

## Efterspørselen etter melk i Norge.<sup>1</sup>

Av professor Ragnar Frisch og cand. oecon. Trygve Haavelmo.

### INNHOLDSFORTEGNELSE

1. Problemstilling og hovedresultater.
2. Efterspørselsfunksjonen og elastisitetsbegrepene.
3. Meierikandidat Hjorthaugs undersøkelser.
4. Det statistiske materiale benyttet ved nærværende undersøkelse.
5. Regresjonsteknikken.
6. Analyse av Oslo-materialet 1921 til 1935.
7. Analyse av materialet for landet og landets byer 1925 til 1935.
8. Individuelle elastisitetmålinger for Ålesund.
9. Analyse av de norske husholdningsregnskaper 1927—28.
10. Sammenfatning av målingsresultatene. Elastisitetens avhengighet av inntekten.
11. Sammenligning mellom observert og beregnet omsatt melkemengde.  
Litteraturfortegnelse.

#### 1. Problemstilling og hovedresultater.

Spørsmålet om elastisiteten i efterspørselen etter melk har vært adskillig diskutert hos oss, ikke minst i forbindelse med den regulering av melkeomsetningen som er blitt gjennomført ved oprettelsen av melkesentralene i 1930.

I Fettplankomiteens innstilling<sup>2</sup> og likeledes i meget av den øvrige argumentasjon som er fremført fra landbrukshold, har man gått ut fra at melkeefterspørselens elastisitet er meget liten, d. v. s. at den melkemengde konsumentene kjøper, nesten ikke påvirkes om prisen settes noget op eller ned.

Fettplankomiteen sier således, idet den anfører meierikandidat Hjorthaugs undersøkelse: «en prisforandring på ca. 5 pct. gav

<sup>1</sup> Nærværende fremlegges som publikasjon fra den Økonomiske Struktur-oversikt for Norge, hvortil Stortinget og A/S Norsk Varekrigsforsikrings fond har gitt bevilgning.

<sup>2</sup> Innstilling fra Landbruksdepartementets Fettplankomite. Oslo 1936. Se særlig s. 19—21.

en forandring av forbruket i motsatt retning på ca. 1 pct.» Og den anfører data fra Bergen som synes å vise at «en prisstigning på . . . 17 pct. . . har her gitt en senkning av forbruket med ca. 3 pct.»

I begge disse tilfeller er elastisitetskoeffisienten, d. v. s. forholdet mellom den procent hvormed forbruket reagerer og den procent hvormed prisen forandres, omkring en femtedel, d. v. s. 0,2. Komiteen nevner også en del utenlandske undersøkelser som går i samme retning, således professor Ross' undersøkelser i Chicago og New York som gav en efterspørselselastisitet på omkring 0,1.

Disse tall har forekommet oss å være påfallende små. Ved undersøkelser som Universitetets Sosialøkonomiske Institutt nylig gjorde for øl, fant vi f. eks. en efterspørselselastisitet på omkring 1,6. Noget lignende har vi funnet for egg. Det er å vente at efterspørselselastisiteten for melk ligger en god del under dette, men det er vanskelig å forstå at den for hovedmassen av befolkningen skulde være så lav som 0,1 eller 0,2.

Siden melkeproduksjonen og melkeforbruket utgjør viktige ledd i vår nasjonale husholdning, har vi funnet det av interesse å underkaste spørsmålet en økonomisk-statistisk analyse på noget bredere basis. Vi pointerer at hensikten med denne undersøkelse ikke er å finne ut hvorledes en større eller mindre efterspørselselastisitet virker på lønnsomheten i melkeproduksjonen. Enda mindre har hensikten vært å nå frem til en samlet bedømmelse av melkesentralenes virksomhet og melkeomsetningen i sin almindelighet. Det avhenger av en rekke vurderingselementer som vi ikke har gått inn på. Hensikten med vår undersøkelse er kun å få bekreftet eller korrigert de rent faktiske data angående melkeefterspørselselastisiteten som nu hyppig anføres i diskusjonen.

På grunnlag av våre undersøkelser er vi kommet til den bestemte opfatning at tallene 0,1 eller 0,2 gir et feilaktig bilde av melkeefterspørselens struktur i Norge tatt i sin helhet. Våre undersøkelser omfatter efterspørselen etter helmelk (nysilt melk). De viser følgende to hovedresultater: For det første at melkeefterspørselens elastisitet synker så raskt når inntekten stiger — altså når man går fra det ene befolkningslag til det annet — at et tallmessig uttrykk for elastisiteten har liten utsagnskraft medmindre man samtidig angir til hvilken inntektsgruppe det refe-

rerer sig. Dette forklarer antagelig en stor del av de uoverensstemmelser som er funnet ved tidligere undersøkelser.

For det annet viser våre undersøkelser at elastisiteten for praktisk talt alle inntektsgrupper ligger betydelig høiere enn 0,2. Ved en inntekt av omtrent 400—500 realkroner<sup>1</sup> pr. individ, hvilket svarer til gjennomsnittsinntekten i Norge 1925—35, er efterspørselselastisiteten for melk henimot 1,0. I alle fall må man med praktisk talt sikkerhet kunne si at den er over 0,7. Ved inntekter omkring 1000 realkroner pr. individ er den henimot 0,5, og man må helt op i inntekter på 1500 à 2000 realkroner pr. individ for å få en elastisitet så lav som omkring 0,1 eller 0,2. Jfr. fig. 10. (Bredden av båndet i fig. 10 angir den usikkerhet vi regner med). Dette vil si at for landet under ett er det neppe mer enn 6 à 8 pct. av befolkningen, og for Oslo tatt særskilt neppe mer enn 12 à 15 pct., som har en så lav efterspørselselastisitet som 0,1 à 0,2.

Elastisitetstallene har vi beregnet på forskjellige måter, og ved anvendelsen av flere helt forskjellige sett av data. Vi har bl. a. brukt totale årlige melkeomsetningstall for landet under ett og for visse landsdeler, opplysningene i norske husholdningsregnskaper og data angående spesielle utslag i enkelte byer. Resultatene av disse forskjellige undersøkelser stemmer overens. Vi tror derfor at de resultater som her fremlegges i det store og hele gir et korrekt bilde av forholdene.

Endelig nevnes at vi for å kunne studere prisens virkning på omsetningen også har måttet undersøke virkningen av endel andre faktorer, særlig forandringene i kjøpekraften, d. v. s. realinntekten, og den langtidsbevegelse som er kommet inn i tallene bl. a. på grunn av barnetallets synkning. Disse faktorer, særlig inntektsvariasjonene, har spillet en meget stor rolle såvel for de lengere som de kortere bevegelser i omsetningen. Uten å eliminere disse virkninger vil man derfor ikke få øie på prisvirkningen. Dette er antagelig også en grunn til at man undertiden er blitt forledet til å tro at prisforandringene har så liten virkning på omsetningen.

