktning för de bägge socialklasserna.

Med reservation för angivna felkälla kan man ur tab. 11 avläsa, att livsmedlen äga den lägsta elasticiteten, och att denna är ännu mindre än hos arbetar- och lägre tjänstemannahushåll. Bostadsutgifterna uppvisa för medelklassen en lika låg elasticitet som för arbetare och lägre tjänstemän år 1913. Det är naturligt att häri se ett belägg för möjligheten att genom upplysningsverksamhet förbättra den senare socialklassens bostadsvanor. Budgetposter med nära nog lika inkomstelasticiteter för medelklass och arbetare och lägre tjänstemän äro dels bränsle och lyse, dels tvätt och renhållning; förenings- och försäkringsavgifter samt skatter. Med undantag för beklädnad uppvisa övriga budgetposter lägre elasticitet inom medelklasshushåll.

§ 30. Inkomstelasticitet för födo- och njutningsämnen.

De i tab. 10 och 11 angivna elasticiteterna för födo- och njutningsämnen avse samtliga livsmedel. Enligt analysen i § 8 och § 17 utgöra dessa elasticiteter medelvärden av elasticiteterna för de olika posterna på livsmedelsbudgeten. I denna par. lämnas en översikt av inkomstelasticiteten för olika födo- och njutningsämnen. Det skall visa sig, att elasticiteterna förete stark spridning kring genomsnittssiffran för samtliga livsmedel.

Tab. 12 visar inkomstelasticiteten för ett 20-tal födo- och njutningsämnen. Beräkningarna äro utförda enligt den summariska metod, som begagnades vid tab. 11. Utgiftselasticiteterna grunda sig på samma tabeller i hushållsboksstatistiken som tab. 8. De för härledande av kvantitetselasticiteterna begagnade tabellerna äro [A], I, tab. 8 C och [C], tab. ZZ. På samma sätt som vid tab. 10 har i bägge fallen primärmaterialet för åren 1923 och 1933 transformerats i enlighet med den tysk-österrikiska konsumtionsenhetsskalan. — Den tillämpade summariska metodens resultat kunna enligt § 24 och § 29 anses vara korrekta för varugruppen i dess helhet. För de enskilda livsmedlen har man emellertid att räkna med en viss skiktningseffekt. Helt allmänt kan sägas, att elasticiteterna i tab. 12 äro något för stora i de fall, då de vuxna stå för en förhållandevis stor del av konsumtionen. Detta äger rum vid sådana matvaror som kött, fisk och ägg (jfr tab. 7) samt överlag vid njutningsämnen.

Elasticiteterna i tab. 12 bekräfta, att det mellan olika födo- och njutningsämnen råder stor skillnad med avseende på efterfrågans känslighet för inkomstförändringar. Mest känsliga äro dryckesvaror, tobak samt förtäring utom hemmet. Elasticiteten är här i regel större än 1, och efterfrågan stiger således i raskare takt än inkomsten. För matvaror är elasticiteten i allmänhet betydligt lägre, i det medelvärdet är c:a 0.40 för arbetar- och lägre tjänstemannahushåll och c:a 0.33 för medelklasshushåll. Elasticitet över genomsnittet uppvisas av frukt och bär, grädde, smör, ägg, fisk och kött, således i huvudsak animaliska födoämnen. Mindre känsliga för inkomstförändringar än matvaror i allmänhet äro å andra sidan ost,

kaffe, te och choklad, mjölk, socker och sirap samt enklare vegetabilier. Här är således konsumtionen relativt jämnt fördelad över inkomstskalan. De lägsta elasticiteterna äro negativa och ha erhållits för mjölk, bröd, fett och flott, margarin samt skummjölk. I dessa fall minskas efterfrågan vid stigande inkomst, tydligen antingen därför, att konsumtionen i högre grad inriktas på mera fullvärdiga varor, eller därför, att brödbakning och annan matlagning i hemmet inskränkes. Situationen kan även beskrivas så, att en inkomsthöjning främst tar sig uttryck i en ökning i konsumtionen av animaliska matvaror och finare vegetabilier, särskilt på mjölmatsens bekostnad.

Medelklassen uppvisar i regel lägre inkomstelasticiteter än arbetare och lägre tjänstemän. Här är således konsumtionen ännu jämnare fördelad över de olika inkomstklasserna.

Tab. 12 ger även intressanta upplysningar om inkomstelasticitetens tidsvariation. Vad beträffar samtliga utgifter för matvaror, har elasticiteten varit nästan konstant, nämligen lika med 0.40 inom arbetar- och lägre tjänstemannahushåll och 0.33 inom medelklasshushåll. En förskjutning har emellertid inträffat så till vida, som de animaliska livsmedlens elasticitet har blivit lägre. En utjämning av de olika inkomstklassernas andel i konsumtionen av dessa matvaror har alltså ägt rum. Samma gäller även i fråga om finare vegetabilier, såsom frukt och bär. Samtidigt härmed har elasticiteten för vegetabilier gått upp, vilket i överensstämmelse med förutnämnda förskjutning innebär, att konsumtionen av enklare vegetabilier relativt sett minskats i de lägre inkomstklasserna. Vad medelklassen beträffar, har förskjutningen till och med slagit över, så att det år 1933 var vegetabilierna, som uppvisade den större elasticiteten. — För njutningsämnen visar tab. 11 en tämligen stark nedgång i elasticiteten. Dessa siffror äro emellertid i viss mån osäkra till följd av den skiktningseffekt, som enligt det föregående här kan väntas föreligga.

Tab. 12 möjliggör vid vissa livsmedel en jämförelse mellan kvantitets- och utgiftselasticitet. Praktiskt taget lika äro dessa varianter vid smör, margarin, grädde och ägg. I andra fall råder en mer eller mindre utpräglad tendens hos kvantitetsstatistiken att ge den lägre elasticiteten; till denna livsmedelsgrupp höra mjölk, ost och fisk. Dessa resultat stå i överensstämmelse med den teoretiska analysen i § 22, enligt vilken skillnaden mellan de två varianterna är ringa eller ingen vid standardiserade matvaror, medan kvantitetselasticiteten är mindre än utgiftselasticiteten vid sådana livsmedel, som förekomma i olika kvalitéter och prislägen.

Vid beräkningen av kvantitetselasticiteterna i tab. 12 har sammanräknandet av olika kvalitéter eller varuslag skett enligt ett vägningsförfarande (se § 22). Kvantiteten av varje varuslag har sålunda före additionen multiplicerats med en faktor, som är proportionell mot genomsnittspriset per enhet av denna vara. För jämförelses skull har i ett par fall en alternativ beräkning skett med hjälp av ovägd summering, d. v. s. direkt addering av de olika kvantitetsposterna. Som synes har vad beträffar kött och fisk praktiskt taget samma resultat erhållits vid den vägda och den ovägda summeringen. Vid budgetposten smör och margarin har däremot den ovägda summeringen givit lägre elasticitet än den vägda.

Tab. 12. Inkomstelasticitet för angivna livsmedel och socialklasser åren 1913, 1923 och 1933.

Varuslag	Arbetar- och lägre tjänstemanna-hushåll						Medelklasshushåll			
	1913		1923		1933		1923		1933	
	Kvant.	Utg.	Kvant.	Utg.	Kvant.	Utg.	Kvant.	Utg.	Kvant.	Utg.
<i>Animaliska matvaror.</i>	—	0·52	—	0·49	—	0·39	—	0·34	—	0·27
Kött, charkuterivaror och konserver	—	0·53	—	0·60	—	0·49	—	0·43	—	0·35
färskt kött, ¹ a) vägd summering	0·48	0·59	0·49	—	0·25	—	0·37	—	0·08	—
b) ovägd »	0·49	—	0·50	—	0·25	—	0·37	—	0·08	—
Fisk, a) vägd summering	—	0·65	0·35	0·63	—	0·57	0·68	0·77	—	0·48
b) ovägd »	—	—	0·31	—	—	—	0·58	—	—	—
Mjölk och grädde ²	—	0·52	0·18	0·34	0·09	0·27	0·10	0·14	-0·04	0·07
mjölk	0·41	0·50	0·10	0·18	0·01	0·08	0·10	0·12	-0·10	-0·08
oskummad	0·65	0·73	0·20	0·24	0·03	0·10	0·11	0·13	-0·09	-0·08
skummad	-1·29	-1·20	-2·80	-2·62	-1·17	-1·17	-1·77	-2·19	-0·68	-0·62
grädde	—	0·73	1·43	1·50	1·09	1·08	0·08	0·23	0·54	0·56
Smör och margarin,										
a) vägd summering	0·36	0·39	0·38	0·41	0·31	0·34	0·24	0·24	0·24	0·26
b) ovägd »	0·27	—	0·24	—	0·16	—	0·20	—	0·16	—
smör	0·68	0·71	0·64	0·67	0·64	0·67	0·30	0·31	0·39	0·42
margarin	-0·40	-0·41	-0·44	-0·40	-0·37	-0·33	0·00	-0·02	-0·21	-0·20
Ost	0·36	0·43	0·19	0·31	0·16	0·30	-0·09	0·06	0·20	0·34
Ägg	0·92	0·99	0·73	0·79	0·41	0·51	0·55	0·53	0·31	0·37
Fett, flott och övr. anim. matvaror	—	-0·46	-0·31	-0·31	-0·35	-0·32	0·33	0·30	-0·02	0·04
<i>Vegetabiliska matvaror.</i>	—	0·25	—	0·27	—	0·33	—	0·32	—	0·37
Bröd	—	0·11	—	0·55	—	0·50	—	0·07	—	0·24
matbröd	—	-0·16	0·06	—	-0·01	—	-0·24	—	-0·09	—
skorpor och kaffebröd	—	0·78	—	—	—	—	—	—	—	—
Mjöl	—	-0·22	-0·59	-0·47	—	-0·50	-0·01	0·00	—	-0·36
Gryn ³	—	0·21	-0·13	-0·03	-0·04	0·06	0·29	0·34	0·00	0·24
Potatis, grönsaker m. m.	—	0·35	—	0·60	—	0·46	—	0·63	—	0·66
Frukt och bär	—	1·20	—	—	—	0·84	—	—	—	0·70
Socker och sirap ⁴	—	0·28	0·17	0·21	0·01	0·23	0·28	0·23	0·08	0·39
Kaffe, te och choklad	—	0·30	—	0·35	—	0·27	—	0·17	—	0·19
Kryddor och övr. vegetabilier	—	0·78	—	0·71	—	0·46	—	0·78	—	0·50
<i>Anim. och vegetab. matvaror</i>	—	0·40	—	0·40	—	0·37	—	0·33	—	0·32
Dryckesvaror	—	1·30	1·30	1·42	0·95	1·08	1·02	1·18	0·89	1·00
Tobak	—	1·42	—	1·36	—	0·94	—	1·10	—	1·02
Förtäring utom hemmet	—	1·85	—	1·76	—	2·14	—	0·83	—	1·48
Samtliga födo- och njutningsämnen	—	0·49	—	0·51	—	0·50	—	0·46	—	0·44

¹ Omfattar nöt-, kalv-, får- och lammkött samt fläsk. — ² Sammanslagningen av kvantiteterna åren 1923 och 1933 följer hushållsstatistikens gradering, enligt vilken 1 liter skummad mjölk motsvarar antingen 0·6 liter oskummad mjölk eller 0·2 liter grädde. — ³ Utgiftsstatistiken åren 1923 och 1933 omfattar även flingor. — ⁴ Utgiftsstatistiken år 1933 omfattar även sötsaker.

Tab. 13. Inkomstelasticitet för angivna livsmedel och

a) År 1913.

Budget post		Antal konsumtionsenheter per hushåll				Medelvärde enligt formel		Samtliga hushåll
		1·8	1·9—2·2	2·3—2·9	3·0 och mer	(28)	(104)	
<i>Utgiftselasticitet:</i>								
1	Mjök	0·25	0·39	0·52	0·58	0·48	0·46	0·50
2	Smör	0·35	0·66	0·74	0·74	0·69	0·67	0·71
3	Margarin	0·08	— 0·07	— 0·25	— 0·35	— 0·23	— 0·17	— 0·41
4	Smör och margarin	0·31	0·49	0·46	0·36	0·42	0·43	0·39
5	Ost	0·50	0·30	0·54	0·21	0·37	0·39	0·43
6	Ägg	0·47	0·84	0·85	1·01	0·86	0·83	0·99
7	Färskt kött och fläsk ¹	0·26	0·37	0·55	0·51	0·46	0·44	0·59
8	Nötkött	0·53	0·39	0·45	0·36	0·41	0·42	0·50
9	Kalvkött	0·35	0·98	1·08	1·02	0·97	0·95	1·11
10	Fläsk	— 0·14	0·05	0·31	0·45	0·24	0·20	0·40
11	Korv och sylta	0·73	0·11	0·23	0·24	0·23	0·25	0·18
12	Konserverat kött ⁴	0·27	0·09	0·19	0·63	0·30	0·25	0·27
<i>Kvantitetsel., a) vägd summering.</i>								
13	Mjök	0·18	0·23	0·41	0·55	0·38	0·35	0·41
14	Smör	0·33	0·63	0·69	0·77	0·67	0·64	0·68
15	Margarin	0·10	— 0·05	— 0·24	— 0·37	— 0·23	— 0·16	— 0·40
16	Smör och margarin	0·28	0·47	0·43	0·37	0·41	0·41	0·36
17	Ost	0·41	0·38	0·38	0·18	0·32	0·34	0·36
18	Ägg	0·42	0·72	0·76	0·96	0·77	0·75	0·92
19	Färskt kött och fläsk ¹	0·16	0·24	0·46	0·47	0·38	0·35	0·48
20	Nötkött	0·40	0·29	0·40	0·37	0·36	0·35	0·42
21	Kalvkött	0·17	0·71	0·84	0·76	0·72	0·70	0·84
22	Fläsk	— 0·21	— 0·07	0·23	0·43	0·16	0·11	0·32
23	Konserverat kött	0·17	0·03	0·08	0·56	0·22	0·17	0·19
24	Malet kött ⁵	—	—	—	—	—	—	—
25	Korv och sylta	—	—	—	—	—	—	—
<i>Kvantitetsel., b) ovägd summering</i>								
26	Mjök	0·13	0·11	0·24	0·35	0·23	0·20	0·23
27	Smör och margarin	0·27	0·41	0·35	0·25	0·33	0·34	0·27
28	Färskt kött och fläsk ¹	0·18	0·26	0·47	0·47	0·39	0·35	0·49

¹ År 1913: Nöt- kalv- får- och lammkött samt fläsk. År 1933: Alla slag av kött och fläsk. Även färdiglagad mat. — ⁵ Har ej specificerats i 1913 års statistik.

familjetyper inom arbetar- och lägre tjänstemannahushåll.

b) År 1933.

Familjer utan barn	Familjer med barn, av vilka det (de) äldsta i en ålder av								Medelvärde enligt formel		Samtliga hushåll	
	under 7 år		7—15 år			15 år och däröver			(28)	(104)		
	1 barn	2—3 barn	1 barn	2—3 barn	4 o. fl. barn	1 barn	2—3 barn	4 o. fl. barn				
0·08	0·16	0·09	0·04	0·12	0·42	- 0·29	0·31	1·24	0·25	0·17	0·08	1
0·34	0·16	1·38	0·51	0·33	1·65	0·76	0·27	- 0·14	0·42	0·42	0·67	2
- 0·43	- 0·29	- 0·97	- 0·46	0·12	- 0·67	- 0·56	0·71	0·73	0·04	- 0·11	- 0·33	3
0·15	0·02	0·54	0·24	0·25	0·46	0·38	0·30	0·26	0·25	0·23	0·34	4
0·28	0·45	0·18	0·08	0·18	- 0·29	0·41	0·68	1·50	0·37	0·32	0·30	5
0·28	0·22	0·22	0·50	0·57	0·66	0·18	0·66	1·31	0·53	0·47	0·51	6
0·14	0·07	0·36	0·38	0·23	0·52	0·39	0·35	0·34	0·28	0·25	0·43	7
} 2 0·36	0·23	0·61	0·54	0·21	0·92	0·49	0·60	0·69	0·43	0·39	3 0·43	8
												9
- 0·16	- 0·15	0·06	0·19	0·27	- 0·01	0·27	0·15	- 0·06	0·12	0·08	-	10
0·42	0·44	- 0·43	0·81	0·61	- 0·40	0·13	1·51	1·08	0·66	0·59	-	11
0·77	0·38	0·33	1·32	0·69	0·68	0·77	0·80	1·52	0·79	0·74	-	12
- 0·27	- 0·14	0·09	- 0·22	- 0·10	0·14	- 0·61	0·14	0·82	0·01	- 0·08	0·01	13
0·28	0·08	1·39	0·47	0·27	1·51	0·63	0·22	- 0·21	0·36	0·36	0·64	14
- 0·41	- 0·37	- 1·00	- 0·57	0·10	- 0·84	- 0·55	0·71	0·70	0·00	- 0·15	- 0·37	15
0·11	- 0·06	0·54	0·18	0·20	0·31	0·30	0·38	0·21	0·22	0·19	0·31	16
0·02	0·36	0·34	- 0·12	- 0·04	- 0·42	0·08	0·48	1·34	0·23	0·17	0·16	17
0·07	- 0·02	0·04	0·35	0·36	0·22	0·13	0·50	0·83	0·31	0·26	0·41	18
- 0·05	- 0·22	0·07	0·25	0·05	0·65	- 0·31	0·19	0·17	0·08	0·04	0·25	19
- 0·61	0·11	0·90	0·57	- 0·03	0·11	0·00	- 0·18	1·24	0·20	0·11	0·08	20
0·45	0·40	0·80	0·44	0·35	0·71	- 0·42	0·18	0·48	0·36	0·37	0·64	21
- 0·31	- 0·73	- 0·32	- 0·11	0·10	0·84	- 0·56	0·28	- 0·44	- 0·09	- 0·16	0·20	22
- 0·15	0·54	1·28	0·76	0·04	- 2·13	2·48	- 0·95	0·13	0·06	0·19	0·26	23
0·49	- 0·20	- 0·44	0·62	- 0·22	0·92	0·04	0·30	0·43	0·10	0·05	0·06	24
0·69	0·30	- 0·63	0·47	0·49	- 0·01	0·31	1·05	1·17	0·53	0·47	0·31	25
- 0·32	- 0·15	0·08	- 0·22	- 0·10	0·09	- 0·62	0·10	0·89	0·01	- 0·09	- 0·01	26
0·02	- 0·12	0·19	0·03	0·18	- 0·04	0·13	0·45	0·35	0·16	0·11	0·16	27
- 0·06	- 0·23	0·08	0·25	0·05	0·64	- 0·32	0·19	0·18	0·08	0·04	0·25	28

— ² Alla slag av kött. — ³ Nöt- kalv- får- och lammkött, malet kött samt fläsk. — ⁴ År 1933:

Enligt analysen i § 22 kan kvantitetselasticiteten uppfattas som behovstäckningens elasticitet. Därest näringsvärdet av de olika kvalitéerna är proportionellt mot deras priser, bör vägd summering begagnas vid beräkning av denna elasticitet. Äro kvalitéerna däremot likvärdiga i näringsavseende, kan den ovägd summeringen anses ge en bättre uppskattning av behovstäckningens elasticitet.