Ser man på de helt korte svingninger, f. eks. fra uke til uke, er det som regel ikke nødvendig å eliminere inntektsvirkningen, men til gjengjeld kommer da inn sesongvirkninger, tempe-

<sup>1</sup> D. v. s. inntekten deflateret ved hjelp av Statistisk Centralbyrås leveomkostningsindeks. Dennes basis er juli 1914.

raturvariasjoner o. lign. som forstyrrer billedet meget. Dessuten — og det er enda viktigere —: det man er mest interessert i, ikke minst fra prispolitisk synspunkt, er virkningene over noget lengere sikt, iallfall et år eller nogen år, og da er det nødvendig å regne med kjøpekraftens forandring.

Den raskhet med hvilken melkeforbruket forandres hvis realinntekten pr. individ forandres, mens de andre faktorer er konstante — «elastisiteten m. h. t. inntekten» i motsetning til «elastisiteten m. h. t. prisen» — har vi funnet å være omkring 1,5 à 2 for realinntekter omkring 500 kr. pr. familiemedlem, synkende til omkring 0,7 à 1,0 for inntekter omkring 1000 kr.

Vi har også gjort et anslag over hvor sterkt forandringen i befolkningssammensetningen, særlig nedgangen i barnetallet, har virket og kan antyde at melkeforbruket av denne grunn tatt for sig har hatt en tendens til å gå ned med noget slikt som mellom  $\frac{3}{4}$  og 1 pct. pr. år. Dette er dog et meget grovt anslag som vi gir med alt forbehold. Sannsynligvis har det også vært andre forhold tilstede som har virket med til å skape en underliggende langtidsbevegelse.

Hvis man i praksis vil forutberegne en forandring i melkekonsumet f. eks. fra et år til et annet, vil det være nødvendig å ta hensyn både til prisforandringen, og den forventede inntektsforandring og den underliggende langtidsbevegelse.

## 2. Efterspørselsfunksjonen og elastisitetsbegrepene.

Melkeefterspørselen må, hvis man går i detalj, opfattes som en funksjon av et meget stort antall faktorer. Vi nevner bl. a.:

1. Prisen på melk.
2. Forbrukernes kjøpeevne.
3. Det almindelige leveomkostningsnivå.
4. Befolkningens størrelse og sammensetning, særlig barnetallet.
5. Konkurransen fra slike drikkevarer som kaffe, te, mineralvann o. s. v.
6. Meteorologiske forhold: temperatur etc.
7. Propaganda for øket melkeforbruk: melkemesser etc.
8. Sesongmessige variasjoner, andre enn de som allerede er inneholdt i 6.

9. Generelle konjunktur- og trendfaktorer foruten de som virker gjennom 1, 2 og 3.

Det gjelder imidlertid ikke å fortape sig i detaljer, men søke de faktorer som er de vesentlige for problemet. Vi skal fortrinsvis studere virkningen av de økonomiske faktorer, særlig 1 og 2, mens de øvrige faktorer bare vil bli betraktet i den utstrekning det er nødvendig for å eliminere deres virkninger slik at virkningene av 1 og 2 kommer frem i sin renhet.

Når det gjelder prisen virkning, er det først og fremst av betydning å undersøke hvorledes melkeprisen forandrer sig i forhold til prisen på andre varer. D. v. s. man må se på forholdet mellom melkeprisen regnet i kroner og øre og den almindelige leveomkostningsindeks. Dette forholdet kan man kalle melkens relative pris eller dens realpris.

Også når det gjelder inntekten bør man deflatere med leveomkostningsindeksen. D. v. s. man må se på realinntekten.

La oss som en foreløbig orientering se om den underliggende hovedbevegelse for den siste ti-årsperiode 1925—35 (Fig. 7) sier noget om hvorledes de to faktorer realpris og realinntekt virker på det omsatte melkekvantum. Ser man bare på denne underliggende hovedbevegelse, kan man si at realinntekten i perioden 1925—35 er steget med noget slikt som 15 pct. Og samtidig er melkens relative pris sunket med noget slikt som 5 pct. Begge disse forandringer skulde man vente hadde hevet melkeforbruket. Det kan visstnok være spørsmål om hvor sterkt inntekten og prisen virker på forbruket, men alle er dog klar over i hvilken retning virkningen går: en stigning i realinntekten og en nedgang i prisen virker begge i retning av å heve forbruket. Iflg. statistikken er imidlertid melkeforbruket, stort sett, gått ned med noget slikt som 20 pct. på disse årene. Sannsynligvis er — som der er gjort nærmere rede for nedenfor — ikke hele denne nedgangen reell idet der er skjedd en forandring i måten å gi oppgavene på fra 1930 til 1932, men en god del av nedgangen er nok reell, iallfall må man sikkert kunne si at nogen reell oppgang i forbruket har ikke funnet sted. Der må altså ha vært en eller flere faktorer som i denne perioden har trukket i retning av et nedsatt forbruk. En slik faktor har man i nedgangen i barnetallet.

Imidlertid, det er vanskelig å måle disse siste virkninger nøiaktig. Det er i det hele tatt, slik som forholdene ligger an, ingen

utsikt til at man skal kunne finne prisens og inntektens virkning på melkeomsetningen bare ved å se på langtidsbevegelsen. Vi må derfor ta for oss de svingninger som har funnet sted innenfor perioden. I årene 1927—29 var f. eks. forbruket meget stort og i årene 1932—33 meget lite, sett i forhold til langtidsbevegelsen. På grunnlag av disse og andre svingninger kan man opgjøre sig en mening om melkeprisenes og inntektens virkningsfaktorer. Og dette kan verifiseres på andre måter f. eks. ved husholdningsregnskaper.

Før vi går inn på dette må vi imidlertid definere elastisitetetsbegrepene mer nøiaktig.

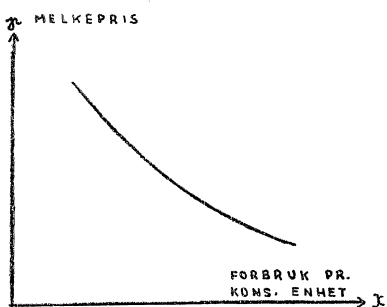


Fig. 1. Den ordinære efterspørselskurve.

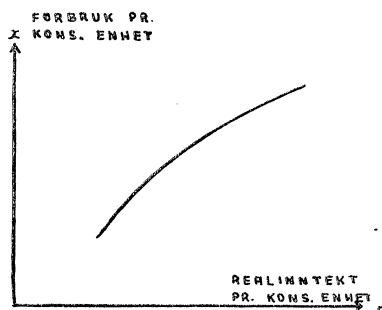


Fig. 2. Engelkurven.