§ 31. Inkomstelasticitet för animaliska jordbruksprodukter.

De i föregående par. angivna inkomstelasticiteterna för födo- och njutningsämnen äro beräknade utan hänsynstagande till den i § 23 behandlade skiktningseffekten. Enligt § 24 framkallas skiktningseffekten i förevarande fall därav, att den tillämpade konsumtionsenhetsskalan visserligen är korrekt för livsmedelsbudgeten i dess helhet, men varierar från den ena matvaran till den andra, samt att medelantalet barn per familj är större i de lägre än i de högre inkomstskikten. I § 23—24 visades också, att skiktningseffekten kan neutraliseras genom att man utför en separat elasticitetsbestämning för olika familjetyper. Tab. 6—7 i § 24 ge prov på elasticiteter, härledda enligt denna noggrannare metod, och dessa kalkyler kompletterades i § 29, tab. 10 vad beträffar hushållsbudgetens huvudposter. Vi övergå nu till att redovisa analoga beräkningar, avseende olika livsmedel. Bearbetningen omfattar de livsmedel, vilkas elasticiteter föreliggande undersökning i första rummet haft till uppgift att bestämma, nämligen mjölk, smör, margarin, ost, ägg och kött.

De erhållna elasticiteterna angivas i tab. 13. Beräkningarna avse arbetar- och lägre tjänstemannahushåll åren 1913 och 1933; liksom vid tab. 10 ha motsvarande beräkningar icke kunnat genomföras för år 1923 och ej heller för medelklasshushåll år 1933. Å andra sidan har hushållsboksstatistiken tillåtit en bestämning av både utgifts- och kvantitetselasticitet. På sätt, som angivits i § 22 och § 30, har kvantitetselasticiteten alternativt beräknats medelst vägd och ovägd summering, något som kommit ifråga vid mjölk, kött samt smör och margarin. För jämförelse upprepas i sista kolumnen av tab. 13 motsvarande elasticiteter enligt tab. 12. — De tabeller i hushållsboksstatistiken, vilka utgöra primärmaterialet till de i tab. 13 redovisade beräkningarna, äro för utgiftselasticiteten [A], I, tab. 4 C och [C], tab. 2 samt för kvantitetselasticiteten [A], I, tab. 8 C och [C], tab. 8. Hushållsboksstatistiken för år 1913 tager i detalj hänsyn till sådana förhållanden som tillfällig frånvaro från hemmet, gäster o. s. v. och samma gäller den statistik för åren 1923 och 1923, som ligger till grund för den summariska beräkningen av elasticiteten för samtliga hushåll. Vad beträffar de ovan anförda tabeller i 1933 års statistik, som redovisa uppdelningen på familjetyper, angives i en särskild uppställning (se [C], sid. 42) den korrektion, som sagda omständigheter påkalla. Korrektionen, som huvudsakligen äger tillämpning på födo- och njutningsämnen, inverkar ytterst obetydligt på den vägd elasticiteten för samtliga hushåll, nämligen med högst 2 enheter i andra decimalen. För de olika familjetyperna spelar korrektionen däremot en viss roll, i det elasticitetens justering varierar mellan 0·08 och — 0·10. På grund härav ha elasticiteterna i tab. 13 b beräknats under hänsynstagande till ifrågavarande korrektion, och detta gäller även livsmedels-

elasticiteterna i tab. 10. För övrigt märkes, att uppdelningen på familjetyper och inkomstklasser i några fall lett till mycket små hushållsgrupper. Dessa ha endast i undantagsfall sammanförts till större klasser. Så har dock skett vid 1913 års statistik med de två högsta inkomstklasserna bland hushåll med 3·0 eller fler konsumtionsenheter — detta gäller även elasticiteterna i tab. 6-7 och 10 — samt vad beträffar smör- och margarinelasticiteterna med de två lägsta inkomstklasserna bland familjer utan barn.

De i anslutning till tab. 10—12 framförda synpunkterna angiva i princip, hur elasticiteterna i tab. 13 böra tolkas. Tabellen erfordrar därför ingen detaljerad kommentar; vi skola emellertid göra uppmärksam på några drag av särskilt intresse.

Jämföras resultaten för olika familjetyper, förete 1913 års elasticiteter en i stort sett jämn förskjutning. År 1933 är variationen som synes betydligt ojämnare, något som givetvis sammanhänger med att den detaljerade indelningen på familjetyper lett till relativt små hushållsgrupper och därför givit mindre säkra siffror. Tillfälligheter utjämnas emellertid vid medelvärdesbildning, och genomsnittselasticiteterna för samtliga hushåll kunna därför anses fullt tillförlitliga.

Bland genomsnittselasticiteterna visar margarinelasticiteten ökning från år 1913 till år 1933. Från att ha varit negativt elastisk synes margarinefterfrågan ha blivit praktiskt taget oelastisk. Med undantag för den konstanta utgiftselasticiteten för köttvaror och för ost äro övriga elasticiteter högre år 1913 än år 1933.

Vägd och ovägd summering vid beräkning av kvantitetselasticitet har lett till nästan samma resultat för kött, men naturligt nog har för smör och margarin ovägd summering givit den lägre elasticiteten. Det senare är för år 1913 även fallet med mjölkelasticiteten; att de bägge varianterna överensstämna år 1933 beror på skummjölkkonsumtionens tillbakagång. För övrigt märkes, att skillnaden mellan utgifts- och kvantitetselasticitet i regel är betydligt mer utpräglad år 1933 än år 1913.

Avvikelsen mellan de vägningsvis och de summariskt beräknade elasticiteterna ger upplysning om konsumtionsenhetsskalan för olika livsmedel. Att döma av tab. 13 var den tysk-österrikiska skalan år 1913 i stora drag korrekt för mjölk, smör och ost, medan den överskattade de minderårigas relativa andel i konsumtionen av ägg och färskt kött. År 1933 hade barnens mjölk-, ost- och äggkonsumtion relativt sett blivit större, medan motsatsen var fallet i fråga om smör. För margarin synes skalan vara för låg i de lägre åldrarna, vilket delvis kan förklaras därav, att brödbakning i hemmet förhållandevis ofta förekommer hos barnrika familjer.

§ 32. Litteraturhänvisningar.

Efterfrågekurvor, baserade på hushållsboksstatistik, studerades under senare hälften av 1800-talet bl. a. av den tyske statistikern E. ENGEL. ENGELS lag uttrycker en regelbundenhet, som i modern terminologi kan formuleras så, att inkomstelasticiteten är mindre än 1 för nödvändighetsvaror, men större än 1 för lyxbetonade utgiftsposter.

En översikt av den senare utvecklingen lämnas i det förutnämnda arbetet av H. SCHULTZ [R]. Bland pionjärerna på området märkas W. F. OGBURN [P], som begagnade lineär regressionsanalys, samt J. MARSCHAK [O], som tillämpade logaritmiskt lineär analys i enlighet med de metoder, som av H. L. MOORE m. fl. tidigare utbildats för beräkning av priselasticitet på grundval av löpande marknadsstatistik. I MARSCHAKS arbete, med vilket föreliggande undersökning har flera beröringspunkter — sålunda genomför MARSCHAK separat beräkning av elasticiteten för olika familjetyper — betonas särskilt, att hushållsboksstatistik i jämförelse med marknadsstatistik är relativt fri från tidsfaktorers störande inflytande och därför kan anses giva tillförlitligare elasticiteter. Vi återkomma i § 45 till MARSCHAKS undersökning.

R. G. D. ALLEN och A. L. BOWLEY [F] redovisa en omfattande bearbetning av hushållsboksstatistik från skilda länder, däribland Sverige. Beräkningarna ha emellertid utförts utan logaritmisk transformation av materialet, och resultaten äro även av andra skäl icke direkt jämförbara med de vid föreliggande undersökning erhållna elasticiteterna. För övrigt nämnes, att en omfattande redogörelse för insamlat hushållsboksstatistiskt material och dess bearbetning givits av F. M. WILLIAMS och C. C. ZIMMERMANN [U].

Kap. 7. Äggkonsumtionens priselasticitet.

§ 33. Beräkningarnas primärmaterial.

Marknadsstatistik för beräkning av äggkonsumtionens priselasticitet har ställts till utredningens förfogande av dels Svenska Ägghandelsförbundet, dels Kooperativa Förbundet. Den förra statistiken sträcker sig ej längre tillbaka än till år 1937, och eftersom vidare dess kvantitetsserie företer en markerad trend, lämpar den sig ännu icke för elasticitetsberäkning. Detta kap. skall därför begränsas till en redogörelse för bearbetningen av det senare materialet, vilket avser Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd åren 1930—1938.

Tab. 14 utgör en sammanställning av de tidsserier, som ligga till grund för beräkningarna. Det från Kooperativa Förbundet erhållna primärmaterial består av veckostatistik över äggförsäljningen samt fullständiga uppgifter rörande förändringarna i äggpriset. Vid en preliminär bearbetning visade det sig lämpligt att lägga någon längre tidsperiod än en vecka till grund för analysen. Beräkningar ha därför genomförts med användande av dels kvartals-, dels årsstatistik. Direkt summering av veckokvantiteterna har givit de i kol. 2 angivna kvartals- och årssiffrorna. Vid sammanslagningen har tidsskalan för kvartalet förskjutits med en månad, så att första kvartalet börjar med februari; härigenom har vunnits, att påskveckan genomgående kommit in i första kvartalet. Kol. 3 anger antalet medlemmar i konsumtionsföreningen. Här ha kvartalssiffrorna erhållits ur årssiffrorna med hjälp av grafisk interpolation. Kol. 4 har beräknats ur kol. 2 och 3

Tab. 14. Primärmaterial för beräkning av priselasticiteten för äggetferfrågan i Stockholms konsumtionsförening åren 1930—1938.

År och kvartal	För-säljning kg	Antal medlem-mar, 1 000-tal	För-säljning per medlem, kg	Medel-pris per kg, kr.	Index	Real-pris	Inkomst	Real-inkomst
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1930	1 574 000	55·3	28·45	1·67	165	1·01	2 705	1 639
1	511 276	54·1	9·45	1·51	166	0·91		1 600
2	441 980	55·1	8·02	1·36	165	0·82		1 630
3	356 195	56·3	6·33	1·89	164	1·15		1 660
4	265 149	57·6	4·60	2·22	163	1·36		1 700
1931	1 866 000	61·5	30·46	1·50	159	0·94	2 747	1 728
1	564 036	59·2	9·53	1·51	161	0·94		1 730
2	567 698	61·0	9·31	1·15	159	0·72		1 740
3	435 108	63·0	6·91	1·60	159	1·00		1 725
4	299 399	64·6	4·63	2·01	158	1·27		1 700
1932	2 125 000	68·4	31·07	1·33	157	0·85	2 456	1 564
1	698 845	66·3	10·54	1·21	158	0·77		1 650
2	608 655	68·1	8·94	1·05	157	0·67		1 590
3	454 611	69·6	6·53	1·49	157	0·95		1 540
4	361 972	70·8	5·11	1·83	156	1·17		1 500
1933	2 180 000	72·6	30·01	1·29	154	0·84	2 185	1 419
1	703 221	71·8	9·79	1·29	155	0·83		1 460
2	642 531	72·6	8·85	0·95	154	0·62		1 425
3	450 527	73·3	6·15	1·47	154	0·95		1 390
4	333 398	73·8	5·20	1·68	153	1·10		1 360
1934	2 122 000	75·2	28·25	1·30	154	0·84	2 002	1 300
1	708 128	74·4	9·52	1·13	154	0·73		1 220
2	613 973	75·0	8·19	1·01	154	0·65		1 300
3	441 377	75·6	5·84	1·56	155	1·01		1 290
4	359 387	76·2	4·72	1·81	155	1·17		1 280
1935	1 996 000	77·5	25·77	1·48	156	0·95	2 084	1 336
1	631 798	76·8	8·23	1·36	155	0·88		1 290
2	610 240	77·4	7·88	1·19	156	0·76		1 310
3	417 962	78·1	5·35	1·72	157	1·09		1 350
4	336 439	78·8	4·27	1·93	157	1·23		1 380
1936	1 963 000	80·2	24·46	1·64	158	1·04	2 296	1 453
1	603 519	79·4	7·60	1·67	158	1·05		1 410
2	599 990	80·2	7·48	1·34	158	0·85		1 440
3	412 081	80·6	5·11	1·79	158	1·14		1 450
4	347 244	81·2	4·28	1·95	158	1·24		1 460
1937	1 852 000	82·5	22·54	1·75	162	1·08	2 396	1 479
1	560 011	81·8	6·85	1·64	160	1·03		1 470
2	556 361	82·3	6·76	1·49	161	0·93		1 475
3	403 232	82·8	4·87	1·89	163	1·16		1 480
4	332 806	83·5	3·99	2·20	163	1·35		1 485
1938								
1	644 488	84·4	7·64	1·55	163	0·95		1 490
2	545 854	85·2	6·41	1·53	165	0·92		1 495

genom division och anger äggförsäljningen i kg. per medlem. Kol. 4 utgör de vid elasticitetsbestämningen begagnade kvantitetsserierna.

Kol. 5 visar genomsnittliga äggpriset. För varje kvartal — och på motsvarande sätt för varje år — har medelpriset erhållits ur veckostatistiken genom att först beräkna försäljningsvärdet per vecka och härur genom direkt addition försäljningsvärdet för hela kvartalet. Division av det senare beloppet med motsvarande kvantitet i kol. 2 har slutligen givit medelpriset. Realprisen i kol. 7, vilka erhållits genom division av nominalprisen i kol. 5 med motsvarande indextal i kol. 6, utgöra de prisserier, som använts vid analysen.

Indexserien i kol. 6 består i enlighet med § 26 av en index över allmänna levnads-kostnaderna. Vad beträffar årssiffrorna utgöras de av Socialstyrelsens levnads-kostnadsindex, som har siffran 100 för basåret 1914 och som begagnades även i § 29. Socialstyrelsens index hänför sig visserligen till ett urval av orter i hela riket, men kan anses gälla med tillräcklig noggrannhet för Stockholm. Kvartalssiffrorna ha erhållits genom grafisk interpolation, varvid hänsyn tagits till en speciell index för Stockholm, nämligen Stockholms Stads Statistiska Kontors index för livs-medel, bränsle och lyse.

Kol. 8 anger inkomsten per invånare och har beräknats med ledning av den uppskattning av inkomsterna i Stockholm, som årligen publiceras i Statistisk Årsbok för Stockholms stad. Division med indextalen i kol. 6 har givit årssiffror för realinkomsten. Dessa angivas i kol. 9 jämte motsvarande kvartalssiffror, vilka erhållits genom grafisk interpolation. Kol. 9 har valts som approximation till de vid elasticitetsbestämningen erforderliga kvartals- och årsinkomstserierna.

§ 34. Beräkningarna och deras resultat.

Bearbetningen av primärmaterialet har skett enligt den i § 21 angivna metoden. Härvid har års- och kvartalsstatistiken behandlats var för sig. En sammanställning av resultaten visas i tab. 15.

Vad beträffar årsstatistiken, genomfördes en första elasticitetsberäkning med priset som enda förklarande variabel. Härvid togos alltså årssiffrorna i tab. 14, kol. 4 och 7 och insattes i formel (36). Enligt tab. 15 resulterade denna beräkning i priselasticiteten 0·89. Tab. 15 visar även, att det genom formel (51) definierade medelfelet φ blev 0·63; detta betyder, att den årliga äggförsäljningens fluktuationer till 37 % kunna förklaras av prisets växlingar.

Nästa fas i analysen av årssiffrorna var att införa inkomsten enligt tab. 14, kol. 8 som andra förklarande variabel. Enligt den allmänna metoden begagnades i detta fall systemet (49), vilket bestämmer dels priselasticiteten, säg e , dels inkomstelasticiteten, säg E . Systemets lösning anges i tab. 15 och lyder $e = 1·08$; $E = 0·71$. Motsvarande φ -värde i tab. 15 visar, att pris- och inkomstförändringarna förmå förklara 76 % av äggförsäljningens variationer. Enligt § 19 innebär detta, att den faktiska kvantitetsserien uppvisar en korrelation å 0·97 med den kvantitetsserie, som teoretiskt svarar mot pris- och inkomstväxlingarna. Vidare observera vi den starka nedgången i medelfelet φ från 0·63 till 0·24; det i § 19—21 diskuterade obestämdhetsfallet föreligger således icke. Den genom formlerna (53—58)

Tab. 15. Äggefterfrågans priselasticitet för angivna tidsperioder samt övriga resultat beträffande Stockholms konsumtionsförening.

Förklarande variabler:		Pris		Pris och inkomst			Pris och inkomst (betingad elasticitetsbestämning)			
Tidsperiod	Real- pris	Pris- el.	φ	Pris- el.	Ink.- el.	φ	Pris- el.	Ink.- el.	φ	φ^*
Hela året	0·94	0·89	0·63	1·08	0·71	0·24	—	—	—	—
Februari—april	0·88	1·10	0·60	1·19	0·96	0·23	1·16	0·70	0·28	0·32
Maj—juli	0·75	0·72	0·52	0·77	0·54	0·32	0·78	0·70	0·35	0·35
Augusti—oktober.....	1·04	0·99	0·74	1·08	0·76	0·42	1·07	0·70	0·43	0·51
November—januari....	1·23	0·86	0·71	1·46	0·65	0·30	1·50	0·70	0·47	0·36
Vägt kvartalsmedelvärde.....		0·91	—	1·07	0·73	—	1·07	0·70	—	—
Samtliga kvartal		1·28	0·35	1·32	0·76	0·25	—	—	—	—

angivna metoden för betingad bestämning av priselasticiteten på grundval av hushållsboksstatistikens upplysningar om inkomstelasticiteten behöver följaktligen icke tillgripas. Det erhållna E -värdet utgör sålunda en fristående bestämning av äggefterfrågans inkomstelasticitet. Vi skola i nästa par. jämföra denna med de ur hushållsboksstatistiken härledda resultaten.