La  $x$  betegne melkeforbruket pr. tidsenhet og  $p$  den relative pris på melk. Sålenge leveomkostningsindeksen holder sig konstant er denne relative pris (på måleenheten nær) det samme som den absolutte pris (i kroner og øre). Når de øvrige faktorer er konstante, kan  $x$  opfattes som en funksjon av  $p$ . Grafisk fremstillet gir dette den ordinære efterspørselskurve. (Fig. 1).

Efterspørselastisiteten m. h. t. prisen er et uttrykk for hvor bratt denne kurve faller. La f. eks. prisen i en situasjon være 30 øre og i en annen situasjon 40 øre pr. liter (og leveomkostningene så vel som alle de andre faktorer uforandret), og anta at det i første situasjon efterspørres 50 og i annen situasjon 35 millioner liter.

Prisen har altså forandret sig med 33,3 pct. og kvantum med 30 pct. Forholdet mellom disse to procenter nemlig  $\frac{30}{33,3} = 0,9$  er efterspørselastisiteten, når pris og kvantumsforandringen regnes i forhold til den førstnevnte situasjon. Dette er imid-

lertid konvensjonelt, vi kunde like godt regnet variasjonene i forhold til den sistnevnte situasjon. Ja, hvis den sistnevnte situasjon hadde vært den av de to som var inntruffet først i tiden, vilde kanskje en slik beregningsmåte vært mer nærliggende. De procentvise forandringer vilde da blitt 25 pct. for prisen og 42,8 pct. for kvantum, hvilket gir en elastisitet på  $\frac{42,8}{25} = 1,7$ .

Elastisitetsmålet blir altså forskjellig etter som man velger det ene eller annet utgangspunkt. Dette er uhensiktsmessig når man kun ønsker å karakterisere efterspørselskurvens form (hvor bratt den faller over det angjeldende område), ti da inngår de to punkter ( $p = 30, x = 50$ ) og ( $p = 40, x = 35$ ) helt symmetrisk. For å få et brukbart elastisitetsmål bør man derfor ta et kompromiss mellom de to beregningsmåter. Det enkleste er å sette prisforandringen i forhold til den gjennomsnittlige pris og kvantumsforandringen i forhold til det gjennomsnittlige kvantum i de to situasjoner. Det gir

$$\frac{\frac{50 - 35}{\frac{1}{2}(50 + 35)}}{40 - 30} \text{ d. v. s. } \frac{50 - 35}{\frac{50 + 35}{40 - 30}} = 1,24.$$

Hvis man generelt lar  $p_1$  og  $p_2$  betegne prisene i de to situasjoner og  $x_1$  og  $x_2$  de tilsvarende kvanta blir altså elastisiteten over intervallet mellom  $x_1$  og  $x_2$  (eller om man vil mellom  $p_1$  og  $p_2$ ) lik

$$(2,1) \quad e = \frac{\frac{x_1 - x_2}{x_1 + x_2}}{\frac{p_2 - p_1}{p_2 + p_1}}$$

En annen kompromissdefinisjon som gir praktisk talt samme resultat som (2,1) og som ofte er raskere å arbeide med, er den logaritmiske tilvekstgrad

$$(2,2) \quad e = \frac{\log x_1 - \log x_2}{\log p_2 - \log p_1}$$

I eksemplet foran får man f. eks.

$$\frac{\log 50 - \log 35}{\log 40 - \log 30} = \frac{1,699 - 1,544}{1,602 - 1,477} = \frac{0,155}{0,125} = 1,24.$$



Som man ser er elastisitetens størrelse uavhengig såvel av den fysiske målenhet for kvantum, som av målenheten for pengene, idet det hele tiden bare er tale om de relative forandringer såvel for kvantum som for prisen. Derav følger bl. a. at hvis man statistisk har kunnet bestemme efterspørselselastisiteten m. h. t. den relative melkepris (melkeprisen satt i forhold til leveomkostningene), så uttrykker denne elastisitet samtidig elastisiteten m. h. t. den absolutte melkepris under konstante leveomkostninger.

La oss dernest se på elastisiteten m. h. t. inntekten. La  $r$  betegne realinntekten pr. konsumsjonsenhet. En konsumsjonsenhet er en målenhet som angir en families størrelse under hensyntagen til familiemedlemmenes antall, kjønn og alder. Tilnærmevis vil den gjennomsnittlige realinntekt pr. konsumsjonsenhet i en større masse utgjøre en nogenlunde fast procent av realinntekten pr. hode. Melkeforbruket kan, for en gitt situasjon med hensyn til de øvrige faktorer, opfattes som en funksjon av  $r$ . Grafisk kan dette fremstilles ved en kurve, *Engelkurven*, kalt så etter den tyske statistiker Engel. For de fleste varer og inntektsgrupper vil den være stigende eller iallfall ikke synkende. Se fig. 2.

På lignende måte som før definerer vi nu elastisiteten av forbruket m. h. t. en variasjon i realinntekten

$$(2,3) \quad E = \frac{\frac{x_1 - x_2}{x_1 + x_2}}{\frac{r_1 - r_2}{r_1 + r_2}}$$

eller

$$(2,4) \quad E = \frac{\log x_1 - \log x_2}{\log r_1 - \log r_2}$$

hvor  $r_1$  og  $r_2$  er realinntekten pr. konsumsjonsenhet i to situasjoner (eller for to familier med forskjellig inntekt men samme innstilling overfor melk) og  $x_1$  og  $x_2$  de tilsvarende kvanta forbrukt pr. konsumsjonsenhet.  $E$  kan man kalle *Engel-elastisiteten*. Den kan beregnes nogenlunde nøyaktig direkte av de data som finnes i husholdningsregnskapene, mens derimot efterspørselselastisiteten m. h. t. prisen — ordinærelastisiteten — som regel krever et større og vanskeligere beregningsarbeide.

Mellem  $e$  og  $E$  er der en viss sammenheng, men den for-

utsetter kjennskap til en tredje størrelse den totale forbrukselastisitet  $L$  som uttrykker hvor elastisk det totale forbruk er. Nær eksistensminimum er f. eks. det totale forbruk meget uelastisk på samme måte som efterspørselen etter en nødvendighetsartikkel er uelastisk når man befinner sig nær det minimum man må ha av vedkommende vare. I en av de nedenstående beregninger er denne sammenheng mellom de tre slags elastisiteter benyttet.

Man må i almindelighet gå ut fra at elastisitetene  $e$  og  $E$  ikke er konstanter, men avhenger av  $r$  og  $p$ . Hvis efterspørselsfunksjonen, d. v. s. den måte hvorpå  $x$  avhenger av  $r$  og  $p$ , er kjent, kan elastisitetene uten videre beregnes, vi har jo nemlig da bare å undersøke hvor raskt denne funksjon varierer, for det første når  $r$  holdes konstant og  $p$  varierer, og for det annet når  $p$  holdes konstant og  $r$  varierer. Hvis omvendt  $e$  og  $E$  som funksjoner av  $r$  og  $p$  er kjent, kan man regne sig tilbake til efterspørselsfunksjonen. Disse sammenheng volder ingen vanskelighet. Derimot er det et annet forhold som trenger litt nærmere omtale, nemlig sammenhengen mellom hvad man kunde kalle *individ-elastisitetene* og *markeds-elastisitetene*.

La oss et øieblikk tenke oss at den ordinære efterspørselselastisitet  $e$  som funksjon av  $r$  og  $p$  er gitt slik den arter sig for et enkelt individ (eller for en familie hvor realinntekten pr. hode er  $r$ ). Og la oss videre anta at vi har et helt marked sammensatt av individer som alle reagerer i overensstemmelse med den samme elastisitetsfunksjon (hvilket naturligvis ikke vil si at de alle har samme aktuelle størrelse på elastisiteten, elastisiteten avhenger jo av inntekten). Hvorledes dette marked tatt under ett vil reagere på en prisforandring, m. a. o. hvor stor markedsefterspørselselastisiteten vil være, avhenger av *inntektsfordelingen* i markedet. Også *markedselastisiteten* definerer vi ved (2,1) eller (2,2) idet vi bare oppfatter  $x$  som det kvantum markedet tar pr. hode. Hvis storparten av efterspørgerne er velstående, vil markedselastisiteten bli liten, da, de velstående, som i dette tilfelle kommer til å dominere det samlede resultat, har en liten efterspørselselastisitet. Omvendt hvis storparten av efterspørgerne er fattige. Markedselastisiteten blir simpelthen et veiet gjennomsnitt av *individelastisitetene*, idet hver inntektsgruppe blir tillagt en vekt lik det melkekvanter som gruppen kjøper.

Man skulde tro at dette gjennomsnitt omtrent måtte bli lik

elastisiteten hos det individ hvis inntekt er lik gjennomsnittsinntekten i markedet. Som en første tilnærming er dette også riktig. Og med den grad av tilnærming med hvilket dette gjelder, kan man si at det ikke er nogen forskjell mellom individelastisitetsfunksjonen og markedselastisitetsfunksjonen. Den kurve som viser hvorledes markedselastisiteten varierer med gjennomsnittsinntekten i markedet, vil altså da være den samme som den kurve der viser hvorledes individelastisiteten varierer med individets inntekt (inntekten i begge tilfeller oppfattet som realinntekten pr. hode).

Helt riktig er imidlertid dette ikke. Og det blir mer og mer uriktig jo større spredningen i inntektsfordelingen er. Og feilen vil gå i en bestemt retning. Som regel vil markedselastisiteten i et marked med en viss gjennomsnittsinntekt være mindre enn individelastisiteten for denne samme inntekt.<sup>1</sup> Kun hvis inntektsfordelingen er eksepsjonelt skjev, skjevere enn man vanligvis finner, kan vi få den motsatte situasjon. At vi ved stor skjevhet kan få den motsatte situasjon kan sees ved å betrakte et slikt ekstremt tilfelle som f. eks. en kjøpergruppe bestående av to fattige arbeidsfamilier og en millionær. Gruppen som helhet har en meget høi gjennomsnittsinntekt — praktisk talt en millionærs inntekt. Og dog vil gruppen som helhet vise en nokså høi efterspørselselastisitet for melk på tross av at millionærens individuelle elastisitet selvfølgelig er null. Her er altså markedselastisiteten større enn elastisiteten hos et individ hvis inntekter er lik gjennomsnittsinntekten i markedet. En stor inntektsskjevhet vil altså til en viss grad motvirke den uoverensstemmelse mellom markedselastisiteten og individelastisiteten som inntektsspredningen skaper. Det er derfor ikke usannsynlig at et markedselastisitetsmål som gjelder for landet under ett kommer nærmere til å gjelde også som et individ-elastisitetsmål, enn et markedselastisitetsmål som gjelder f. eks. for en by som Oslo. Dette må dog bare tas som en antydning. Vi har ingen nøiaktige målinger av forskjellen mellom individ- og markedselastisiteten. Inntil sådanne foreligger må de av våre målinger som bygger på tall for markedet oppfattes bare som markedselastisiteter.

<sup>1</sup> En særskilt artikkel med beviser angående denne og lignende virkninger av inntektsfordelingen vil bli publisert senere, antagelig i *Econometrica*.

Når det gjelder Engelelastisiteten er forholdet mellom individets og markedets reaksjon ennå mere komplisert. Hvis man vil definere Engelelastisiteten for markedet på samme måte som for individet, er det mest nærliggende å gå ut fra (2,3) eller (2,4) idet  $r$  oppfattes simpelthen som gjennomsnittsinntekten i vedkommende marked. Det er også denne definisjon vi har brukt. Og det er som markedselastisitet i denne betydning at våre  $E$  målinger må oppfattes.

Helt tilfredsstillende er imidlertid dette ikke. Det forutsetter at der til enhver forandring i gjennomsnittsinntekten svarer en viss typisk forandring i inntektsfordelingens form. Uten at denne form er gitt er jo nemlig markedets totale reaksjon ikke bestemt. En slik forutsetning er antagelig nogenlunde riktig når man ser på de nokså lange bevegelser. Og det er fortrinsvis de som er blitt bestemmende for våre elastisitetsmål. Men forutsetningen er sikkert ikke riktig for de kortere og mer spekulasjonsbetonte svingninger. Derfor vil en beregning på grunn av våre Engelelastisitetskoeffisienter gi et mindre godt resultat f. eks. for år-til-år-variasjonene omkring 1926 og 1927. Vi hadde da en kraftig inntektsoppgang, men den bestod antagelig for en ikke liten del i spekulasjonsinntekter og andre inntekter som fortrinsvis tilfløt de inntektsgrupper som næsten ikke reagerer m. h. t. melkeforbruket. Dessuten spiller her gjennomsnittsligningen for de forretningsdrivende inn. Tallene i et bestemt år kan f. eks. delvis ha steget fordi et år med lav inntekt nettopp da gikk ut av gjennomsnittet. At en eller flere av disse omstendigheter har virket synes også å fremgå derav at vi i disse år hadde en meget høi arbeidsledighet. Iallfall for arbeiderbefolkningen var sikkert inntektsøkningen i disse årene mindre enn det som de samlede skatteligningstallene synes å vise. Hvis vi derfor går ut fra at forandringen i realinntekten regnet rett og slett pr. hode har en viss virkningsfaktor (Engelelastisiteten for markedet) og anvender denne koeffisient på den hele inntektsstigning fra 1925 til 1926 og 1927, vil vi høist sannsynlig få en for stor forbruksøkning for melk. Det stemmer også med fig. 14. M. a. o. svingningene i selve formen på inntektsfordelingskurven inneholder en komponent som ikke virker bare proporsjonalt med gjennomsnittsinntekten. En helt korrekt analyse anvendbar også for år-til-år-spekulasjonsbetonte svingninger vilde kreve at man kjente inntektsforandringen særskilt for hver enkelt av de inntektsgrupper

som forekommer i den opprinnelige situasjon. En slik undersøkelse har vi ikke gjort (man kunde muligens gjøre noget ved hjelp av inntektsstatistikken for Oslo, som er så meget mer fullstendig enn den for landet). Vi har nøiet oss med den grove analyse som går ut fra at der eksisterer en Englelelastisitet for markedet. Denne grove analyse har en viss berettigelse for de noget lengere svingninger. Forøvrig er Englelelastisiteten ved nærværende undersøkelse ikke et formål i sig selv, men kun et middel til å eliminere visse svingninger som må fjernes for at prisvirkningen skal komme frem i sin renhet.