Kvartalsstatistiken i tab. 14 kännetecknas av en markerad säsongrörelse. Givetvis härrör säsongvariationen till övervägande delen från tillgången, som är väsentligt större på sommaren än på vintern. Å andra sidan märkes en stark ökning av efterfrågan vid påsken. Balansen mellan tillgång och efterfrågan regleras genom betydande prisförändringar.

Bearbetningen av kvartalsstatistiken har skett efter två linjer, och vi skola i denna par. redogöra för beräkningarna enligt den första metoden. Grundtanken är i båda fallen att eliminera säsongrörelsen. I föreliggande fall har detta skett på så sätt, att en separat elasticitetsberäkning utförts för vart och ett av de fyra kvartalen. Gäller det exempelvis statistiken rörande tredje kvartalet, tillämpas alltså samma förfarande som vid årsstatistiken, i det uppgifterna beträffande de åtta kvartalen begagnas i stället för motsvarande årssiffror. Och på samma sätt som förut införes priset som första och inkomsten som andra förklarande variabel. Resultatet av dessa beräkningar redovisas i tab. 15.

Vad beträffar medelvärdet φ , har kvartalsstatistiken genomgående givit ungefär samma värden som årsstatistiken. Beräkningarna rörande de olika kvartalen erfordra således lika litet som årsbearbetningen någon reservation för det i § 19—21 angivna obestämdhetsfallet.

Kvartalskalkylerna äro av särskilt intresse därigenom, att de hänföra sig till olika prisnivåer och således ge upplysning om priselasticitetens variation med priset. Enligt tab. 15 är realpriset lägst i 2:a kvartalet, som givit priselasticiteten 0·77. I 4:e kvartalet är genomsnittliga priset 65 % högre, medan priselasticiteten är 1·46 och alltså har stigit med nästan 90 %. Genomsnittliga nivån representeras

av 1:a och 3:e kvartalen. Dessa resultat visa, att priselasticiteten ökas tämligen kraftigt, när priset stiger. Beräkningarna ge således ytterligare belägg för den allmänna tendens, som exemplifierades redan i § 11.

Inkomstelasticiteten visar icke samma systematiska variation med priset. Självfallet kan detta delvis bero på att den begagnade inkomstserien blott tillnärmelsevis följer förändringarna i köpkraften på den undersökta marknaden. I detta sammanhang är det av intresse att observera, att alternativa antaganden beträffande inkomstelasticiteten blott medföra obetydliga variationer i priselasticiteten. Ett exempel på sådan betingad elasticitetsbestämning visas i de fyra sista kolumnerna i tab. 15. Bearbetningen har här skett i enlighet med formlerna (53—58) och på grundval av antagandet, att inkomstelasticiteten är konstant och lika med 0·7. Värdet 0·7 har valts med hänsyn till att årsstatistiken givit inkomstelasticiteten $E = 0·71$.

Under förutsättning att de olika kvartalen uppvisa likformighet med avseende på pris- och inkomstförändringar, kan enligt en formel av typ (23) årselasticiteten bestämmas som ett vägt medelvärde av kvartalselasticiteterna. Med hjälp av sådan medelvärdesbildning erhållna årselasticiteter visas på näst sista raden av tab. 15. Som synes sammanfalla dessa elasticiteter nästan exakt med de förut beräknade årselasticiteterna. Att överensstämmelsen icke beror på en tillfällighet, följer av det i § 17 begagnade argumentet samt därav, att ovannämnda förutsättning är approximativt uppfylld, eftersom varje kvartalsserie i stort sett är parallell med motsvarande årsserie.

Enligt § 27 råder under vissa betingelser likhet mellan pris- och inkomstelasticiteten. De i tab. 15 redovisade elasticiteterna ge icke prov på någon sådan överensstämmelse. Den allmänna analysen har emellertid klarlagt två omständigheter, som kunna förklara avvikelserna, och som i föreliggande fall bägge torde kunna åberopas. För det första visades i § 16 att i den mån pris- och inkomstserierna äro behäftade med observationsfel, giva beräkningarna för små värden för respektive elasticiteter. Medan prisserien i tab. 14 kan anses vara praktiskt taget exakt, torde detta såsom redan antytts icke vara fallet med inkomstserien. Härav följer, att inkomstelasticiteterna i tab. 15 kunna behöva korrigeras uppåt. Hur stort tillägget bör vara, kan icke sägas med bestämdhet, dock synes det knappast rimligt med större inkomstelasticitet än 0·80 à 0·85.

För det andra har likheten (110) bevisats under antagande av att substituerande varor saknas. Det är nu en självklar sak, att matvaror i stor utsträckning substitueras mot varandra, så snart olikformiga prisförändringar äga rum. Med hänsyn härtill synes det naturligt att delvis återföra skillnaden mellan pris- och inkomstelasticiteterna i tab. 15 på den allmänna olikheten (111).

Beträffande elasticiteterna i tab. 15 må till sist framhållas, att de hänföra sig till en speciell marknad, nämligen medlemmarna i Stockholms konsumtionsförening. Resultatens räckvidd är därför i viss mån begränsad. Som allmänt omdöme torde gälla, att stockholmsmarknaden i dess helhet uppvisar något lägre elasticiteter än de i tab. 15 redovisade.

§ 35. Äggefterfrågans korttids- och långtidselasticitet.

Säsongrörelsen i kvartalsstatistiken neutraliserades i föregående par. på så sätt, att de 4 kvartalen behandlades var för sig. I denna par. skola vi till en början redogöra för en beräkning av kvartalselasticiteten enligt en alternativ metod. Denna består i en simultan analys av samtliga kvartal, sedan en direkt utrensning av säsongvariationen ägt rum. Framställningen avslutas med en kommentar till de erhållna pris- och inkomstelasticiteterna.

En direkt eliminering av säsongrörelsen kan ske på olika sätt, och det gäller att välja ett förfarande, som så nära som möjligt motsvarar den ekonomiska problemställningen. I princip är denna fråga av samma natur som det i § 28 behandlade trendproblemet. Helt allmänt kan alltså sägas, att man icke i onödan bör eliminera säsongrörelserna i de förklarande variablerna. Idealet är, att endast kvantitetsstatistiken korrigeras. Närmare bestämt bör detta ske med beaktande av sådana säsongmässiga variationer i efterfrågan, som icke förorsakas av säsongvariationen i priset och i övriga förklarande variabler.

Tab. 14, kol. 4 anger den serie av kvartalskvantiteter, vars bearbetning redovisades i föregående par. Ur denna serie eliminerades efterfrågans säsongrörelse under hänsynstagande till två omständigheter, nämligen dels den större efterfrågan under påskveckan, dels den minskning i efterfrågan, som framför allt under sommaren inträder till följd av semesterresor och andra förhållanden. I syfte att erhålla en fristående uppskattning av den senare säsongfaktorn begagnades den i kap. 9 behandlade statistiken rörande mjölkförsäljningen i Stockholms konsumtionsförening. Mjolkpriset företer ingen säsongvariation, och den årliga variationen i mjölkförsäljningen kan därför uppfattas som ett ungefärligt mått på variationen i kundkretsens efterfrågan på livsmedel. Sättes genomsnittliga mjölkförsäljningen under februari—april lika med 100·0 enheter, erhåller man för de övriga kvartalen medelvärdena 86·8; 95·3 och 97·8 enheter respektive. I överensstämmelse härmed har elimineringen av ifrågavarande säsongfaktor tillgått på så sätt, att äggkvantiteterna för 2:a—4:e kvartalen dividerats med respektive 0·868; 0·953 och 0·978. Vad beträffar efterfrågeökningen före påsk, har denna neutraliserats helt enkelt genom att för varje år försäljningen under påskverkan satts lika med genomsnittliga äggförsäljningen under övriga veckor i första kvartalet samma år.

Den angivna säsongkorrektionen illustreras i fig. 18. Spridningsdiagrammet i fig. 18 a hänför sig till kvantitetsserien i tab. 14, kol. 4. Punkterna för de fyra kvartalen ha markerats på olika sätt, och i tab. 15 kunna de kvartalselasticiteter avläsas, som svara mot var och en av de fyra punktsvärmarna. Fig. 18 b grundar sig på den korrigerade kvantitetsserien. Jämför man punktsvärmarna i fig. 18 a—b, följer av sättet för säsongrensningen, att denna vad beträffar 2:a—4:e kvartalen medfört en simultan förskjutning i höjddled av de mot ett och samma kvartal svarande punkterna. En bearbetning av de korrigerade kvantiteterna enligt det i föregående par. tillämpade förfarandet skulle alltså för dessa kvartal leda till samma kvartalselasticiteter som de i tab. 15 redovisade. För övrigt märkes, att punktsvärmarna som helhet betraktad är mera samlad i fig. 18 b. Sambandet mellan konsumtion och pris framstår således klarare efter säsongrensningen. Linjen i fig.

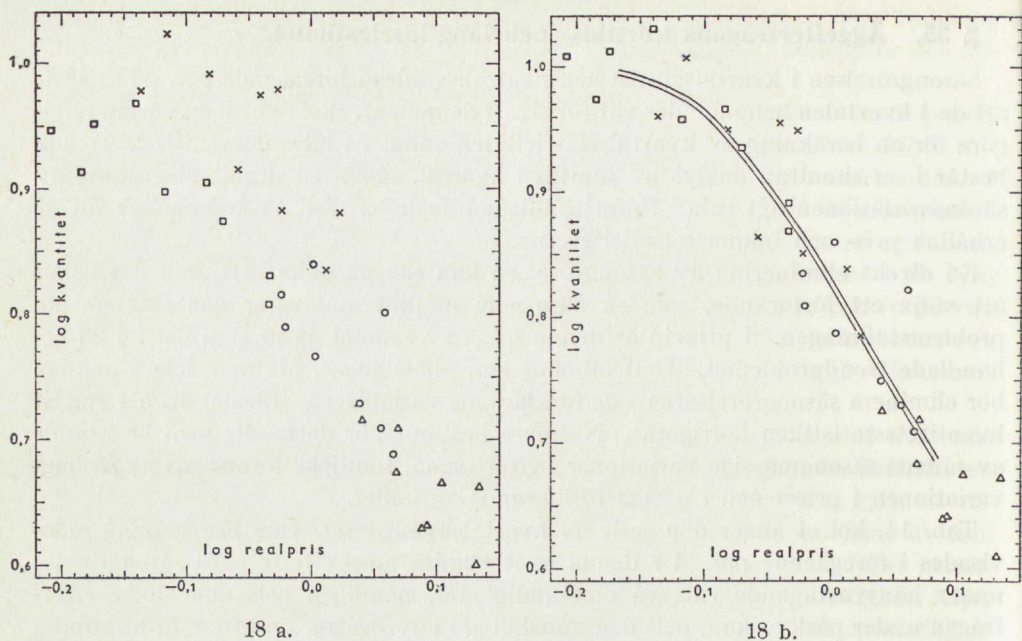


Fig. 18. Logaritmiska spridningsdiagram, avseende äggförsäljningen kvartalsvis i Stockholms konsumtionsförening åren 1930—1938; a) före, b) efter korrektion för efterfrågans säsongvariation.

Februari—april: ×; maj—juli: □; augusti—oktober: ○; november—januari: △.

18 b är en medelvärdeskurva av det i § 14 betraktade slaget och anger genomsnittliga försäljningen som funktion av prisläget.

Elasticitetsbestämningen på grundval av den säsongrensade kvartalsstatistiken har, såsom inledningsvis antydde, skett utan särskilt utvalda kvartalen; all kvartalsstatistiken insattes således direkt i systemet (49). Förfarandet kan även tolkas så, att samtliga punkter i fig. 18 b behandlades såsom tillhörande ett enda spridningsdiagram. Resultaten av dessa beräkningar visas på sista raden av tab. 15. Som synes erhöles för priselasticiteten värdet 1·28, när priset betraktades som enda förklarande variabel, och praktiskt taget samma värde (1·32), när inkomsten infördes som andra variabel.

Till sist skola vi granska resultaten beträffande äggeförförfrågans elasticitet i belysning av den i föregående avsnitt genomförda allmänna analysen av sambanden mellan korttids- och långtidselasticitet samt pris- och inkomstelasticitet.

Äggförsäljningen uppvisar dels förskjutningar i årsgenomsnittet, dels en markerad säsongrörelse. I bägge fallen avspeglar försäljningen den faktiska prisrörelsen. Beträffande prispolitiken märkes, att prisets säsongrörelse har till syfte att bringa efterfrågan i nivå med den under året starkt fluktuerade tillgången.

Medan analysen i föregående par. studerade efterfrågans förändring från år till år, kunna beräkningarna i denna par. uppfattas som en undersökning av de fluk-

tuationer i efterfrågan, som äga rum från ett kvartal till det närmast följande. Enligt § 28 ge kvartalsresultaten prov på korttidselasticiteter, å andra sidan utgöra årssiffrorna ett mellanting mellan korttids- och långtidselasticitet.

För inkomstelasticiteten lyda de erhållna kvartals- och årsvärdena 0·76 och 0·71 respektive. Dessa siffror kunna jämföras med ännu en bestämning, nämligen den ur hushållsboksstatistiken beräknade inkomstelasticiteten; denna redovisas i § 30—31. Närmaste motsvarigheten torde vara resultaten för arbetare och lägre tjänstemän år 1933. Tab. 13 anger här för utgifts- och kvantitetselasticiteterna värdena 0·53 och 0·31 respektive. Sistnämnda elasticiteter äro enligt § 24 att uppfatta såsom representativa för långtidselasticiteten, d. v. s. såsom hänförande sig till den tidpunkt, då en inkomstförändring stabiliserats och efterfrågestrukturen fullständigt anpassats till den förändrade inkomstnivån. — De erhållna elasticiteterna bekräfta den teoretiska analysen i § 24, enligt vilken korttidselasticiteten är större än långtidselasticiteten. Härvid erinras om att inkomstelasticitetens kvartals- och årsvärden erfordra en viss reservation på grund av osäkerheten i den begagnade inkomstserien. I betraktande av att marknadsstatistikens inkomstserie avspeglar konjunkturen och således är relativt labil, förefaller emellertid skillnaden mellan den härur och ur hushållsboksstatistiken beräknade inkomstelasticiteten vara av rimlig storleksordning.

För priselasticiteten erhöles en betydligt större spänning mellan kvartals- och årselasticiteten, i det de erhållna värdena äro 1·30 och 1·08 respektive. Med hänsyn till att efterfrågan torde reagera snabbare vid pris- än vid inkomstförändringar, synas dessa resultat vara fullt naturliga. Å andra sidan torde årselasticiteten 1·08 angiva priselasticitetens ungefärliga värde på lång sikt. Det må även framhållas, att de angivna elasticiteterna äro genomsnittsvärden, i det att efterfrågans känslighet för prisförändringar visat sig vara betydligt större vid högre prisenivåer än vid lägre. Elasticitetens variation med priset kan följas i tab. 15 och fig. 18 b.

Enligt § 27 skulle pris- och inkomstelasticiteterna sammanfalla, därest prisrörelserna icke framkallade någon förskjutning av de olika livsmedlens relativa andel i konsumtionen. Detta villkor skulle vara tillnärmelsevis uppfyllt, om livsmedelspriserna alltid förändrades samtidigt och med samma procentsats för alla livsmedel. Den i föreliggande fall påvisade spänningen mellan pris- och inkomstelasticitet torde därför till stor del kunna förklaras av den substitution, som ägt rum, när äggpriset förändrats i förhållande till andra livsmedelspriser. Man kan således räkna med att därest priset på ägg och övriga livsmedel förändras i samma takt, kommer äggefterfrågan att reagera mindre kraftigt än vad den undersökta statistiken utvisar. Av de på statistisk väg beräknade elasticiteterna torde efterfrågans känslighet i sådant fall snarare motsvara inkomstelasticiteten än priselasticiteten. Detta saklåg är givetvis av stor betydelse för prispolitiken.

Kap. 8. Priselasticitet för smör och margarin.

§ 36. Inledande bemärkanden.

När det gäller smörefterfrågan, ställes elasticitetsbestämningen inför förhållandevis vanskliga problem. Jämfört med den i förra kapitlet undersökta äggefterfrågan, är det särskilt två omständigheter, som försvåra analysen.

I viss utsträckning kunna olika livsmedel ersätta varandra, och detta äger tillämpning på både smör och ägg. Direkta substitut saknas emellertid för ägg, medan man för smör har ett sådant i margarin. Smörefterfrågan påverkas därför icke blott av smörpriset utan i hög grad även av margarinpriset. I överensstämmelse härmed visar det sig i regel nödvändigt att vid analys av smörefterfrågans känslighet med avseende på smörpriset införa margarinpriset som särskild förklarande variabel.

För det andra försvåras bestämningen av smörets priselasticitet därav, att den faktiska gestaltningen av smörkonsumtionen i Sverige efter år 1920 rönt starkt inflytande från ett antal yttre trendfaktorer. Sålunda avlöstes den under efterkrigsåren rådande margarinknappheten av en partiell övergång från smör- till margarinkonsumtion. Senare, framför allt på 1930-talet, motverkades denna förskjutning av en tidvis intensiv smörpropaganda. Slutligen märkes att den officiella statistiken över smörproduktion och smörförsäljning blott omfattar mejerismör, således icke landssmör, d. v. s. det av jordbrukarna själva producerade samt konsumerade eller försålda smöret. Eftersom landssmöret har förlorat starkt i betydelse, särskilt efter år 1933, är denna statistik alltså delvis missvisande.