### 3. Meierikandidat Hjorthaug's undersøkelser.

På grunn av den vekt som er blitt lagt på meierikandidat Hjorthaug's undersøkelser vil det være av interesse å se litt nærmere på disse før vi går over til våre egne målinger.

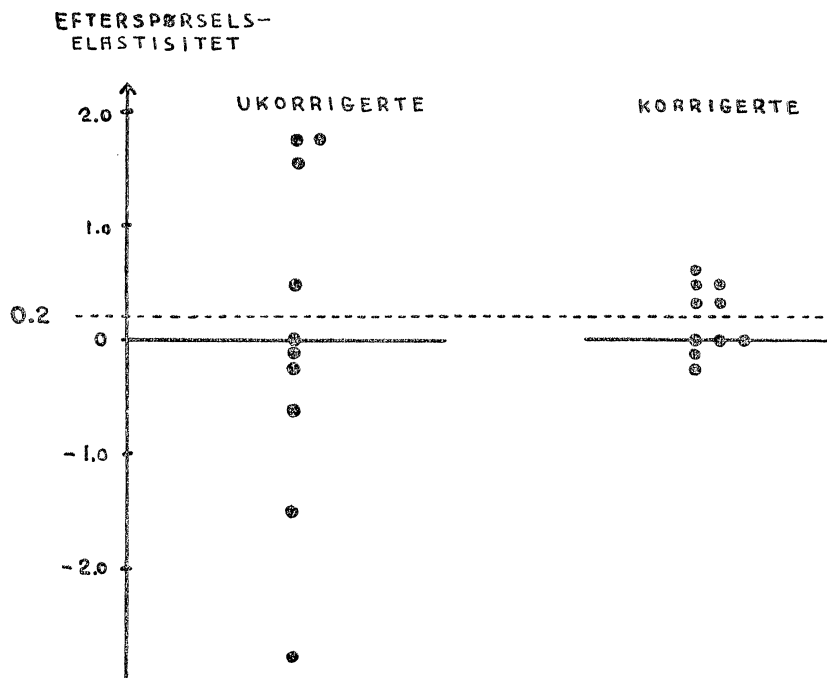


Fig. 3. Hjorthaug's 10 observasjoner.

Hjorthaug's tallmateriale og hans undersøkelse i manuskript er velvilligst blitt oss utlånt fra Norges Landbrukshøiskole ved dosent Mork, hvorfor vi fremfører vår beste takk.

Hjorthaug's undersøkelser gjelder Oslo 1921—30. Hans materiale omfatter månedlige omsetningsdata for tre representative Oslo-meierier samt liste over de stedfunne forandringer i utsalgsprisen fra meieriutsalgene.

Hjorthaug undersøker de individuelle prisforandringer. Han bestemmer elastisiteten ved å studere, for et visst antall kjente prisforandringer, omsetningens størrelse 4 uker før og 4 uker etter prisforandringen. Ialt har han benyttet opplysningene om 10 slike prisforandringer (valgt blandt ca. 20 for hvilke data forelå). Omsetningstallene har han søkt korrigert for helligdager og fridager, for sesongvariasjoner, langtidsbevegelse og endel andre faktorer. Resultatet er — som allerede nevnt — en elastisitet på kun ca. 0,1 à 0,2.

Når man bygger på slike korte enkeltstående forandringer som Hjorthaug har gjort, blir korreksjoner for helligdager, sesong o. lign. avgjørende for hele resultatet. Det fremgår tydelig av vår figur 3, som viser hvorledes de 10 av Hjorthaug benyttede prisforandringer, — eller rettere de ved disse forandringer beregnede elastisiteter, — tar sig ut henholdsvis uten og med korreksjon. Hvis man tar de 10 observasjoner ukorrigert er spredningen enorm i forhold til det variasjonsområde av elastisiteten som interesserer. Elastisitetene beregnet på grunnlag av de ukorrigerte data ligger slik på begge sider av nullpunktet at det ikke engang er mulig å få noget inntrykk av om elastisiteten gjennomsnittlig skal være positiv eller negativ. Hvor stort det endelige tall for elastisiteten skal bli avhenger derfor helt og holdent av hvorledes korreksjonene for helligdager o. s. v. gjøres. Og i mange tilfeller er dette meget problematisk. Ikke minst gjelder dette for helligdagsvirkningen. Det skal ikke meget til før det i korreksjonsmåten kan komme inn en feil som forminsker restutslagene i det omsatte kvantum og dermed gir for liten elastisitet. Vi kan i denne forbindelse nevne at vi har utført en analyse av det samlede materiale, hvorav Hjorthaug har utvalgt sine 10 observasjoner. Denne analyse er utført på grunnlag av årsgjennomsnitt, hvorved man slipper helligdags- og sesongkorreksjoner, og den gir en elastisitet på 0,7 à 0,8. Dette tall er dog blitt litt for stort p. g. a. trenden. (Jfr. § 6.)

Vi vil også nevne et annet forhold som muligens kan forklare det lave elastisitetstall funnet av Hjorthaug. Det er nærliggende å sammenligne Hjorthaug's data med den offisielle meieri-

statistikk. For årene 1925—30 har vi begge sett av data i form av årsoppgaver. Det viser sig at det er en betydelig uoverensstemmelse mellom disse data. Bruker man år-til-år variasjonene til bestemmelse av elastisiteten m. h. t. prisen, idet inntektsvirkningen elimineres, så gir Hjorthaug's data en elastisitet på ca. 0,2 — altså omtrent samme resultat som Hjorthaug selv fant ved å studere de ganske korte svingninger, mens år-til-år variasjonene i de offisielle tall gir en elastisitet på ca. 0,5 à 0,6. Av grunner som vi har gjort rede i § 6 anser vi det resultat som finnes på grunnlag av de offisielle tall, som det mest pålitelige. Det stemmer også ganske bra med de resultater vi har oppnådd ved de andre data og metoder vi har anvendt. Under enhver omstendighet mener vi at Hjorthaug's resultat, som bare bygger på de ovenfor anførte 10 enkeltobservasjoner, ikke kan ansees pålitelig.<sup>1</sup>

#### 4. Det statistiske materiale benyttet ved nærværende undersøkelse.

Vi går nu over til å beskrive nærmere de undersøkelser vi har foretatt for å måle elastisitetene. Vi skal først gi en oversikt over tallmaterialet.

##### A. Omsetningsdata.

Her har vi for det første de offisielle oppgaver over årlig salg av melk for meierier, disse finnes i Statistisk Centralbyrås publikasjoner: Meieribruket i Norge 1925—35.

Dessuten har vi fra Østlandske Melkesentral, Oslo Helsreråd, Statistisk Centralbyrå og andre fått en rekke spesialoplysninger angående melkesalget.

<sup>1</sup> Idet artikkelen går i trykken får vi opplysning om at Hjorthaug's data inneholder vesentlige uøiaktigheter. For enkelte måneder går visstnok feilen på den omsatte melkemengde — etter kalkyler gjort av disponenten for et av de angjeldende meierier — op i hele 10 pct. eller mere. Den vesentlige del av feilen skyldes at Hjorthaug's tall fra og med 1926 inkluderer ikke bare helmelk, men også kondensert melk.

I årene fra 1930 til 1932 skjedde der en forandring i måten hvorpå tallene er bragt tilveie, og dette har antagelig hatt en viss innflytelse.<sup>1</sup> I årene til og med 1930 gav som regel meieriene sine oppgaver over melkesalget på den måte at de fra den innveide melkemengde (for hvilken der forelå nøiaktige oppgaver) trakk det som var brukt til produksjon (smør og ost). Differensen — eventuelt med små tilføielser for melk overtatt fra andre meierier o. lign. — blev oppgitt som melkesalget. Derved er tallene for melkesalget blitt i største laget, f. eks. ved at svinn på meieriet kommer med som salg. Fra innførelsen av Melkesentralene blev det — på grunn av utjevningsavgiften — i meierienes interesse å opgi så lave tall for konsummelkesalget som mulig. De første sentraler kom høsten 1930, de fleste i løpet av året 1931, den siste høsten 1931.

Så vel i 1931 som i 1932 er der derfor etter hvert kommet inn tendenser som har gjort tallene små. Imidlertid er der også en motsatt tendens representert ved sentralenes eget kontrollarbeide. Dette er f. eks. for Østlandets Melkesentralers vedkommende stort sett tilendebragt i 1931 således at for Østlandet skulde en del av nedgangen fra 1930 (siste år etter den gamle metode) til 1931 ikke være reell, mens til gjengjeld en del av oppgangen fra 1931 til 1932 ikke skulde være reell. Hvis tallene skal korrigeres må altså korreksjonen for Østlandet bli negativ ved overgangen fra 1931 til 1932 og positiv ved overgangen fra 1930 til 1931. For landet under ett er det vel — siden flere sentraler blev opprettet også i 1931 — nærmest sannsynlig at korreksjonen går samme vei i begge år. Hvor stor korreksjon som må gjøres for å få helt sammenlignbare tall for landet under ett — eller spesielt for Oslo — er det meget vanskelig å ha nogen formening om. En ting som peker i retning av at korreksjonen ikke er meget stor, er at vi ved å anvende de funne efterspørsels- og Engelelastisiteter helt kan forklare nedgangen i de offisielle tall over melkekonsumet fra 1930 til 1931. Der var nemlig på

<sup>1</sup> Direktør Bollestad i Østlandske melkesentraler har meddelt oss verdifulle opplysninger om statistikken i årene 1930—32 hvorfor vi takker. Etter hr. Bollestads mening er en vesentlig del av nedgangen 1930—32 ikke reell. Det samme mener Fettplankomiteen (se innstillingen pag. 18). Sekretær Aaseth i Statistisk Centralbyrå, som arbeider med meieristatistikken der, har på vår henvendelse uttalt at han anser en vesentlig del av nedgangen 1930—32 for å være en reell nedgang fremkalt av de dårlige tider.

denne tid en sterk nedgang i realinntekt og samtidig en opgang i realprisen på melk. Ja den beregnede melkeomsetning for landet i 1931 ligger endogså under den som melkeomsetningsstatistikken viser. Ved overgangen 1931—32 derimot ligger den beregnede over den faktiske. (Jfr. fig. 14 i § 11.)

### B. Prismaterialet.

Her har vi benyttet Statistisk Centralbyrås opgaver over gjennomsnittsprisen for melk fra tabellen «Gjennomsnittspriser i småsalg på endel viktigere forbruksartikler i en rekke norske byer» i Statistisk Årbok 1925—35 samt fra originalskjemaene til disse tabeller. Disse blev velvilligst stillet til vår disposisjon av Statistisk Centralbyrå. Dessuten er benyttet Statistisk Centralbyrås indekstall for leveomkostninger (total, uten skatt) med korreksjon for forskjellen ved den gamle og den nye beregningsmåte (fra 1928 av). Dessverre foreligger der kun en samlet leveomkostningsindeks for landet under ett, vi har derfor ikke hatt anledning til å ta hensyn til forskjelligheter i leveomkostningene eller i deres bevegelser i de forskjellige strøk eller byer.

I Hjorthaug's materiale er sammenstillet de stedfunne prisforandringer i Oslo 1921—30 med angivelse av dato for hver prisforandring. På grunnlag herav kunde vi beregne årsgjennomsnitt for prisene.

### C. Inntektsdata.

Vi har benyttet antatt inntekt i følge den kommunale skatte ligning<sup>1</sup> dels for landet under ett, dels for enkelte byer (Statistisk Årbok for Norge, Statistisk Årbok for Oslo by).

Det kan være et spørsmål om man som uttrykk for inntekten hos det forbrukende publikum skal ta den samlede antatte inntekt, eller inntekten med fradrag av aksjeinntekten og gruppen «andre» i 0-klassen. Som vi allerede nevnte i § 2 er der visse inntekter hvis variasjoner liten eller ingen virkning har på melkeforbruket, og som det derfor vilde være riktigst ikke å ta med. Saken vilde være enkel hvis disse deler av den samlede inntekt alltid forandret sig proporsjonalt med den samlede inntekt. Det gjør de antagelig — som allerede nevnt i § 2 — så nogenlunde

<sup>1</sup> I det følgende er ofte brukt det kortere uttrykk: kommunal antatt inntekt.

under de lengere svingninger, men ikke under de kortere sterkt konjunkturpregede år-til-år svingninger. Det er derfor ønskelig å foreta en utrenskning. Dessverre er de tilgjengelige data i en slik form at det ikke er mulig å gjøre dette på en tilfredsstillende måte. F. eks. uten videre å utelate 0-klassen er neppe riktig, da man da antagelig også utelater noget man burde hatt med. En lignende betraktning kan gjøres gjeldende for den del av den antatte inntekt som er fremkommet ved en gjennomsnittsligning. Her skulde man helst hatt tak i tallene for et bestemt år. Men ved å forsøke en korreksjon kan man komme til å gjøre galt verre. Vi har ofret dette spørsmål adskillig oppmerksomhet, men er kommet til det resultat at det beste er simpelthen å ta hele den antatte inntekt og opfatte den — efter deflatering — som en indeks for publikums reelle kjøpeevne. For de lengere og større svingninger gir dette iallfall et nogenlunde riktig uttrykk. Spørsmålet om hvorvidt by- og landsinntektene er sammenlignbare skal vi komme tilbake til i § 10.