Vi ha framhållit, att konsumtionens fördelning mellan smör och margarin är i hög grad känslig för variationer i smör- och margarinpriset. På grund av denna labilitet bliva elasticiteterna i regel stora, och det är även naturligt, att de i förhållandevis hög grad kunna påverkas av tillfällighetsbetonade drag i det statistiska materialet. Betraktar man å andra sidan sammanlagda konsumtionen av smör och margarin, är denna självfallet mera stabil. Elasticiteten bör således i detta fall bli lägre än för de enskilda varuslagen och bör dessutom vara relativt okänslig för tillfälligheter i materialet. För övrigt märkes, att totala konsumtionen kan betraktas som i första hand beroende på genomsnittspriset för smör och margarin. Sagda pris kan alltså i analysen begagnas som förklarande variabel i stället för de bägge enskilda priserna.

I nästa par. redovisas det statistiska material, som ligger till grund för analysen i detta kap. Utförda beräkningar rörande sammanlagda konsumtionen av smör och margarin framläggas i § 38. Efterfrågan av smör enbart har gjorts till föremål för särskild undersökning. En redogörelse härför lämnas i § 39.

§ 37. Det statistiska materialet.

Tab. 16 innehåller den marknadsstatistik, som ligger till grund för de i det följande redovisade beräkningarna rörande smör- och margarinefterfrågan.

Indexserien i kol. 2, vilken är densamma som i tab. 14, kol. 6, har genomgående begagnats vid härledning av realvärden för priser och inkomster. Med hjälp av denna index kan man med lätthet beräkna motsvarande nominalvärden.

Årsstatistiken för hela riket i kol. 3—7 har sammanställts inom 1938 års jordbruksutredning med ledning av officiella och andra tillgängliga uppgifter. Serien i kol. 5 har erhållits genom direkt summering av smör- och margarinkvantiteterna och visar liksom kol. 3 den inhemska årsförsäljningen per invånare. Det i kol. 7 angivna realpriset, säg p_{s+m} , är ett vägt medelvärde av smör- och margarinprisen, beräknat med respektive kvantiteter som vikter. Formeln för genomsnittspriset lyder alltså

$$P_{s+m} = \frac{k_s \cdot p_s + k_m \cdot p_m}{k_s + k_m}$$

där p_s och p_m äro resp. smör- och margarinpriser samt k_s och k_m motsvarande kvantiteter. Önskar man beräkna kvantitets- och prisserier för margarin, kan k_m erhållas ur kol. 3 och 5 genom subtraktion, och formeln för p_{s+m} ger sedan utan svårighet margarinpriset p_m . Härvid är att märka, att margarinpriserna för hela riket hänföra sig till en genomsnittskvalitet, medan de för Stockholms konsumtionsförening avse en av de högsta kvaliteterna. — Kol. 8 visar årslönens realvärde och är grundad på uppgifter i Statistisk Årsbok rörande förvaltningspersonal och arbetare (se t. ex. 1932, tab. 211).

Kol. 9—13 äro baserade på försäljningsstatistik från Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd. Dessa data, vilka delvis anförts redan i tab. 1, äro analogt å ena sidan med kol. 3—7, blott att kol. 9 och 13 angiva kvantiteter per föreningsmedlem, å andra sidan med äggstatistiken i tab. 14. Realinkomstserien i tab. 14, kol. 9, återkommer i tab. 16, kol. 14. Serien i tab. 16, kol. 15, visar genomsnittliga reallönen i Stockholm och är baserad på uppgifter i Statistisk Årsbok för Stockholms Stad (se t. ex. 1938, tab. 208). Så när som på en för beräkningarna oväsentlig, multiplikativ faktor sammanfaller denna serie med kol. 9 i tab. 1.

Förutom den i tab. 16 redovisade årsstatistiken har även mera detaljerat material stått till förfogande. Sålunda omfattar Kooperativa Förbundets statistik fr. o. m. år 1935 även månadsdata. Vidare har Svenska Mejeriers Riksförening tillhandahållit månadsstatistik fr. o. m. år 1933. En summarisk bearbetning av dessa material kommer att beröras i § 39. Dessutom har från Nordvästra Skånes Mejeriförbund erhållits en fullständig månadsstatistik fr. o. m. år 1935. Tyvärr ompänner detta material en så kort tidrymd och företer en så utpräglad trend, att det för närvarande visar sig otillräckligt för elasticitetsberäkning.

§ 38. Beräkningar rörande sammanlagda konsumtionen av smör och margarin.

Det mest slående draget i tab. 16 är, att sammanlagda årsförsäljningen av smör och margarin visar kraftig och ganska jämn stegring för hela riket, men icke för Stockholms konsumtionsförening. Medan variationen i den senare kvantitetsserien förefaller att avspegla inkomst- och prisförskjutningarna på ett naturligt sätt, är detta icke fallet med totala årskonsumtionen i riket. Här synes det därför

Tab. 16. Försäljningsstatistik för smör och margarin angivna år i hela riket och i Stockholms konsumtionsförening.

År	In- dex	Hela riket						Stockholms konsumtions- förening					Stockholm	
		Smör		Smör och margarin		Marg- pris i % av smör- pris	Real- lön	Smör		Smör och margarin		Marg- pris i % av smör- pris	Real- in- komst	Real- tim- lön
		Kvan- titet	Real- pris	Kvan- titet	Real- pris			Kvan- titet	Real- pris	Kvan- titet	Real- pris			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
1920	269	3·31	2·44	—	—	57·2	1 302	—	—	—	—	—	—	—
21	241	4·15	2·06	6·26	1·78	59·1	1 387	—	—	—	—	—	—	—
22	195	4·40	1·92	7·45	1·51	47·5	1 366	—	—	—	—	—	—	—
23	177	4·43	2·07	8·53	1·57	50·3	1 432	—	—	—	—	—	—	—
24	174	4·19	2·15	9·44	1·52	47·6	1 488	—	—	—	—	—	—	—
1925	176	3·77	2·18	10·43	1·44	46·3	1 499	17·2	2·16	35·8	1·54	44·7	1 325	0·76
26	172	3·85	1·96	10·85	1·32	49·3	1 546	18·3	1·90	35·8	1·43	49·4	1 405	0·78
27	171	3·88	1·98	11·16	1·25	43·7	1 576	17·4	1·93	37·2	1·36	44·7	1 457	0·83
28	172	3·89	2·04	12·58	1·19	39·9	1 545	15·3	2·02	37·2	1·31	40·3	1 463	0·83
29	170	3·76	1·99	13·16	1·13	39·2	1 618	14·7	1·94	36·4	1·24	39·7	1 535	0·88
1930	165	4·57	1·72	13·53	1·10	48·6	1 675	19·9	1·65	40·2	1·19	47·8	1 639	0·97
31	159	5·59	1·60	13·88	1·13	50·6	1 697	22·6	1·52	41·2	1·19	51·2	1 728	1·02
32	157	6·13	1·50	14·33	1·10	53·2	1 651	24·3	1·43	41·9	1·12	49·1	1 564	1·03
33	154	6·11	1·58	14·32	1·15	52·0	1 684	23·4	1·52	39·7	1·20	51·1	1 419	0·97
34	154	6·19	1·79	14·83	1·29	51·1	1 721	21·7	1·72	37·9	1·34	48·7	1 300	0·95
1935	156	6·80	1·72	15·84	1·24	50·4	1 730	22·9	1·65	38·1	1·32	50·6	1 336	0·96
36	158	7·58	1·66	16·66	1·22	50·6	1 738	22·1	1·63	35·7	1·33	51·5	1 453	0·94
37	162	7·71	1·83	17·19	1·33	49·8	1 751	20·3	1·81	34·2	1·45	50·5	1 479	0·93

rimligt att sätta en stor del av konsumtionsökningen i samband med yttre trendfaktorer. Situationen skall strax belysas siffermässigt.

Tab. 17 utgör en sammanställning av de vid analys av smör- och margarinefterfrågan erhållna resultaten. De undersökta kvantitets- och prisserierna ha presenterats i tab. 16, kol. 5—6 och 11—12. Varje rad i tab. 17 redovisar en elasticitetsberäkning för hela riket och en för Stockholms konsumtionsförening. Kol. 1 visar den tidsperiod, som ligger till grund för beräkningen. Elasticiteterna med avseende på respektive förklarande variabler angivas i kol. 2—3 och 7—9. Ett streck i dessa kolumner betyder, att motsvarande variabel icke tagits med vid elasticitetsbestämningen. Betingad elasticitetsbestämning redovisas på så sätt, att fixerade elasticiteter angivas med kursiverade siffror. — Varje elasticitetsbestämning ger en kvantitetsserie, som teoretiskt motsvarar de härledda elasticiteterna. Kol. 5—6 och 10—11 angiva den alternativt enligt (51) och (56) definerade relativa spridningen hos de logaritmiska avvikelserna (45) mellan sagda serie och den verkliga kvantitetsserien.

Tab. 17. Priselasticiteten för sammanlagda efterfrågan på smör och margarin åren 1921—37 inom angivna marknader.

Rad nr	Tidsperiod	H e l a r i k e t					Stockholms konsumtionsförening				
		Elasticitet med avseende på		Trend	φ	φ^*	Elasticitet med avseende på			φ	φ^*
		Pris	Årslön				Pris	Inkomst	Timlön		
(1)	(2)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
1	1921—37	—	3.45	—	0.25	—	—	—	—	—	—
2	›	0.60	—	0.0188	0.19	0.36	—	—	—	—	—
3	1925—37	0.24	—	0.0170	0.14	0.60	—	—	—	—	—
4	›	0.54	—	—	0.96	—	0.58	—	—	0.52	—
5	›	—	2.89	—	0.35	—	—	0.37	—	0.87	—
6	›	—	—	—	—	—	—	—	0.42	0.75	—
7	›	-0.01	2.90	—	0.35	—	0.56	—	0.02	0.51	—
8	›	0.48	0.3	—	0.87	0.96	0.40	0.3	—	0.65	0.74
9	›	0.46	0.4	—	0.85	0.96	0.34	0.4	—	0.71	0.82
10	›	0.44	—	0.2	0.65	0.94	0.34	—	0.3	0.59	0.76
11	›	0.23	—	0.4	0.34	0.94	0.26	—	0.4	0.65	0.86

Tab. 17, rad 1 visar, att materialet för hela riket 1921—37 ger inkomstelasticiteten 3.45, om genomsnittliga reallönen per år betraktas som enda förklarande variabel. För perioden 1925—37 leder enligt rad 5 samma material till elasticiteten 2.89. Å andra sidan har Stockholms konsumtionsförening för den senare perioden givit inkomstelasticiteterna 0.37 och 0.42 respektive, när ena gången inkomsten och andra gången timlönen begagnats som förklarande variabler. Dessa resultat bekräfta de inledningsvis gjorda observationerna: Medan elasticiteten för stockholmsmaterialet ligger på en rimlig nivå, måste elasticiteten för hela riket anses som alldeles för hög, uppenbarligen till följd därav, att konsumtionsökningen förorsakats icke blott av inkomsthöjningen utan även av yttre trendfaktorer.

Som vi sett, ligga de bägge materialen till på olika sätt, och en fortsatt analys har därför att följa i viss mån olika linjer. Betrakta vi först stockholmsmaterialet, visar rad 4 i tab. 17, att realpriset såsom enda förklarande faktor leder till priselasticiteten 0.58. Införes timlönen som andra förklarande variabel, blir enligt rad 7 priselasticiteten 0.56 och inkomstelasticiteten 0.02. Detta senare resultat bör givetvis betraktas som meningslöst, och ett lika otillfredsställande värde för inkomstelasticiteten erhålles med inkomsten som andra oberoende variabel i stället för timlönen. Dessa försök tyda på att materialet är otillräckligt för en tillförlitlig simultan bestämning av pris- och inkomstelasticiteterna. Man föranledes därför att fortsättningsvis begagna betingad elasticitetsbestämning. Till att börja med gäller det att fixera ett lämpligt värde för inkomstelasticiteten.

Tab. 12—13 visar smör- och margarinefterfrågans inkomstelasticitet enligt 1933 års hushållsboksstatistik. Vad beträffar arbetare och lägre tjänstemän anges vär-

dena 0.25 och 0.16 för respektive utgifts- och kvantitetselasticiteten. Vidare erinras om att den i föregående kap. redovisade analysen av löpande marknadsstatistik givit ett värde för äggefterfrågans inkomstelasticitet, som överstiger de ur hushållsstatistiken beräknade. Med tanke på dessa omständigheter synes det naturligt att vid en betingad bestämning av smör- och margarinefterfrågans priselasticitet antaga, att dess inkomstelasticitet är 0.3 å 0.4.

Med inkomstelasticiteten fixerad till $E = 0.3$ samt med pris och inkomst som oberoende variabler erhålles, såsom rad 8 i tab. 17 anger, priselasticiteten $e = 0.40$. Utgår man från ett högre E -värde, blir e -värdet lägre. Antagandet $E = 0.4$ leder sålunda enligt rad 9 till priselasticiteten $e = 0.34$. Motsvarande beräkningar med timlön i stället för inkomst som förklarande variabel giva, enligt vad rad. 10—11 utvisa, något lägre värden för priselasticiteten.

Enligt den teoretiska undersökningen i § 27 och den statistiska analysen i kap. 7 av äggefterfrågan är priselasticiteten större än inkomstelasticiteten. I betraktande härav ledes man av de anförda beräkningarna rörande Stockholms konsumtionsförenings smör- och margarinefterfrågan till resultatet, att inkomstelasticiteten är c:a 0.3 och priselasticiteten c:a 0.4. I jämförelse med föreningens äggefterfrågan har alltså dess smör- och margarinefterfrågan visat avsevärt mindre känslighet för pris- och inkomstförskjutningar.

Vad beträffar riksstatistiken, ha vi redan sett, att kvantitetsserien innehåller en markerad trend och att den icke ägnar sig för bestämning av inkomstelasticiteten. Med hänsyn härtill har ett första försök att bestämma priselasticiteten utförts på grundval av antagandet, att efterfrågan, säg k , är en funktion av typen

$$(115) \quad k = c \cdot p^{-e} \cdot 10^{a \cdot t}$$

där c är en konstant, p priset, e priselasticiteten och $10^{a \cdot t}$ en trendfaktor, som bestämmas av tiden t och konstanten a , och som tänkes inkludera även inkomst-trenden. Parametrarna e och a ha beräknats på så sätt, att funktionen (115) efter logaritmisk transformation och enligt minsta-kvadratprincipen anpassats till de faktiska kvantitetslogaritmer. De resulterande värdena visas på rad. 2—3 i tab. 17, där a -värdena stå i trendkolumnen. De för perioderna 1921—37 och 1921—25 erhållna priselasticiteterna lyda 0.60 och 0.24 respektive.

Hänsynstagandet till inkomstutvecklingen och de yttre trendfaktorerna har alternativt skett genom inläggande av försökstrender. På rad 10—11 i tab. 17 redovisas två sådana beräkningar, avseende perioden 1925—37. Härvid ha sagda faktorer antagits medföra en ökning av smör- och margarin konsumtionen med i ena fallet 0.2 kg., i andra fallet 0.4 kg. per person och år. Efter reduktion av kvantitetsserien i enlighet härmed har priselasticiteten härletts på vanligt sätt medelst formel (36). De sålunda beräknade priselasticiteterna äro respektive 0.44 och 0.23. Rad 7 visar, att kvantitetsserien utan trendreduktion ger priselasticiteten 0.56.

Slutligen har riksstatistiken bearbetats med hjälp av betingad regressionsanalys. Liksom för Stockholms konsumtionsförening fixerades inkomstelasticiteten därvid alternativt till 0.3 och 0.4. De resulterande priselasticiteterna lyda enligt rad. 8—9 respektive 0.48 och 0.46.

Att döma av de utförda beräkningarna synes smör- och margarinefterfrågan även för riket i dess helhet vara tämligen okänslig för pris- och inkomstvariationer. Resultaten antyda emellertid, att elasticiteterna äro något större än för Stockholms konsumtionsförening. Riksstatistiken pekar närmast på värdena 0.35 och 0.45 respektive för inkomst- och priselasticiteten.

För varje elasticitetsberäkning redovisar tab. 17 även relativa spridningen enligt formlerna (51) och (56). Den starka trenden i riksstatistiken tager sig uttryck i de låga φ -värdena på rad. 1—3, 5 och 11; såsom framgår av rad. 2—3 är det blott 14 à 19 % av konsumtionsvariationen, som förblir oförklarad, när efterfrågefunktionen (115) lägges till grund för analysen. I övriga fall äro de erhållna φ -värdena tämligen höga, vilket betyder, att pris- och inkomstförskjutningarna blott kunna förklara en mindre del av konsumtionens förändringar, i regel omkring 35 %. Enligt § 19 innebär detta en korrelation å c:a 0.75 mellan den faktiska konsumtionsserien och den teoretiskt beräknade.

§ 39. Smörkonsumtionens känslighet för förändringar i smör- och margarinpriserna.

Följande analys av smörkonsumtionen grundar sig på efterfrågefunktionen (21), varvid smörpris, margarinpris och inkomst begagnas som förklarande variabler. Vi införa beteckningarna

k : smörkvantitet,

p_s : smörpris,

p_m : margarinpris,

i : inkomst,

c : en konstant,

e_s^* : smörefterfrågans elasticitet med avseende på smörpriset *under förutsättning av konstant margarinpris*,

e_m^* : smörefterfrågans elasticitet med avseende på margarinpriset, *under förutsättning av konstant smörpris*.

E : smörefterfrågans inkomstelasticitet.

Den observerade kvantitetsserien approximeras således med hjälp av efterfrågefunktionen

$$(116) \quad k = c \cdot (p_s)^{-e_s^*} \cdot (p_m)^{-e_m^*} \cdot i^E.$$

Liksom i föregående par. genomföres även en trendanalys.