### D. Forbruksdata.

Her blev brukt Statistisk Centralbyrås publikasjoner: «Husholdningsregnskaper 1927—28», samt originalskjemaene for disse, som også velvilligst er blitt stillet til vår disposisjon.

### 5. Regresjonsteknikken.

En av de metoder vi har benyttet for å studere den samtidige variasjon av flere faktorer som pris, inntekt o. s. v. er statistisk regresjon. Vi skal ikke gi tekniske enkeltheter om denne metode, men vi har funnet det riktig å beskrive selve prinsippet slik at man kan se gangen i de beregninger som har ledet til våre resultater. For øvrig vil enhver som ønsker det, ha full anledning til på Universitetets Socialøkonomiske Institutt å sette sig inn i de detaljer vi ikke har kunnet behandle her. Dette gjelder for øvrig ikke bare regresjonsanalysen men også alle de andre metoder vi har brukt.

Synspunktet ved regresjonsanalysen er følgende: Den størrelse man interesserer sig for, her den omsatte melkemengde pr. hode  $x$ , opfattes som en funksjon av visse faktorer, her den

relative melkepris  $p$ , realinntekten pr. hode  $r$  og trendfaktoren representert ved tiden selv, altså årstallet  $t$ . Og man prøver å bestemme formen på funksjonsforholdet, i dette tilfelle særlig formen på avhengigheten mellom  $x$  og  $p$ , slik at den stemmer best mulig med det foreliggende observasjonsmateriale. Et slikt funksjonsforhold kan være mer eller mindre komplisert, ofte vil man imidlertid få et tilstrekkelig nøiaktig bilde ved å gå ut fra at det er lineært enten i størrelsene selv eller i deres logaritmer. Selv om den virkelige sammenheng er mer komplisert, vil ofte unøiaktigheten i materialet være så stor at avvikelsen fra den lineære sammenheng ikke er påviselig. I alle slike tilfeller er det uten hensikt å arbeide med nogen mer komplisert sammenheng enn den lineære. La oss da gå ut fra en logaritmisk lineær sammenheng, altså en sammenheng av formen

$$(5,1) \quad \log x = -e \log p + E \log r + at + b$$

hvor  $e$ ,  $E$ ,  $a$  og  $b$  er konstanter (minustegnet i (5,1) har bare konvensjonell betydning, det er bekvemmere å betegne koeffisienten foran  $\log p$  med  $-e$  enn  $e$ ).

De konstanter  $e$  og  $E$  som forekommer her er intet annet enn melkeefterspørselens elastisitetskoeffisienter henholdsvis m. h. t. pris og inntekt. La oss nemlig se hvilke størrelser det omsatte kvantum vilde få i et bestemt år  $t_0$  hvis alternativt prisen var enten  $p_1$  eller  $p_2$ , idet i begge tilfeller inntekten hadde en og samme størrelse  $r_0$ . Disse to størrelser av forbruket  $x_1$  og  $x_2$  kan finnes ved innsetning i (5,1). Vi finner

$$\begin{aligned} \log x_1 &= -e \log p_1 + E \log r_0 + at_0 + b \\ \log x_2 &= -e \log p_2 + E \log r_0 + at_0 + b \end{aligned}$$

Trekker vi disse ligninger fra hverandre, får vi

$$\log x_1 - \log x_2 = -e (\log p_1 - \log p_2)$$

D. v. s.  $e$  er nettop den størrelse som er definert ved (2,2). På lignende måte er det lett å se at konstanten  $E$  i (5,1) er den samme størrelse som er definert ved (2,4). Hvis vi bestemmer de to konstanter  $e$  og  $E$  i (5,1) ved å pålegge betingelsen om at ligningen skal gi best mulig overensstemmelse med et forelagt statistisk materiale, så har vi altså dermed også fått bestemt

elastisitetene m. h. t. pris og inntekt, forutsatt da at materialet er brukbart. Ja, hensikten med å bruke en sammenheng av formen (5,1) er — iallfall i nærværende undersøkelse — bare å få målt disse to elastisiteter. Ligningen i sig selv har ingen interesse.

Når vi går ut fra at  $e$  og  $E$  i (5,1) er konstanter, så er dette strengt tatt det samme som å si at vi forutsetter at elastisitetene m. h. t. pris og inntekt ikke forandrer sig for de forskjellige pris- og inntektssituasjoner vi bruker ligningen på. Dette er i virkeligheten aldri oppfylt, tvertimot vet vi at elastisitetene varierer, og det endogså nokså sterkt, med pris og inntekt. Allikevel kan den enkle ligning med konstantene  $e$  og  $E$  være meget nyttig. Hvis nemlig konstantene i ligningen er bestemt slik at disse best mulig følger sig etter et forelagt observasjonsmateriale, så vil  $e$  og  $E$  — så sant materialet er brukbart — gi den gjennemsnittlige størrelse av de to elastisiteter i det angjeldende materiale. I det anvendte materiale er der naturligvis også en viss gjennomsnittspris  $p$  og en viss gjennomsnittlig realinntekt  $r$ . Sammenholdes disse størrelser med de for dette materiale utregnede koeffisienter  $e$  og  $E$ , så kan vi si at vi har fått bestemt hvor store  $e$  og  $E$  er når prisen er  $p$  og realinntekten er  $r$ . Brukes så den samme metode på et annet materiale hvor gjennomsnittene  $p$  og  $r$  har andre størrelser, så finner vi andre verdier for  $e$  og  $E$ . Hvis denne variasjon er tydelig og systematisk, har vi dermed fått opplysning om hvorledes  $e$  og  $E$  forandrer sig med prisens og inntektens høide.