Vid konstant smörpris och stigande margarinpris tenderar smörefterfrågan att öka. I allmänhet erhålla vi därför ett negativt värde för e_m^* , säg

$$(117) \quad e_m^* = -E_m^*.$$

Vidare erinras om relationerna (109—111), enligt vilka möjligheten att delvis inskränka smör- och margarinkonsumtionen till förmån för andra matvaror ger oss anledning att förvänta

$$(118) \quad e_s^* > E + E_m^*.$$

Funktionen (116) kan alternativt skrivas med kvoten p_m/p_s som variabel, nämligen

$$(119) \quad k = c \cdot (p_s)^{-e_s} \cdot \left(\frac{p_m}{p_s}\right)^{E_k} \cdot i^E$$

där e_s och E_k sammanhånga med de i (116) uppträdande elasticiteterna genom relationerna

$$(120) \quad \begin{cases} e_s^* = e_s + E_k \\ e_m^* = -E_m^* = -E_k \end{cases}$$

På samma sätt som de förut införda elasticiteterna kunna e_s och E_k givas följande tolkning (jfr § 1—2),

e_s : smörefterfrågans elasticitet med avseende på smörpriset *under förutsättning av konstant förhållande mellan margarin- och smörpriset*,

E_k : smörefterfrågans elasticitet med avseende på kvoten mellan margarin- och smörpriset *under förutsättning av konstant smörpris*. Relation (120) visar, att E_k även kan uppfattas som smörefterfrågans elasticitet med avseende på *margarinpriset* under förutsättning av konstant smörpris.

Där förväxling är utesluten, skall e_s liksom e_s^* benämnas smörets priselasticitet. Av (118) följer, under beaktande av (120), att man i allmänhet har

$$(121) \quad e_s^* > e_s > E.$$

Vidare skall E_k för korthets skull kallas *kvotelasticitet*. Vi ha redan påpekat, att $E_k = E_m^*$, och eftersom E_m^* i regel är positiv, gäller detta även E_k .

Hittills ha vi betraktat efterfrågefunktionerna (116) och (119) från den funktionella elasticitetsdefinitionens synpunkt. Vi ha sett, att de äro likvärdiga såsom hypoteser rörande det faktiska prisbildningsförloppet, och att relationerna (120) tillåta en beräkning av e_s^* och e_m^* , när e_s och E_k äro kända, och vice versa. Vad beträffar den statistiska tillämpningen är läget i viss mån annorlunda.

Till en början observera vi, att ansatserna (116) och (119) leda till samma resultat, om den statistiska elasticitetsbestämningen sker på grundval av systemet (49), och om ingendera av elasticiteterna fixeras på förhand. Det är nu att märka, att margarin- och smörprisen i stort sett förete parallella förskjutningar, och att de således äro i hög grad interkorrelerade. Enligt analysen i § 19 innebär detta, att en beräkning av elasticiteterna i (116) ofta leder till ett system (49), vars lösningar äro obestämda. Lägges däremot funktionen (119) till grund för beräkningarna, kan man vid en stark korrelation av angivet slag antingen helt bortse från variationerna i kvoten mellan margarin- och smörprisen eller också undvika den antydda svårigheten genom betingad regressionsanalys. Med hänsyn till dessa omständigheter har (119) valts som utgångspunkt för de följande beräkningarna. För övrigt märkes, att även de på statistisk väg erhållna resultaten kunna omtolkas medelst relationerna (120).

Resultaten av de statistiska beräkningarna visas i tab. 18. Denna är uppställd på samma sätt som tab. 17. Elasticitetsbeteckningarna anknyta till funktionen (119), varvid inkomstelasticiteterna E_1 och E_2 i kol. 11—12 hänföra sig till respek-

tive inkomst och timlön i tab. 16, kol. 14—15. Liksom i förra par. börja vi med att redogöra för bearbetningen av stockholmsmaterialet.

Tab. 16 visar, att kvoten mellan margarin- och smörpriset varit nästan konstant fr. o. m. år 1933, medan det senare priset gått upp med närmare 20 %. Såsom därför låg nära till hands, gjordes först en separat analys för perioden 1933—37, varvid endast smörpris och inkomst begagnades som förklarande variabler.

Med smörpriset som förklarande variabel erhålles enligt tab. 18, rad. 1 priselasticiteten $e_s = 0.78$. Synbarligen är tidsperioden för kort för att tillåta en simultan bestämning av pris- och inkomstelasticiteterna, rad. 2—3 ange nämligen vitt skilda resultat för de två alternativen beträffande inkomstserien. Man föranledes alltså att tillämpa betingad regressionsanalys. Fixering av inkomstelasticiteten har givit de på rad. 4—7 redovisade värdena. Dessa peka närmast i riktning mot en inkomstelasticitet $E \approx 0.6$ och en priselasticitet $e_s \approx 0.7$.

Lägges hela perioden 1925—37 till grund för beräkningarna, finner man, såsom rad. 8—10 utvisa, att spänningen mellan margarin- och smörpriset spelar stor roll för smörkonsumtionen. Rad. 11—14 visa, att svårigheter uppstå, när man söker förfina analysen genom att införa inkomsten eller timlönen som tredje förklarande variabel. I och för sig är detta helt naturligt, eftersom en sådan analys ställer stora krav på det statistiska materialet, och eftersom kvantitetsserien i föreliggande fall icke omfattar mer än 13 observationsår. En betingad elasticitetsbestämning med inkomstelasticiteten fixerad till 0.5 ger enligt rad. 15—16 mycket hög kvotelasticitet, $E_k \approx 1.35$, och en anmärkningsvärt låg priselasticitet, $e_s \approx 0.25$. Dessa siffror förefalla emellertid knappast acceptabla, särskilt med tanke på det för perioden 1933—37 erhållna värdet $e_s \approx 0.7$. En fortsatt betingad regressionsanalys redovisas på rad. 17—22. De olika alternativen antyda å ena sidan, att elasticitetsbestämningen är ytterst känslig, så att reservation måste göras för den eventualiteten, att tillfälligheter och yttre trendfaktorer kommit att påverka resultatet. Å andra sidan ha dessa kalkyler givit elasticiteter, som mycket väl äro förenliga med beräkningarna rörande perioden 1933—37. Enligt rad. 17—22 svarar sålunda mot inkomstelasticiteten $E \approx 0.6$ kvotelasticiteten $E_k \approx 0.6$ och en priselasticitet $e_s \approx 0.7$.

Sammanfattningsvis kan sägas, att smörefterfrågan inom Stockholms konsumtionsförening visat sig i betydande grad känslig för pris- och inkomstförändringar. Såväl inkomsten som smör- och margarinprisen äga var för sig avsevärt inflytande på efterfrågan. Bestämningen av de tre elasticiteterna har naturligt nog måst i någon mån pressa det statistiska materialet och resultaten i följande resumé böra därför omges med en viss osäkerhetsmarginal. Inkomstelasticiteten E och kvotelasticiteten E_k ligga på ungefär samma nivå, $E \approx E_k \approx 0.6$. Enligt formel (120) kan E_k även uppfattas som smörefterfrågans känslighet med avseende på en förändring i margarinpriset, när smörpriset hålles konstant.

Efterfrågans elasticitet med avseende på smörpriset kan uppfattas på två olika sätt, nämligen såsom känsligheten för en förändring i smörpriset, när ena gången förhållandet mellan margarin- och smörpriset, andra gången margarinpriset tänkes vara fixerat. Resultatet lyder beträffande det senare fallet $e_s \approx 0.7$. Den förra elasticiteten är betydligt större, $e_s^* = e_s + E_k \approx 1.3$.

Tab. 18. Smörefterfrågans priselasticitet för angivna tidsperioder och marknader.

Rad nr	H e l a r i k e t						Stockholms konsumtionsförening							
	Tidsperiod	Trend	Elasticitet			φ	φ^*	Tidsperiod	Elasticitet				φ	φ^*
			e_s	E_k	E				e_s	E_k	E_1	E_2		
			(1)	(2)	(3)				(4)	(5)	(6)	(7)		
1	1920—32	—	1·16	—	—	0·42	—	1933—37	0·78	—	—	—	0·38	—
2	»	—	—	0·33	—	0·97	—	»	0·37	—	—	1·66	0·24	—
3	»	—	—	—	1·10	0·84	—	»	0·77	—	-0·31	—	0·21	—
4	»	—	1·15	0·30	—	0·36	—	»	0·66	—	—	0·5	0·32	0·37
5	»	—	1·35	0·18	-0·41	0·35	—	»	0·63	—	—	0·6	0·31	0·38
6	»	—	0·91	0·45	0·5	0·41	0·47	»	0·80	—	0·5	—	0·85	0·67
7	»	—	0·81	0·51	0·7	0·44	0·51	»	0·80	—	0·6	—	0·94	0·71
8	1920—37	—	1·62	—	—	0·62	—	1925—37	1·17	—	—	—	0·47	—
9	»	—	—	0·74	—	0·96	—	»	—	1·75	—	—	0·34	—
10	»	—	0·98	—	1·15	0·57	—	»	0·58	1·18	—	—	0·12	—
11	»	—	0·44	0·96	1·93	0·47	—	»	1·14	—	—	-0·34	0·26	—
12	»	A	0·60	0·80	1·43	0·38	0·44	»	1·37	—	-0·74	—	0·34	—
13	»	B	0·61	0·69	1·18	0·35	0·45	»	0·38	1·22	—	0·25	0·12	—
14	»	—	1·16	0·66	0·7	0·52	0·75	»	0·76	0·99	-0·31	—	0·05	—
15	»	—	1·04	0·71	0·9	0·51	0·64	»	0·18	1·26	—	0·5	0·13	0·16
16	»	A	1·02	0·62	0·7	0·41	0·58	»	0·30	1·47	0·5	—	0·32	0·32
17	»	A	0·91	0·67	0·9	0·40	0·59	»	0·51	0·6	—	0·5	0·34	0·72
18	»	B	0·89	0·57	0·7	0·39	0·62	»	0·61	0·4	—	0·5	0·36	0·61
19	»	B	0·83	0·60	0·8	0·36	0·59	»	0·53	0·4	—	0·6	0·37	0·68
20	1925—37	B	0·11	0·77	2·77	0·26	0·33	»	0·63	0·8	0·5	—	0·42	0·65
21	»	B	0·77	0·88	0·6	0·37	0·54	»	0·71	0·6	0·6	—	0·51	0·68
22	»	B	0·74	0·87	0·7	0·36	0·54	»	0·81	0·4	0·6	—	0·57	0·68

Riksstatistiken omfattar åren 1920—37. På grund av den starka trenden på 1930-talet har perioden 1920—32 blivit föremål för separat bearbetning. För direkt jämförelse med stockholmsmaterialet har en särskild undersökning genomförts för perioden 1925—37.

Resultaten beträffande perioden 1920—32 redovisas på rad. 1—7 i tab. 18. Att döma av rad. 1—4 påverkas smörefterfrågan av såväl inkomsten som smör- och margarinprisen. Det meningslösa resultatet på rad. 5 visar emellertid, att även detta material är otillräckligt för samtidig bestämning av ifrågavarande tre elasticiteter. Fixering av inkomstelasticiteten på en rimlig nivå leder enligt rad 6—7 till plausibla värden även för de övriga elasticiteterna, nämligen $e_s \approx 0.8$ à 0.9 ; $E_k \approx 0.5$.

Vad beträffar perioden 1920—37, tager sig den förutnämnda trenden uttryck bl. a. i en ökning av inkomstelasticiteten till det alltför höga värdet $E = 1.93$ (se rad 11). Åtminstone delvis måste denna anomali vara en följd av den trend, som enligt § 36 förefinnes i kvantitetsserien. En analys under hänsynstagande till

sagda förskjutning har skett med hjälp av försökstrender på det i § 28 angivna sättet. Kvantitetsserien har således reducerats i enlighet med alternativa antaganden rörande trendens förlopp, varefter elasticitetsbestämningen utförts på vanligt sätt.

Följande uppställning redovisar två antaganden, säg *A* och *B*, beträffande den trendmässiga ökningen av smörkonsumtionen i kg. per invånare och år.

År:	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937
Trend A . . .	0·02	0·03	0·05	0·08	0·13	0·22	0·33	0·50	0·69	0·99
Trend B . . .	0·03	0·03	0·13	0·23	0·33	0·47	0·63	0·83	1·09	1·43

Trenderna ha utformats i samråd med jordbruksutredningens sekreterare. Av de två alternativen torde det snarast vara trend B, som motsvarar de faktiska förhållandena.

Av tab. 18, rad 12—13 framgår, att trendreduktionen av kvantitetsserien medför en ökning av priselasticiteten och en minskning av inkomstelasticiteten. Resultatet har alltså visserligen förbättrats, men ej heller de reducerade serierna synas möjliggöra en samtidig bestämning av de tre elasticiteterna. En fortsatt analys har således skett med hjälp av betingad regressionsanalys och med fixering av inkomstelasticiteten. Dessa beräkningar, vilka genomförts parallellt för den ursprungliga och de trendkorrigerade kvantitetsserierna, redovisas på rad. 14—19. En inkomstelasticitet å 0·7 å 0·8 leder som synes till plausibla resultat beträffande de övriga elasticiteterna, nämligen 0·8 å 0·9 för priselasticiteten e_s och 0·6 å 0·7 för kvotelasticiteten E_k .

Tab. 18 redovisar även de mot respektive elasticitetsbestämningar svarande värdena för relativa spridningen. Jämfört med resultaten i tab. 17 rörande sammanlagda efterfrågan av smör och margarin visar tab. 18 genomgående små värden. Korrelationen är således stor mellan de faktiska och de teoretiskt beräknade kvantitetsserierna. För övrigt torde tab. 18 icke erfordra någon detaljerad kommentar.

En sammanfattning ger vid handen, att riksstatistiken lett till något större elasticiteter än de för Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd beräknade. För direkt jämförelse visas på rad. 20—22 i tab. 18 resultaten av en separat bearbetning av perioden 1925—37. Vad beträffar riket i dess helhet synes man för smörförfrågan kunna räkna med en inkomstelasticitet $E \approx 0·7$, en kvotelasticitet $E_k \approx 0·7$ och en smörpriselasticitet $e_s \approx 0·8$. Kvotelasticiteten anger smörförfrågans känslighet för förändringar i margarinpriset, när smörpriset hålles konstant. Den angivna priselasticiteten e_s gäller under förutsättning, att smörpriset förändras, och att margarinpriset förändras i samma proportion. Hålles margarinpriset konstant, är smörförfrågans känslighet för förändringar i smörpriset betydligt större och motsvarar elasticiteten $e_s^* = e_s + E_k \approx 1·5$.

Slutligen framhålles, att de redovisade beräkningarna avse årsstatistik, och att de erhållna elasticiteterna således ange efterfrågans känslighet på relativt lång sikt. Även månadsstatistik har blivit bearbetad, särskilt riksstatistiken fr. o. m. år 1933. De resulterande månadselasticiteterna ligga i nivå med årselasticiteterna. Någon skillnad såsom mellan äggeförfrågans kvartals- och årselasticitet har sålunda icke kunnat påvisas.

Kap. 9. Mjölkkonsumtionens priselasticitet.

§ 40. Beräkningarnas primärmaterial.

För riket i dess helhet har mjölkpriset sedan år 1920 ganska troget följt förändringarna i de allmänna levnadsomkostnaderna. Med andra ord, mjölkens realpris har varit nära nog konstant. Bortsett från lokala avvikelser ha prisrörelserna i själva verket hållit sig inom en marginal mellan 90 % och 110 % av medelnivån. Detta sakförhållande innebär, att riksstatistiken icke lämpar sig som grundval för en säker bestämning av mjölkefterfrågans priselasticitet. De mer eller mindre tillfälliga dragen i kvantitetsserien äro nämligen desto mer ägnade att förrycka resultatet av elasticitetsberäkningen, ju mindre de registrerade prisleförskjutningarna äro. Härtill kommer, att denna statistik, som grundar sig på mejerirapporter, icke är fullt homogen. Den betydande centraliseringen av mejerihanteringen på 1930-talet har sålunda tagit sig uttryck i en skenbar ökning i kvantitetsserien. Härvid är att märka, att den registrerade kraftiga ökningen tilldels är reell, samt att efterfrågeökningen delvis kan förklaras av de senare årens livliga mjölkpropaganda.

För att få en hållpunkt för bestämning av priselasticiteten är man alltså hänvisad till statistik rörande speciella marknader. Sådant material har ställts till utredningens förfogande å ena sidan av Mellansvenska Mejerisammanslutningarnas Centralförening (MMC), som tillhandahållit månadsstatistik över mjölkkonsumtionen i Stockholm åren 1935—38, å andra sidan av Kooperativa Förbundet, som lämnat dels årsstatistik över Stockholms konsumtionsförenings försäljning under perioden 1925—38, dels månadsstatistik över försäljningen de senaste 3 å 4 åren inom konsumtionsföreningarna i Stockholm, Göteborg, Örebro, Västerås, Eskilstuna och Gävle. Vid bearbetningen ha månadsuppgifterna sammanförts till halvårsstatistik, enär det liksom i fråga om ägg och smör visade sig olämpligt att grunda elasticitetsbestämningen på en så kort period som en månad. Det vid bearbetningen begagnade primärmaterial har sammanställts i tab. 19.

De i tab. 19 meddelade kvantitetsserierna äro uttryckta i liter, och angiva för konsumtionsföreningarna försäljningen per medlem, för Mellansvenska Mejeriföreningarna stockholmskonsumtionen per invånare. Motsvarande realpriser ha liksom i tab. 14 och 16 beräknats med ledning av Socialstyrelsens levnadskostnadsindex. Inkomstserierna avse taxerad inkomst per invånare; halvårssiffrorna ha här erhållits genom interpolation ur den officiella statistikens årsuppgifter. Årsstatistiken från Stockholms konsumtionsförening har bearbetats med begagnande av den i tab. 16, kol. 14 angivna inkomstserien.

De omständigheter, som försvåra eller omöjliggöra en elasticitetsbestämning på grundval av riksstatistiken, göra sig delvis gällande även vid det i tab. 19 redovisade materialet. För det första ser man, att prisförändringarna äro tämligen små. Vad beträffar förutnämnda trendfaktorer i kvantitetsserierna, torde man i tab. 19

Tab. 19. Statistiskt material för beräkning av priselasticiteten för mjölketterfrågan i Stockholm samt i konsumtionsför-
eningarna i angivna städer.

	1 9 3 5		1 9 3 6		1 9 3 7		1 9 3 8		Stockholms konsumtions- förening		
	Jan.— juni	Juli— dec.	Jan.— juni	Juli— dec.	Jan.— juni	Juli— dec.	Jan.— juni	Juli— dec.	Ar	Kvan- titet	Real- pris
MMC Stock- holm	Kvantitet	79·2	79·5	81·6	83·4	84·0	85·4	86·7	1925	176	15·9
	Realpris	15·5	15·3	15·2	15·5	16·0	14·9	15·7	26	183	14·5
	Inkomst	1 327	1 365	1 424	1 460	1 472	1 518	1 563	27	189	14·6
KF Stock- holm	Kvantitet	69·7	70·0	72·4	70·8	73·3	77·2	77·2	28	190	15·1
	Realpris	15·5	15·3	15·2	15·2	15·5	14·9	15·7	29	185	14·1
	Inkomst	—	—	66·8	69·3	66·7	66·3	70·8	1930	187	14·5
KF Göte- borg	Realpris	—	—	14·6	15·2	15·4	15·8	15·8	31	180	14·5
	Inkomst	—	—	916	941	945	967	985	32	180	14·6
	Kvantitet	97·6	101·4	100·2	105·8	106·6	104·5	107·0	33	177	14·9
KF Örebro	Realpris	12·9	13·2	13·3	13·3	13·7	14·5	14·5	34	175	15·6
	Inkomst	774	787	809	833	842	862	877	35	179	15·4
	Kvantitet	—	—	62·9	64·7	65·2	65·4	67·6	36	182	15·2
KF Gävle	Realpris	—	—	14·6	14·6	14·7	15·2	15·1	37	187	15·4
	Inkomst	—	—	735	755	763	777	785	38	197	15·3
	Kvantitet	125·6	130·5	127·2	137·8	138·4	143·9	144·6	—	—	—
KF Eskils- tuna	Realpris	13·3	13·4	13·3	13·3	13·6	13·9	14·0	—	—	—
	Inkomst	728	757	791	805	821	838	853	—	—	—
	Kvantitet	126·1	129·2	127·7	128·8	126·2	124·1	128·3	—	—	—
KF Västerås	Realpris	14·2	14·1	13·9	14·0	13·8	13·9	14·0	—	—	—
	Inkomst	750	775	811	837	838	858	848	—	—	—
	Kvantitet	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

visserligen kunna bortse från den felkälla, som härrör från den direkta mjölk-distributionens minskning. Däremot måste man räkna med att den registrerade stegringen i mjölkkonsumtionen efter 1934 till stor del orsakats av reklam- och upplysningsverksamhet. Som synes har under denna tid även realinkomsten stigit. Härav följer, att man vid bestämning av inkomstelasticiteten måste taga hänsyn till propagandafaktorn; tydligen skulle man annars komma att överskatta elasticiteten.

§ 41. Beräkningarna och deras resultat.

Bearbetningen av statistiken i tab. 19 har skett efter samma metoder som i fråga om ägg och smör. De erhållna resultaten rörande mjölkefterfrågans elasticitet redovisas i tab. 20, som är uppställd i analogi med tab. 15 och 17.

Årsstatistiken rörande Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd omspannar den längsta tidsrymden och är så till vida ägnad att ge de tillförlitligaste resultaten. Betraktas i detta material mjölkens realpris som enda förklarande faktor, erhålles den i tab. 20 angivna priselasticiteten 0·22. Tab. 20 visar även, att mjölkpriset ensamt icke förmår förklara mer än en ringa del, 3 %, av mjölkförsäljningens variationer. Uppfattas i stället inkomsten som enda förklarande variabel, erhålles enligt tab. 20 inkomstelasticiteten 0·18. Tabellen antyder även, att materialet är otillräckligt för bestämning av både pris- och inkomstelasticitet. Som synes erhålles nämligen negativ priselasticitet, om pris och inkomst samtidigt betraktas som förklarande variabler. Tab. 20 visar även resultat av betingad elasticitetsbestämning: antagandet, att inkomstelasticiteten är 0·06, leder till priselasticiteten 0·13. Alternativt erhålles priselasticiteten 0·09, om man utgår från en inkomstelasticitet å 0·08.

Det framhölls redan i § 40 att prisleförskjutningarna i nyssberörda material äro obetydliga och att elasticitetsbestämningen därför måste anses osäker. Obestämdheten tager sig uttryck bl. a. däri, att resultatet väsentligt förändras, om man lämnar en mindre del av materialet utanför analysen. Grundar man elasticitetsbestämningen t. ex. på perioden 1925—36, erhålles med priset som förklarande variabel elasticiteten 0·43. Utelämnandet av de två senaste åren har alltså höjt elasticiteten till nästan det dubbla. Det är av intresse att skärskåda hithörande omständigheter mera i detalj.

Årsstatistiken i tab. 19 visar, att mjölkförsäljningen ökades kraftigt åren 1937 och 1938, medan en viss stegring av inkomsten ägde rum, under det att mjölkens realpris var tämligen konstant. Efterfrågeökningen får alltså sättas i samband med någon annan faktor, och det synes rimligt att uppfatta den i § 40 berörda mjölkpropagandan som en starkt bidragande orsak till den ökade konsumtionen. Givetvis låter det sig icke göra att kvantitativt beräkna verkan av denna faktor, och något försök till ytterligare analys av årsstatistiken skall ej heller göras. Sammanfattande kan sägas, att de erhållna värdena för mjölkefterfrågans pris- och inkomstelasticitet äro låga (0·1 å 0·2) och således ligga i nivå med den ur hushållsboksstatistiken beräknade inkomstelasticiteten (jfr tab. 13). Till följd av att blott smärre prisleförskjutningar ägt rum, tillåter materialet emellertid inga fullt säkra slutsatser om mjölkens priselasticitet.

Tab. 20. Mjölkefterfrågans priselasticitet för angivna tidsperioder och marknader.¹

Förklarande variabler: M a t e r i a l	Pris		Inkomst		Pris och inkomst			
	Pris- elast.	φ	Ink.- elast.	φ	Pris- elast.	Ink.- elast.	φ	φ^*
KF Stockholm 1925—38.....	0·22	0·97	0·18	0·91	-0·09	0·20	0·90	—
» » »	—	—	—	—	0·13	0·06	0·94	0·99
» » »	—	—	—	—	0·09	0·08	0·93	0·99
» » 1925—36.....	0·43	0·83	0·14	0·90	0·40	0·01	0·83	—
» » 1935—38.....	0·04	1·00	0·65	0·45	0·26	0·67	0·44	—
MMC » »	-0·24	0·99	0·58	0·21	-0·05	0·58	0·21	—
» » juli 1937—1938..	0·12	0·96	0·66	0·17	0·08	0·65	—	—
KF Göteborg 1936—38.....	-0·14	0·99	0·54	0·89	1·75	2·49	0·53	—
» Örebro 1935—38.....	-0·51	0·68	0·69	0·46	0·27	0·95	0·43	—
» Gävle 1936—38.....	-0·38	0·96	0·88	0·65	1·21	1·71	0·36	—
» Eskilstuna 1935—38.....	-2·25	0·44	1·00	0·52	-1·47	0·47	0·37	—
» Västerås »	-0·47	0·95	-0·02	1·00	-0·82	-0·11	0·89	—

Vad beträffar de övriga serierna i tab. 19 är först och främst att märka, att de omfatta endast några få år, och att de redan därför icke kunna väntas ge säkra hållpunkter för bedömande av efterfrågeelasticiteten. Härtill kommer, att även seriernas struktur försvårar eller omöjliggör en elasticitetsberäkning. Sålunda har mjölkpriset i Västerås knappast undergått någon som helst förändring under ifrågavarande period; i detta fall är det således principiellt omöjligt att med ledning av föreliggande statistik bestämma priselasticiteten. I de övriga städerna har mjölkens realpris stigit under den betraktade perioden. Samtidigt har dock även mjölkförsäljningen ökat. En analys utan hänsynstagande till övriga faktorer leder alltså genomgående till negativa och därför orimliga priselasticiteter. Förklaringen till konsumtionsökningen torde huvudsakligen ligga i de två förhållanden, som berördes på tal om årsstatistiken, nämligen dels de stigande inkomsterna, dels mjölkpropagandan. Dessa bägge faktorer ha samverkat under de år, halvårsstatistiken omspannar. Under sådana omständigheter är det tydligt, att halvårsstatistiken ligger illa till för en elasticitetsbestämning: Vid beräkning av priselasticiteten måste den inträffade inkomststegringen beaktas, men när även andra faktorer verkat i konsumtionsökande riktning, kommer man i så fall att överskatta inkomstelasticiteten, och detta i en utsträckning, som icke kan kvantitativt bedömas.

Halvårsstatistiken kan således icke anses fylla de krav, som äro förutsättning för en tillförlitlig efterfrågeanalys. För fullständighets skull och för att illustrera vådan av att utföra en elasticitetsberäkning på otillräckligt underlag redovisas emellertid i tab. 20 resultaten av en summarisk bearbetning av ifrågavarande statistik. Såsom redan antytts, erhållas negativa priselasticiteter, när priset betrak-

tas som enda förklarande variabel. Å andra sidan resultera beräkningarna i mycket högre inkomstelasticiteter såväl när priset och inkomsten som när inkomsten ensam begagnas för att förklara konsumtionsförändringarna. Enligt det föregående böra dessa inkomstelasticiteter reduceras med hänsyn till att en strukturell konsumtionsökning ägt rum under perioden samtidigt med att inkomsthöjningen verkat i samma riktning. För övrigt innehålla de enskilda kvantitetsserierna blott 6 å 8 data, och när både pris och inkomst införs som variabler, bli av detta skäl de resulterande elasticiteterna till största delen uttryck för rena tillfälligheter hos det statistiska materialet. Tab. 20 ger drastiska exempel härför, i det priselasticiteten varierar mellan -1.47 och $+1.75$. Till synes rimliga värden för priselasticiteten ha erhållits för Stockholm och Örebro, nämligen respektive 0.26 och 0.27 .

Den redovisade bearbetningen av mjölkstatistiken har följt samma metoder, som kommo till användning i fråga om ägg- och smörefterfrågan. Enligt § 28 böra de resulterande priselasticiteterna således uppfattas såsom gällande på lång sikt, och av teoretiska skäl bör vidare korttidselasticiteten för livsmedel vara större än långtidselasticiteten. Det är av intresse, att mjölkstatistiken i ett eller ett par fall ger en illustration till denna tidsvariation hos priselasticiteten. Från första till andra halvåret 1937 höjdes mjölkpriset i Gävle med 3.4% . Samtidigt minskades konsumtionsföreningens försäljning med närmare 3.4% ; den enligt formel (11) beräknade priselasticiteten är 1.0 . Den omedelbara reaktionen var således kraftig. Tab. 19 visar emellertid, att konsumtionen redan första halvåret 1938 gick upp igen till sin förra nivå. Det nyss erhållna värdet 1.0 gäller således blott på kort sikt; långtidselasticiteten är betydligt lägre. Även i ett par andra fall kan man i tab. 19 avläsa prisförändringar, som äro tillräckligt stora för att kunna läggas till grund för kalkyler av detta slag. Som ytterligare exempel på en dylik beräkning redovisas i tab. 20 en analys av de 3 sista halvårens statistik från Mellansvenska Mejeriföreningarnas Centralförbund.

Kap. 10. Priselasticiteten för kött och fläsk.

§ 42. Det statistiska materialet.

I fråga om olika köttslag och charkuterivaror ställes efterfrågeanalysen inför i viss mån säregna problem. Å ena sidan kännetecknas köttvarorna av en förhållandevis komplicerad efterfrågestruktur, där framför allt de många möjligheterna till inbördes substitution göra sig gällande. Men å andra sidan är det från tillämpningarnas synpunkt blott en del av efterfrågestrukturen, som behöver undersökas. Bortsett från säsongväxlingar röra sig nämligen de olika köttvarornas priser i stort sett parallellt, och det är därför tillräckligt att beräkna priselasticiteten under förutsättning av likformig prisförändring på samtliga köttvaror. Det är således av underordnat intresse att göra en så detaljerad analys som i fråga om smörefter-

Tab. 21. Statistik för beräkning av priselasticiteten hos efterfrågan på nöt- och kalvkött samt fläsk åren 1929—38 i Stockholm och i Stockholms konsumtionsförening.

År	Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd								Hela Stockholm					
	Nötkött		Kalvkött		Fläsk		Inalles		Nöt- och kalvkött samt fläsk					
	Kvan- titet	Real- pris	Kvan- titet	Real- pris	Kvan- titet	Real- pris	Kvan- titet	Real- pris	Kvan- titet	Real- pris	År	Kvan- titet	Real- pris	
1929	31·8	0·95	17·3	1·39	28·7	1·54	77·8	1·26	76·6	1·40	1922	70·7	1·46	
1930	33·2	0·98	19·2	1·39	30·6	1·42	83·0	1·24	77·8	1·41	23	69·3	1·41	
31	32·8	0·92	19·2	1·31	37·6	1·00	89·6	1·04	73·9	1·20	24	69·2	1·35	
32	33·6	0·82	19·0	1·22	38·3	1·02	90·9	0·99	81·4	1·11	1925	72·9	1·49	
33	34·9	0·75	19·2	1·09	33·9	1·02	88·0	0·93	73·3	1·07	26	70·4	1·45	
34	30·7	0·86	15·5	1·23	34·1	0·93	80·3	0·96	72·5	1·09	27	74·2	1·28	
1935	29·8	0·99	14·9	1·33	30·6	1·19	75·3	1·14	72·1	1·30	28	76·6	1·32	
36	27·4	1·07	13·6	1·37	27·9	1·32	68·9	1·23	68·9	1·36	—	—	—	
37	29·1	0·96	12·5	1·44	29·0	1·30	70·6	1·19	—	—	—	—	—	
38	29·7	0·99	12·0	1·50	28·2	1·40	69·9	1·24	—	—	—	—	—	

frågan, vars priselasticitet med avseende på förändringar i dels smörpriset, dels margarinpriset beräknades i kap. 8. För övrigt är att märka, att en motsvarande detaljundersökning icke är genomförbar i fråga om köttvaror, då ju som sagt årspriserna här rört sig parallellt, och hållpunkter således saknas för ett bedömande av de individuella prisernas inflytande på efterfrågan.

Tab. 21 innehåller den kvantitets- och prisstatistik, som ligger till grund för beräkningarna rörande priselasticiteten för olika köttslag. Tabellens första avdelning omfattar försäljningsstatistik för Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd. Liksom i tab. 14, 16 och 19 avse kvantitetssiffrorna årsförsäljningen per medlem. Prisserierna angiva vägda årsgenomsnittet av försäljningsprisen för respektive köttslag.

Tabellens andra avdelning visar en prisserie, som beräknats med ledning av Socialstyrelsens minuthandelspriser för Stockholm (publicerad i Statistisk Årsbok för Stockholms stad). Motsvarande kvantitetsserie grundar sig på sammanställningar rörande köttbesiktningen i Stockholm, publicerade i Stockholms Slakthus- och Saluhallsstyrelsens verksamhetsberättelser. Från elasticitetsbestämningens synpunkt störes denna statistik av vissa felkällor. Kvantitetsuppgifterna, vilka avse efterfrågan per invånare, äro sålunda ofullständiga i fråga om transporten av kött från Stockholm. Vidare är det icke frågan om den direkta konsumtionen, ty leveranserna till konserv- och charkuterifabriker äro inräknade. Därtill kommer, att kvantitetsuppgifterna äro beräknade med ledning av vissa genomsnittsvikter, som grunda sig på blott en ringa del av tillförseln till Stockholm. Till följd av angivna omständigheter måste besiktningensstatistiken anses ge relativt osäker grundval för elasticitetsbestämningar. En analys har emellertid utförts för fullständighets skull och redovisas i nästa par.

Tab. 22. Efterfrågeelasticiteter för nöt- och kalvkött samt fläsk åren 1929—38 inom angivna marknader.

Material	Pris- elast.	In- komst- elast.	Partiell elast. m. avs. på priset på		φ
			nöt- och kalvkött	fläsk	
Hela Stockholm, 1922—36					
Nöt- och kalvkött samt fläsk	0·15	—	—	—	0·94
D:o	—	0·34	—	—	0·79
D:o	0·12	0·33	—	—	0·74
Stockholms konsumtionsförening 1929—38					
Nöt- och kalvkött samt fläsk	0·63	—	—	—	0·71
D:o	—	0·41	—	—	0·94
D:o	0·76	0·68	—	—	0·44
Nötkött	0·55	—	—	—	0·62
»	—	0·32	—	—	0·93
»	0·59	0·41	—	—	0·43
Kalvkött.....	1·26	—	—	—	0·77
»	—	0·82	—	—	0·92
»	1·63	1·33	—	—	0·49
Fläsk	0·57	—	—	—	0·53
»	—	0·28	—	—	0·98
»	0·64	0·59	—	—	0·31
Nötkött	0·66	0·39	—	—0·06	0·41
Kalvkött.....	2·02	1·32	—	—0·27	0·46
Fläsk	0·54	0·61	0·25	—	0·28

För bägge ovannämnda material har elasticitetsberäkningen skett med användande av inkomstserien i tab. 16, kol. 14.

Sveriges Slakteriförbund har ställt till utredningens förfogande sin ytterst detaljerade marknadsstatistik. I sinom tid kommer denna att kunna lämna synnerligen värdefullt material för efterfrågeundersökningar; ännu omfattar den dock för kort tid för att medge några säkra elasticitetsbestämningar.

Under insamlandet av primärmaterial riktades även en förfrågan till Norrmalms Livsmedelsaktiebolag, huruvida bolaget kunde bidra med pris- och försäljningsstatistik. I princip visade det sig möjligt att iordningsställa sådant material. Emellertid skulle kostnaden härför bli så stor, att undersökningen ansetts böra avstå från den mer allsidiga bild av efterfrågestrukturen, som därmed skulle vinnas.

§ 43. Priselasticiteten för nöt- och kalvkött samt fläsk.

De på tab. 21 grundade elasticitetsberäkningarna redovisas i tab. 22, som är uppställd på samma sätt som tab. 16.

Besiktningssstatistiken har som synes givit priselasticiteter, som äro låga i jäm-

förelse med de i tab. 13 redovisade och ur hushållsboksstatistik beräknade inkomst-elasticiteterna. Och i strid mot den på teoretisk väg härledda relationen (111) resulterade analysen i lägre pris- än inkomstelasticitet. Dessa omständigheter i förening synas bekräfta, att de i § 42 nämnda felkällorna göra besiktningensstatistiken oanvändbar som grundval för elasticitetsbestämning.

Statistiken rörande Stockholms konsumtionsförening har givit synnerligen intressanta resultat. Tab. 22 visar, att beräkningar avseende sammanlagda efterfrågan på nöt- och kalvkött samt fläsk givit priselasticiteten 0.76 och inkomst-elasticiteten 0.68. Av tabellen framgår vidare, att pris- och inkomstförändringarna förklara 56 % av kvantitetsseriens variationer. Motsvarande beräkningar ha utförts för vart och ett av ifrågavarande köttslag. Den högsta priselasticiteten har erhållits för kalvkött, nämligen 1.63. Detta är över huvud den största priselasticitet, som framkommit vid föreliggande undersökning. Som allmänt omdöme om de erhållna pris- och inkomstelasticiteterna för olika köttslag kan sägas, att de stå i naturligt förhållande till varandra och — i betraktande av att elasticiteterna för konsumtionsföreningen böra vara relativt stora — till de i tab. 12—13 redovisade inkomstelasticiteterna.

I § 42 har framhållits, att prisserierna för de olika köttslagen i huvudsak förlöpa parallellt. De redovisade elasticiteterna måste givetvis tolkas i enlighet härmed, d. v. s. såsom gällande under förutsättning av likformiga prisrörelser på samtliga köttslag. Om å andra sidan en isolerad prisförändring genomföres, t. ex. för fläsk, har man att räkna med högre priselasticitet. Vi ha också antytt, att man ur den föreliggande statistiken icke med säkerhet kan fastställa nivån för denna högre elasticitet. I detta fall saknas således material för att på ett tillförlitligt sätt bestämma de elasticiteter, som motsvara de i tab. 18, kol. 4 och 10 redovisade resultaten beträffande smörefterfrågans känslighet med avseende på förändringar i margarinpriset. Detta bekräftas även av verkställda beräkningar. Resultat av sådana försök visas på de 3 sista raderna i tab. 22. Redan av den ringa nedgången i φ -värdena framgår, att de erhållna elasticiteterna äro osäkra.

Kap. 11. Jämförande översikt av beräknade pris-elasticiteter.

§ 44. Sammanfattning av huvudresultaten.

Denna par. ger en kortfattad översikt av priskänsligheten hos efterfrågan på jordbruksprodukter, sådan den framstår i ljuset av föreliggande undersökning. Sammanställningen bygger i första rummet på de i kap. 7—10 redovisade beräkningarna rörande priselasticitet. Dessa elasticiteter betraktas mot bakgrund av dels de teoretiska rönen i avsnitten I—II, dels den i kap. 6 framlagda, på hushållsboksstatistik baserade utredningen om inkomstelasticiteten för livsmedel och övriga budgetposter. Framställningen tar särskilt sikte på sådana omständigheter, som

böra beaktas, när det gäller att i praktiken utnyttja elasticitetsbetsämningarna vid prispolitiska frågeställningar.

Ekonomiska nyttigheter kunna i stort sett ordnas efter styrkan av det föreliggande behovet, varvid ytterligheterna utgöras av å ena sidan de absoluta nödvändighetsvarorna, å andra sidan den rena lyxen. En sådan gradering uttrycker helt enkelt, att efterfrågan först och främst inriktar sig på de elementära förnödenheterna, medan de lyxbetonade behoven tillgodoses i andra hand. Helt allmänt gäller, att denna rangordning tager sig uttryck i efterfrågans olika känslighet för prisförändringar: under i övrigt lika betingelser är en varas priselasticitet desto mindre, ju mer outhärlig varan är. Samma gäller beträffande efterfrågans känslighet för inkomstförändringar. — Till gruppen av absoluta nödvändighetsvaror höra i första rummet de viktigaste livsmedlen, däribland de flesta av de jordbruksprodukter, som behandlas i denna undersökning. Man kan således utgå från, att dessa produkter ha lägre efterfrågeelasticitet än övriga förnödenheter, d. v. s. att deras efterfrågan är jämförelsevis okänslig för pris- och inkomstförändringar.

För var och en av de betraktade jordbruksprodukterna redovisas i kap. 7—10 flera bestämmningar av priselasticiteten, avseende olika tidsperioder, skilda marknader o. s. v. Såsom vi strax skola precisera, ha de alternativa beräkningarna delvis olika innebörd. Följande uppställning anger genomsnittsvärden, som erhållits för de olika produkternas priselasticitet.

Mjök	0.2 à 0.3	
Kött och fläsk	c:a 0.7	
Smör och margarin	0.4 à 0.5	
Smör	a) 0.7 à 0.8	b) 1.4 à 1.5
Ägg	c:a 1.0	

I fråga om beräkningarnas detaljer hänvisas till kap. 7—10. Vi skola nu från allmänna synpunkter betrakta resultaten och deras räckvidd.

För det första är att märka, att efterfrågan av en vara företer olika priselasticitet på olika marknader. Marknadens genomsnittliga köpkraft torde spela den största rollen vid efterfrågans gestaltning; vid sidan härav kunna även geografiskt betingade faktorer vara av betydelse. I allmänhet gäller, att priskänsligheten är desto mindre, ju högre genomsnittsinkomst marknaden uppvisar. — Ovan angivna priselasticiteter hänföra sig närmast till Konsumtionsföreningen Stockholm med Omnejd. I vissa fall har för efterfrågeanalys erforderlig statistik förelegat och blivit bearbetad även för andra marknader, såsom hela Stockholm och hela riket. Att döma av erhållna resultat erfordra ovanstående priselasticiteter någon reduktion för att kunna tillämpas på stockholmsmarknaden i dess helhet. Genomsnittselasticiteterna för hela riket synas däremot ligga i överkant av de angivna värdena.

När en vara förekommer i skilda kvaliteter, åtföljes en prisförändring i allmänhet av en efterfrågeförskjutning mellan de olika sorteringarna. Motsvarande gäller beträffande substituerande varuslag, såsom smör och margarin. Ovan anförda värden böra i sådant fall uppfattas som genomsnittselasticiteter, gällande sammanlagda efterfrågan vid en likformig prisförändring av samtliga kvaliteter eller varuslag. För övrigt komma vid en sådan likformig prisförändring elasticiteterna för de olika

kvaliteterna att gruppera sig kring genomsnittselasticiteten, närmare bestämt på så sätt, att priskänsligheten stiger med kvaliteten. Om å andra sidan en isolerad prisförändring genomföres för ett av varuslagen i gruppen, kommer efterfrågan av denna vara att förskjutas mera än i det förut betraktade fallet. Med andra ord, priskänsligheten är större för en isolerad än för en likformig prisförändring. — De i uppställningen anförda smörelasticiteterna ge prov på det antydda förhållandet, i det att värdet 0·7 å 0·8 gäller under förutsättning av en likformig prisförändring för smör och margarin, under det att värdet 1·4 å 1·5 hänför sig till det fall, då smörpriset förändras, medan margarinpriset hålles konstant. Vidare är att märka, att skillnaden mellan dessa elasticiteter anger smörefterfrågans elasticitet med avseende på en förändring i margarinpriset. Vad beträffar smör och margarin avser det angivna värdet (0·4 å 0·5) priselasticiteten för sammanlagda efterfrågan vid en likformig höjning av smör- och margarinpriserna.

Prisförändringar följas icke blott av förskjutningar mellan olika kvaliteter och direkta substitut, ty i viss mån kunna även olika livsmedel ersätta varandra. Nyssberörda rön äga därför motsvarande generellare giltighet. Sålunda kan t. ex. äggefterfrågans priselasticitet uppfattas som ett samlat uttryck för två tendenser vid en prisförändring, säg en prishöjning, nämligen dels en överflyttning av efterfrågan från ägg till andra livsmedel, vilkas priser icke förändrats, dels en verklig inskränkning av konsumtionen. Dessa sakförhållanden äro av betydelse för efterfrågeanalysens praktiska tillämpning. I stor utsträckning hänför sig nämligen den analyserade prisstatistiken till isolerade prisförändringar, och de registrerade efterfrågevariationerna äro följaktligen större än vad de skulle varit, om de olika livsmedelspriserna rört sig parallellt. Med andra ord, därest en generell och likformig prisförändring genomföres för de viktigare livsmedlen, kan man räkna med att priselasticiteterna visa sig vara lägre än de i uppställningen angivna.

För bedömande av efterfrågans reaktion vid en generell förändring av livsmedelspriserna ge de i kap. 6 redovisade beräkningarna rörande inkomstelasticitet vissa hållpunkter. Dessa beräkningar äro baserade på hushållsboksstatistik, och de erhållna elasticiteterna äro ett mått på efterfrågans känslighet för inkomstförändringar. För den enskilda budgeten kommer det emellertid i det närmaste på ett ut, om den disponerade inkomsten förändras, eller om en motsvarande allmän prisrörelse äger rum. Med hänsyn härtill synes det rimligt att uppfatta de ur hushållsboksstatistiken erhållna inkomstelasticiteterna såsom priselasticiteter, gällande vid generella, likformiga prisförändringar. Denna tolkning förutsätter, att prisrörelsen berör samtliga budgetposter; vid en prisförändring enbart på livsmedel blir efterfrågereaktionen i viss mån en annan. Emellertid torde man beträffande födoämnen kunna räkna med att en generell förändring av deras pris påverkar efterfrågan av respektive livsmedel ungefärligen i enlighet med deras inkomstelasticitet. Ifrågavarande inkomstelasticiteter redovisas i tab. 12—13. I dessa tabeller angivas dels kvantitets-, dels utgiftselasticitet. Det synes vara den senare, som närmast motsvarar priselasticiteten vid en generell förändring av livsmedelspriserna. För övrigt framgår av dessa tabeller, att efterfrågans känslighet är olika för olika socialklasser, vilket står i överensstämmelse med vad som förut framhållits beträffande priselasticitetens variation från marknad till marknad.

De redovisade priselasticiteterna ha härletts ur statistik rörande efterfrågans gestaltning vid olika prislägen. Av sättet för deras beräkning följer, att priselasticiteten anger, i vilken utsträckning de inträffade prisförändringarna åtföljts av motsvarande förändringar i konsumtionen. Härvid är att märka, att de registrerade prisrörelserna hålla sig inom vissa bestämda gränser. Denna omständighet är av betydelse för resultatens praktiska användbarhet. I själva verket är efterfrågans känslighet för prisförändringar olika stor vid olika prisnivåer. Generellt gäller, att elasticiteten är desto större, ju högre prisnivå, man befinner sig på. Vidare förhåller det sig så, att den statistiskt beräknade elasticiteten hänför sig till den prisnivå, som genomsnittligen var rådande under den tidrymd, statistiken omfattar. Vid prisförändringar ovanför denna nivå har man alltså att räkna med högre elasticitet, och vice versa.

I fråga om verkningarna av en prisförändring är det av vikt att skilja mellan efterfrågans reaktion på kortare och på längre sikt. Vad beträffar livsmedel, synes en höjning av ett varupris ofta omedelbart följas av en markerad inskränkning av konsumtionen, delvis till förmån för matvaror med oförändrade priser. Reaktionen går emellertid så småningom tillbaka, i den mån man vänjer sig vid det nya läget och anpassar sig därefter. I sådant fall är efterfrågans långtidselasticitet mindre än dess korttidselasticitet. — De i början av denna par. sammanställda resultaten avse närmast efterfrågans elasticitet på längre sikt. Överhuvud har undersökningen i första hand inriktat sig på långtidselasticiteten, då det ju främst är denna, som är av intresse för prispolitiken. Dock ha åtskilliga beräkningar genomförts i syfte att bestämma de elasticiteter, som gälla på kortare sikt. Såsom redan antytts, ge resultaten vid handen, att livsmedelsefterfrågans korttidselasticitet ofta är betydligt större än dess långtidselasticitet.

Mjolk, smör, ägg och kött äro de jordbruksprodukter, för vilka marknadsstatistik funnits tillgänglig och priselasticiteter blivit beräknade. Vad beträffar övriga livsmedel, kan man bilda sig en uppfattning om deras priselasticitet med ledning av de förutnämnda inkomstelasticiteterna i tab. 12. Härvid har man givetvis att taga hänsyn till den skillnad, som enligt beräkningarna rörande nyssnämnda jordbruksprodukter råder mellan pris- och inkomstelasticitet, och som redan blivit föremål för kommentarer i denna översikt. En dylik jämförelse ger till resultat, att priselasticiteten är liten, kanske noll, för sådana varor som mjöl, fett, flott etc., medan den torde vara större än 1 för fisk och finare vegetabilier, liksom för tobak och dryckesvaror. En mellanställning intages av många viktiga livsmedel, såsom bröd, ost, socker och kaffe.

§ 45. Några jämförelser med utländska efterfrågeundersökningar.

Föreliggande arbete synes vara den första systematiska elasticitetsanalys, som utförts på grundval av svensk statistik. Det skulle givetvis vara av intresse att till jämförelse ge en sammanställning av de i den ekonomiska litteraturen redovisade och på utländskt material baserade beräkningarna rörande efterfrågestrukturen. Det har emellertid visat sig, att en sådan sammanställning icke kan begränsas till en tablå över beräknade elasticiteter. För att icke utsättas för risk

att bli missförstådda måste resultaten nämligen förse med utförliga kommentarer beträffande material, metoder m. m. Uppgiften skulle därför bli alltför omfattande för att kunna anses falla inom ramen av föreliggande undersökning. När framställningen nu avslutas med en utblick över utländska efterfrågeundersökningar, eftersträvas således ingen fullständighet. Det begränsade syftet är att sammanfatta de viktigaste av de omständigheter, som böra beaktas vid jämförelse mellan olika efterfrågeundersökningar samt att återge de mest representativa resultaten av utländska elasticitetsberäkningar.

Uppgiften att beräkna en varas efterfrågeelasticitet hör till de frågor, som äro lätta att ställa men vanskliga att tillförlitligen besvara. I all synnerhet gäller detta priselasticiteten. Den största svårigheten ligger däri, att uppgiften ställer mycket stora krav på det statistiska materialet. För att man skall kunna bilda sig en säker, kvantitativ uppfattning om efterfrågans känslighet för prisförändringar, erfordras en löpande marknadsstatistik, som icke blott sträcker sig över en längre tidsperiod utan även ger prov på betydande prisförändringar, såväl höjningar som sänkningar. Dessutom ligger det i elasticitetsberäkningens natur, att ett till synes obetydligt fel i kvantitets- eller prisstatistiken kan medföra avsevärd förändring i den resulterande elasticiteten. Det är därför ytterst angeläget, att primärmaterialet är fritt från systematiska och andra fel. Idealet är, att statistiken hänför sig till en sluten marknad, t. ex. ett bestämt distrikt eller en affär med fast kundkrets. En ekonomisk statistik, som upplagts för andra ändamål än efterfrågeanalys, lämnar naturligt nog ofta åtskilligt att önska härvidlag. Exempelvis innehåller den officiella mejeristatistiken inga uppgifter om den enskilda mjölkhanteringen, köttbesiktningssstatistiken ger ofullständig upplysning om transport av stämplat kött från det ena distriktet till det andra, o. s. v. För elasticitetsberäkning erfordras således i regel en med tanke på detta speciella ändamål upprättad statistik.

De för elasticitetsberäkningen grundläggande formlerna kunna tyvärr tillämpas även på bristfällig eller otillräcklig statistik. Och lika litet som andra formler kunna de avge någon varningssignal, när sådant missbruk äger rum, med andra ord när de resulterande elasticiteterna äro av tvivelaktig ekonomisk realitet. Det skulle föra för långt att mot bakgrund av de ovan angivna önskemålen granska primärmaterialen till de utländska elasticitetsberäkningar, som beröras i det följande. I detta sammanhang må emellertid framhållas, att föreliggande undersökning varit synnerligen lyckligt lottad i fråga om statistiskt material. Sålunda äro de i kap. 6 redovisade beräkningarna rörande inkomstelasticitet baserade på den tillförlitliga, detaljerade och ytterst omfattande svenska hushållsboksstatistiken. Bland primärmaterialen till priselasticitetsbestämningarna må särskilt nämnas den från Kooperativa Förbundet erhållna statistiken rörande försäljningen i olika konsumtionsföreningar. Den enskilda föreningen utgör i det närmaste en sluten marknad, och denna statistik kommer således nära det förutnämnda idealet. Material av största intresse har ställts till utredningens förfogande även genom centralorganisationer inom jordbrukets ekonomiska föreningsrörelse. Tyvärr omspanner denna statistik ännu icke tillräckligt många år för att ge fullt säkra hållpunkter för elasticitetsberäkning.

Av översikten i § 44 framgår, att man vid olika frågeställningar har att räkna med olika elasticitetsvarianter, såsom korttids- och långtidselasticitet, kvantitets- och utgiftselasticitet o. s. v. I betraktande härav är det naturligt, att det finns olika metoder för elasticitetsbestämning och att man icke behöver fordra, att olika metoder skola ge samma resultat; de ifrågavarande beräkningssätten kunna nämligen avse olika elasticitetsvarianter. Redan härav framgår betydelsen av att beakta metodfrågan, när man jämför olika elasticitetsundersökningar. Detta gäller desto mer, som vissa förekommande metoder äro direkt vilseledande, i det de systematiskt ge för stora elasticiteter. Den följande framställningen kommer därför att delvis utformas till en metodkritisk översikt.

Den statistiska efterfrågeanalysens utvecklingshistoria sträcker sig knappast längre tillbaka än 25 år. Icke desto mindre kan området uppvisa en rik litteratur. Det värdefullaste bidraget är av flera skäl det nyligen utgivna, 817 sidor starka arbetet av H. SCHULTZ: *The theory and measurement of demand* (Chicago, 1938). Vi skola nu redogöra för några av SCHULTZ' viktigaste resultat.

Arbetet inledes med en teoretisk del, där SCHULTZ ger en översikt av olika metoder för bestämning av pris- och inkomstelasticitet. Redan detta avsnitt tillgodoser ett länge känt behov. Den tidigare litteraturen på området är nämligen i hög grad svåröverskådlig, vilket till stor del beror på att en mängd metoder för elasticitetsbestämning föreslagits, utan att de samtidigt blivit föremål för kritisk granskning och inbördes jämförelse.

Andra avsnittet ger en detaljerad redogörelse för omfattande beräkningar rörande priselasticitet. Undersökningarna avse 10 vegetabiliska jordbruksprodukter och äro grundade på årsstatistik 1875—1929 över sammanlagda efterfrågan i U. S. A., uttryckt per invånare, i vissa fall per boskapsenhet. SCHULTZ utför elasticitetsbestämningen med hjälp av regressionsteknik, och parallella beräkningar genomföres enligt 6 olika varianter därav. I huvudsak ha dessa metoder utformats av H. L. MOORE, en av föregångsmännen inom efterfrågeanalysen. Ifrågavarande metoder omfatta 3 huvudvarianter, nämligen a) den i § 10 beskrivna regressionsmetoden, kompletterad med trendanalys enligt formler av typen (115), b) »trendkvot»-metoden: kvantitets- och prisserierna utjämnas med trender, och elasticitetsbestämningen utföres på grundval av de serier, som erhållas genom att dividera de ursprungliga serierna med respektive trendserier, c) »kedjekvot»-metoden: primärmaterialet transformeras på så sätt, att varje element i en serie divideras med närmast föregående, och elasticitetsbestämningen genomföres sedan med användande av de sålunda kedjevis bildade kvotserierna. För var och en av dessa varianter utföres beräkningarna både med och utan den logaritmiska transformation av primärmaterialet, som behandlats i § 18.

Det från metodologisk synpunkt viktigaste resultatet av SCHULTZ' beräkningar är, att de 6 nämnda metoderna äro praktiskt taget likvärdiga. Såsom framgår av tab. 47 i SCHULTZ' arbete, ha nämligen för varje material de olika varianterna givit nästan överensstämmande elasticiteter. I en sammanställning av dessa räcker det därför att återge de resultat, som äro grundade på endera av metoderna. De i följande uppställning anförda elasticiteterna ha erhållits genom tillämpning av den ovan under a) angivna metoden på det logaritmiskt transformerade primärmateri-

alet; dock är att märka, att elasticiteterna för korn och råg härletts på mer komplicerat sätt. Beräkningarna hänföra sig, där ej annat anges, till perioden 1915—29 med undantag för krisåren 1917—21.

Priselasticiteter i U. S. A. 1915—16, 1922—29, enligt H. SCHULTZ.

Socket	0·31	Vete (1921—34)	0·19
Majs	0·49	Havre (1915—16, 1924—29)	0·56
Bomull (1914—29)	0·12	Korn	0·39
Hö	0·43	Råg	2·44
Potatis	0·31	Bovete	0·99

Ovanstående elasticiteter ha beräknats enligt en metod, som i endast ett hänseende avviker från den vid föreliggande undersökning begagnade. Såsom redan antytts, består olikheten däri, att H. SCHULTZ till skillnad från oss inför tidsvariabeln som förklarande faktor. Enligt § 28 erhålles exakt samma resultat som vid det av SCHULTZ valda förfarandet, om man före elasticitetsbestämningen rensar bort en logaritmiskt linjär trend ur såväl kvantitets- som prisserien. Denna metod är således ägnad att ur kvantitetsserien eliminera inflytandet av sådana yttre faktorer, som på lång sikt kunna framkalla en förskjutning i efterfrågan. Metoden är med andra ord ägnad att renodla inverkan på efterfrågan av de faktorer, som vid sidan av tidsfaktorn betraktas som förklarande variabler. I vissa fall, särskilt om det statistiska materialet är bristfälligt, kan detta vara en styrka hos ifrågasvarande metod. Å andra sidan avstår den av SCHULTZ begagnade metoden från att taga hänsyn till den långtidsutveckling, som prisserien kan uppvisa. Så är däremot icke fallet med den metod, som använts vid våra beräkningar. Vi ha i § 28 även sett, att den avvikelse mellan resultaten, som betingas härav, sammanhänger med skillnaden mellan korttids- och långtidselasticitet. Närmare bestämt bör en eventuell avvikelse tolkas så, att den av SCHULTZ valda metoden närmast avser bestämning av korttidselasticiteter, medan den av oss tillämpade snarare leder till långtidselasticiteter.

Enligt § 25 ha konsumtionsvaror i allmänhet en elasticitet, som är mindre på längre än på kortare sikt. På grund härav kunna således de av SCHULTZ redovisade elasticiteterna möjligen erfordra en viss reduktion för att bli direkt jämförbara med de i föreliggande utredning framlagda resultaten. Samma gäller för övrigt beträffande alla de av SCHULTZ prövade varianterna, eftersom de ju som nämnt resulterat i lika elasticiteter. I den mån denna överensstämmelse äger allmän räckvidd, kan man alltså räkna med att även trendkvot- och kedjekvotmetoderna närmast ägna sig för beräkning av korttidselasticiteter.

I tredje och sista avsnittet utvecklar H. SCHULTZ en efterfrågeteori för sådana varor, som antingen komplettera eller ersätta varandra. Analysen illustreras med en statistisk elasticitetsbestämning, avseende efterfrågan på nötkött, fårkött och fläsk. Metoden är här exakt densamma som i föreliggande undersökning, då SCHULTZ vid dessa beräkningar icke infört tiden som förklarande variabel. Resultaten ha i SCHULTZ' arbete sammanställts i tab. 64, varav nedanstående är ett utdrag.

Priselasticiteter i U. S. A. 1922—33, enligt H. SCHULTZ.

	Efterfrågeelasticitet med avseende på realpriset för		
	nötkött	fläsk	fårkött
Nötkött	0·86	— 0·10	— 0·20
Fläsk	— 0·19	0·70	0·00
Fårkött	— 0·63	— 0·37	1·80

I stort sett äro resultaten som synes analoga med de i vår tab. 22 redovisade elasticiteterna. Känsligast för prisförändringar är efterfrågan på fårkött, vars priselasticitet enligt SCHULTZ är 1·80. Denna efterfrågan är även känslig för prisförändringar för de övriga köttslagen. Priselasticiteten är här negativ; en prishöjning å nötkött eller fläsk medför således en ökning av efterfrågan på fårkött.

Sammanfattande torde kunna sägas, att de i föreliggande arbete redovisade elasticitetsbestämningarna stå i så god överensstämmelse med SCHULTZ' resultat, som man kan vänta sig i betraktande av skillnaden mellan amerikanska och svenska förhållanden. Detta är för övrigt blott naturligt, enär vi ju sett, att i huvudsak samma metoder ligga till grund för de två undersökningarna. Vad beträffar skillnaden i beräkningssätt må nämnas, att flera framstående forskare på efterfrågeanalysens område framhållit, att man icke bör rensa bort trenderna i primärmaterialen före elasticitetsbestämningen. Bland de nationalekonomer, som sålunda kunna åberopas till stöd för det av oss tillämpade förfarandet, märkes exempelvis C. F. Roos, f. d. föreståndare för utredningsavdelningen inom National Recovery Administration (se [Q]).

Av de många efterfrågeundersökningar, som redovisas i den ekonomiska litteraturen, är det förhållandevis få, som avse animaliska jordbruksprodukter (se t. ex. [D], sid. 191 f.). En jämförelse med de nu framlagda elasticitetsberäkningarna ger vid handen, att resultaten i allmänhet ligga i nivå med vad som förefaller rimligt med hänsyn till å ena sidan skillnaderna i fråga om tid och rum, å andra sidan olikheterna mellan de begagnade metoderna. Härvid måste dock undantag göras för den grupp av elasticitetsbestämningar, som baserar sig på de i § 14 beskrivna ortogonala och diagonala regressionslinjerna. Beräkningar enligt dessa linjer ha nämligen resulterat i väsentligt högre elasticiteter än våra. En förklaring härtill ges av den i § 17 genomförda utredningen, som visar, att de ortogonala och diagonala regressionslinjerna äro ägnade att systematiskt överskatta elasticiteten. Genom tab. 2 klarlägges i ett konkret fall, att ifrågavarande metoder leda till självmot-sägande resultat. — Vid en omfattande undersökning av mjölkefterfrågan i Norge ha R. FRISCH och T. HAAVELMO grundat elasticitetsbestämningen på diagonalmetoden. De erhållna elasticiteterna äro synnerligen höga (se [L], sid. 47). Särskilt gäller detta inkomstelasticiteterna, vilka alla ligga mellan 0·85 och 2·08; exempelvis har hushållsboksstatistik 1927—28 för respektive Oslo och Bergen givit värdena 1·18 och 0·95. Priselasticiteten varierar mellan 0·36 och 1·15. Det förefaller rimligt, att de flesta av dessa värden erfordra kraftig reduktion på grund av det systematiska fel, som enligt vad vi veta vidlåder de vid ifrågavarande undersökning begagnade metoderna. Här är emellertid icke platsen att ingå på

en detaljerad kritik av arbetet, som för övrigt är av stort intresse i flera hänseenden.

Vad beträffar beräkning av inkomstelasticiteter med ledning av hushållsboksstatistik, följer vår utredning i huvudsak de metoder, som föreslagits av J. MARSCHAK. I MARSCHAKS arbete redovisas blott några få elasticitetsberäkningar (se [O], sid. 108). De viktigaste av dessa återges nedan.

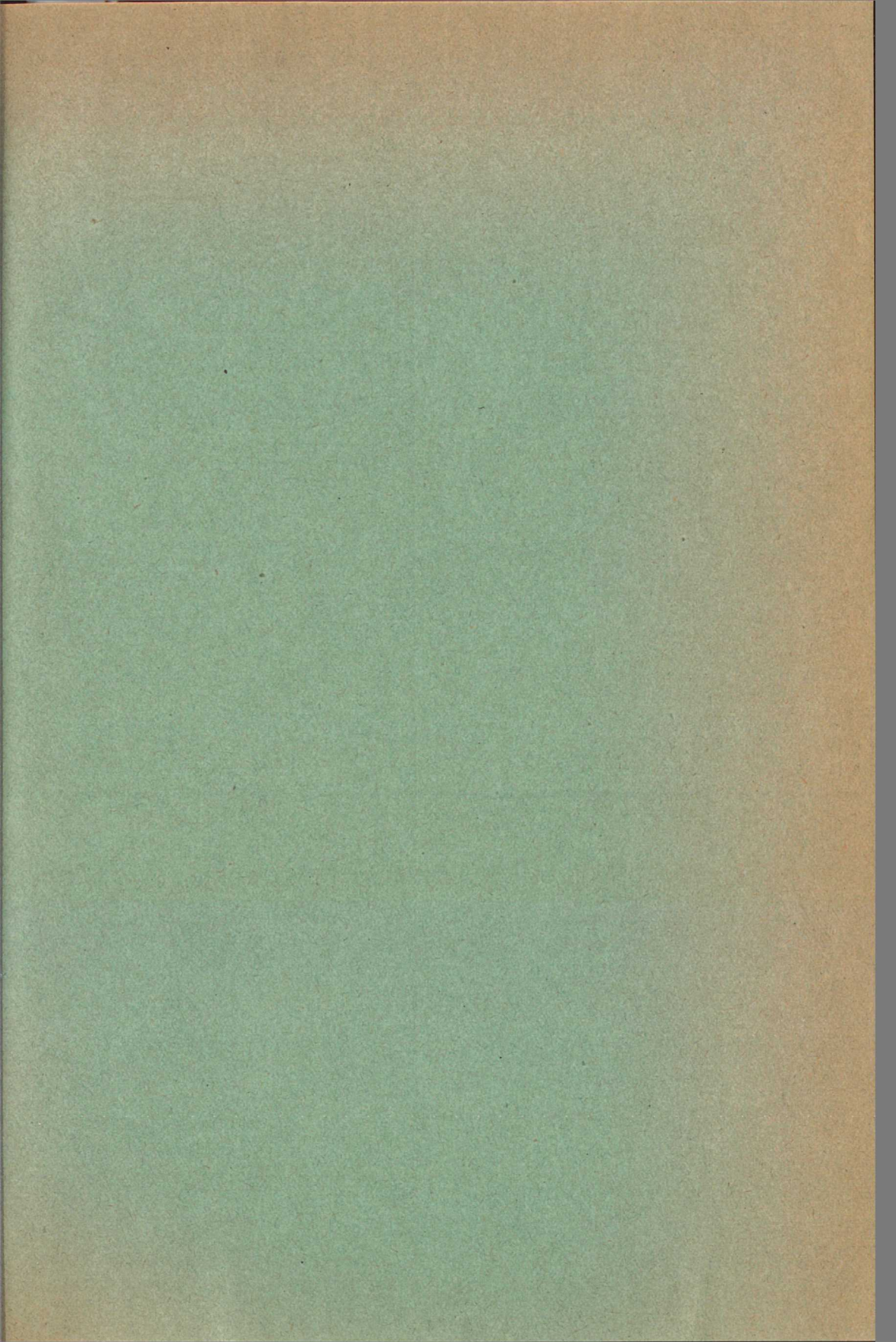
*Inkomstelasticitet hos tyska arbetar- och tjänstemannahushåll år 1907, enligt
J. MARSCHAK.*

Bostad	0·98	Kött och fläsk, fisk	0·71
Bränsle och lyse	0·32	Socker	0·38
Tvätt	1·15	Tobak	1·01

På detta område märkes även ett intressant arbete av R. G. D. ALLEN och A. L. BOWLEY [F]. De av ALLEN och BOWLEY angivna elasticiteterna ha emellertid icke beräknats med uppdelning av materialet på olika familjetyper och äro ej heller i andra avseenden direkt jämförbara med de i föreliggande undersökning framlagda beräkningarna.

Förteckning över anförd litteratur.

- [A] Sveriges off. statistik: *Levnadskostnaderna i Sverige 1913—14*, del I—III. Stockholm (1917—21).
- [B] Sveriges off. statistik: *Levnadskostnaderna i städer och industrier omkring år 1923*. Stockholm (1929).
- [C] Sveriges off. statistik: *Levnadsvillkor och hushållsvanor i städer och industrier omkring år 1933*. Stockholm (1938).
- [D] Final report of the mixed committee of the League of Nations on the relation of nutrition to health, agriculture and economic policy: *Nutrition*. Genève (1937).
- [E] R. G. D. ALLEN: *Mathematical analysis for economists*. London (1938).
- [F] R. G. D. ALLEN och A. L. BOWLEY: *Family expenditure*. London (1935).
- [G] M. EZEKIEL: *Methods of correlation analysis*. New York (1930).
- [H] R. FRISCH: *Correlation and scatter in statistical variables*. Nordisk Statist. Tidskr. 8 (1929).
- [K] R. FRISCH: *Confluence analysis*. Oslo (1935).
- [L] R. FRISCH och T. HAAVELMO: *Efterspørselen efter melk i Norge*. Statsökonomisk Tidsskrift 52 (1938).
- [M] R. FRISCH och F. WAUGH: *Partial time regression as compared with individual trends*. Econometrica 1 (1933).
- [N] T. KOOPMANS: *Linear regression analysis of economic time series*. Haarlem (1937).
- [O] J. MARSCHAK: *Elastizität der Nachfrage*. Tübingen (1931).
- [P] W. F. OGBURN: *Analysis of the standard of living in the district of Columbia in 1916*. Publ. Amer. Stat. Ass. 16 (1919).
- [Q] C. F. ROOS: *Dynamic economics*. Bloomington, Ind. (1934).
- [R] H. SCHULTZ: *The theory and measurement of demand*. Chicago (1938).
- [S] A. TSCHUPROW: *Grundbegriffe und Grundprobleme der Korrelations-theorie*. Berlin (1925).
- [T] E. T. WHITTAKER och G. ROBINSON: *The calculus of observations*, 2:a uppl. London (1926).
- [U] F. M. WILLIAMS och C. C. ZIMMERMANN: *Studies of family living in the United States and other countries: An analysis of material and method*. U. S. Dept. Agricult. Misc. Publ. 223 (1935).
- [V] G. U. YULE: *An introduction to the theory of statistics*, 8:e uppl. London (1927).



Statens offentliga utredningar 1940

Systematisk förteckning

(Siffrorna inom klammer beteckna utredningarnas nummer i den kronologiska förteckningen.)

Allmän lagstiftning. Rättsskipning. Fångvård.

Betänkande med förslag till lag om ändrad lydelse av 8 kap. strafflagen m. m. jämte därmed sammanhängande författningar. [8]

Betänkande med förslag rörande offentliga rättshjälpsanstalter. [11]

Statistisk utredning angående förvaltningskostnader m. m. i konkurser. [13]

Statsförfattning. Allmän statsförvaltning.

Promemoria med förslag till vissa åtgärder mot missbruk av tryckfriheten. [5]

Kommunalförvaltning.

Statens och kommunernas finansväsen.

Politi.

Nationalekonomi och socialpolitik.

Betänkande med utredning och förslag ang. inrättande av fritidsreservat för städernas och de fattigtbebyggda samhällenas befolkning. [12]

Hälso- och sjukvård.

Allmänt näringsväsen.

Betänkande med förslag till kungörelse ang. kontroll å handeln med ost samt viss lagstiftning ang. korvvaror. [9]

Fast egendom. Jordbruk med binäringar.

Betänkande ang. uppgörelse mellan Kungl. Maj:t och kronan samt Stockholms stad rörande vissa markfrågor m. m. i Stockholm. [6]

Efterfrågan på jordbruksprodukter och dess känslighet för pris- och inkomstförändringar. [16]

Vattenväsen. Skogsbruk. Bergsbruk.

Betänkande med förslag till åtgärder för befordrande av produktionen å enskilda skogar i vissa delar av Norrland. [3]

Industri.

Handel och sjöfart.

Kommunikationsväsen.

Betänkande och förslag ang. förhållandet mellan arbetsuppgifter och löneställning vid statens järnvägar. Del 1. [14]

Betänkande med förslag rörande skärgårdarnas behov av förbättrade kommunikationer. Del 2. [15]

Bank-, kredit- och penningväsen.

Försäkringsväsen.

Betänkande med förslag till lag om krigsskadeersättning. [4]

Betänkande med förslag till lag med vissa bestämmelser om livförsäkring vid krig m. m. [7]

Kyrkoväsen. Undervisningsväsen. Andlig odling i övrigt.

Betänkande och förslag ang. reglering av församlingsindelningen i Stockholm och revision av den för huvudstaden gällande lagen om församlingsstyrelse. [1]

Svensk namnbok 1940. [10]

Försvarsväsen.

Betänkande ang. omorganisation av arméförvaltningens sjukvårdsstyrelse m. m. [2]

Utrikes ärenden. Internationell rätt.