Statistisk sett er altså problemet hvorledes koeffisientene i ligningen skal bestemmes. Den klassiske metode til å gjøre dette er følgende. La oss nummerere de forelagte observasjoner nr. 1, 2 . . .  $n$ . Første observasjon består altså av et sett samnhørende verdier  $x_1, p_1, r_1, t_1$ , annen observasjon av et sett  $x_2, p_2, r_2, t_2$ , o. s. v. Generelt for den  $i$ 'te observasjon  $x_i, p_i, r_i, t_i$ . La oss et øieblikk tenke oss at vi — rent forsøksvis — har valgt visse størrelser på de 4 konstanter  $e, E, a, b$  i høire side i (5,1). Med disse forsøksvis innsatte konstanter er det lite sannsynlig at ligningen skal være oppfylt for alle observasjonene. La oss da for hver enkelt observasjon danne differensen mellom venstre og høire side i (5,1). Vi ønsker selvfølgelig at disse differenser skal være så små som mulig, helst alle sammen null. Nu er nogen av dem kanskje negative, andre positive. Fortegnet for

disse feilene har mindre interesse, det er bare den absolutte størrelse som er av betydning. La oss derfor kvadrere dem, la oss altså for enhver observasjon danne

$$(5,2) \quad [\log x_i - (-e \log p_i + E \log r_i + at_i + b)]^2$$

Jo mindre hver av disse feilkvadratene er, desto bedre er overensstemmelsen mellom vår formel og det foreliggende materiale. La oss derfor forsøke å velge de fire koeffisientene  $e$ ,  $E$ ,  $a$  og  $b$  slik at summen av uttrykkene (5,2) for samtlige observasjoner blir minst mulig («de minste kvadraters metode»). Det viser seg at hvis denne kvadratsum skal bli minst mulig, må hver av konstantene  $e$ ,  $E$ ,  $a$  og  $b$  ha ganske bestemte størrelser som kan beregnes på grunnlag av det forelagte materiale.

Vi har betraktet avvikelsene mellom venstre og høire side i (5,1). Imidlertid var det jo ingen ting i veien for å bringe leddet med  $x$  over på høire side og istedet føre, la oss si, leddet med  $p$  over på venstre side, altså løse ligningen med hensyn på denne variabel. Om vi nu tar ligningen i denne form, kan vi påny danne avvikelsene og bestemme konstantene slik at kvadratsummen av avvikelsene blir minst mulig. I dette tilfelle sier man at man har «kvadratminimalisert i  $p$  retning», mens man i første tilfelle har «kvadratminimalisert i  $x$  retning». På samme måte kan vi kvadratminimalisere i  $r$  retning og i  $t$  retning, altså i like mange retninger som det er variable i ligningen. Ved hver av disse prosesser kan såvel  $e$  som  $E$  bestemmes. Det viser seg at bestemmelsen til en viss grad avhenger av i hvilken retning der minimaliseres. Jo mindre forskjell der er på de forskjellige størrelser som er beregnet ved de forskjellige minimaliseringsretninger, desto bedre kan man si at det forelagte materiale oppfyller de forutsetninger som er uttrykt i formen på den anvendte ligning (5,1).

Den klassiske metode på regresjonsanalysens område bestod i at man særlig festet sig ved de størrelser som blev bestemt ved minimalisering i retning av den variable man vilde «forklare», her  $x$  retning. Dette er av mange grunner ikke tilfredsstillende. Ved Universitetets Sosialøkonomiske Institutt blev der i 1932 og 1933 utviklet en mer generell teknikk, «konfluensanalysen», hvorved man studerer spredningen i de resultater som fremkommer når man minimaliserer i forskjellige retninger. Dessuten studerer

man hvorledes billedet forandres eftersom man tar med flere eller færre variable.<sup>1</sup> Dette siste er særlig viktig, da det gjelder å sikre sig mot visse fiktive resultater som kan fremkomme hvis man tar med flere variable enn materialet tillater. Endelig må nevnes at denne metode fører til at den endelige størrelse av konstantene bestemmes ved et kompromiss som blir å utforme noget forskjellig, alt efter omstendighetene. Eksempelvis kan nevnes at hvis man bare har to variable hvorav den ene er beheftet med feil og den annen ikke, vil man minimalisere i retning av den variable som er beheftet med feil. I dette tilfelle sier man at man tar «den elementære regresjon» m. h. t. denne variable. Hvis det ikke foreligger nogen opplysninger om hvilken av de variable som er sterkest påvirket av feil, brukes ofte den såkalte «diagonale» regresjon. Den bygger på forutsetningen om at de tilfeldige feil i materialet fordeler sig på en viss symmetrisk måte. Hvis regresjonskoeffisientene skal brukes til «estimering» (forhåndskalkyle) av en variabel i et materiale som man vet har en viss spredning, vil som regel resultatet bli best når den «diagonale» koeffisient reduseres med en viss faktor som avhenger av spredningen i det materiale hvor estimeringen skal utføres. Ved våre beregninger er brukt faktoren 0.7.

Hvis det eksisterer en ligning av formen (5,1) og de variable er kjent som tidsrekker, vil der også gjelde en lignende ligning mellom differensene av de variable m. h. t. tiden. Av (5,1) følger nemlig, idet vi lar fotskriftene betegne tidspunkter:

$$(5,3) \quad \log x_t - \log x_{t-1} = -e (\log p_t - \log p_{t-1}) + E (\log r_t - \log r_{t-1}) + a$$

M. a. o., om vi istedetfor de oprinnelige variable betrakter tre nye variable som er forandringene av de gamle fra det ene tidspunkt til det neste, så kan vi også underkaste disse nye variable en regresjonsanalyse. Og de koeffisienter som derved fremkommer, bør — hvis materialet tilnærmevis oppfyller forutsetningene om den lineære sammenheng — bli de samme som de koeffisienter der blev bestemt ved å ta en regresjonsanalyse på de oprinnelige variable. Denne metode kan vi kalle differensmetoden, «ledd-til-ledd» eller «år-til-år» metoden. («The method of link relatives»).

<sup>1</sup> Se Ragnar Frisch: «Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems». Publikasjon nr. 5 fra Universitetets Sosialøkonomiske Institutt, Oslo 1934.



### 6. Analyse av Oslomaterialet 1921 til 1935.

På grunnlag av Hjorthaug's data for de tre Oslomeierier — slått sammen til årsopgaver — og de offisielle tall fra meieri-statistikken har vi foretatt en regresjonsanalyse etter de linjer som blev antydnet i forrige paragraf. I Hjorthaug's data benyttet vi følgende variable:

*Kvantumsdata x.* (Fig. 4 B).

Det årlige totalsalg av helmelk (liter) fra de tre representative Oslomeierier. Årlige opgaver 1921—30. Dette er naturligvis ikke det samme som totalkonsumet av melk i Oslo. For det første representerer det bare endel av salget av helmelk i Oslo (der er også «huskundeleverandører» og «kjøpmannsleverandører»). For det annet tas det ikke hensyn til annen slags konsummelk (skummet melk, fløte etc.). For det tredje går endel av salget fra Oslomeieriene til konsum i Aker og Bærum. En sammenligning mellom kurvene A og B i fig. 4 viser at Hjorthaug's materiale i perioden fra 1925 og utover omfatter en stadig stigende del av totalomsetningen fra meierier i Oslo. M. a. o. for denne periode er trenden i Hjorthaug's data sterkere stigende enn trenden i totalomsetningen fra meierier i Oslo. (Ved sammenligning med Statistisk Centralbyrås manuskripttabeller kunde vi konstatere at denne siste med tilstrekkelig nøiaktighet er representert ved den offisielle statistikks tall «Bymeierier i Oslo og Akershus»). For den hele periode som omfattes av Hjorthaug's tall er derimot visstnok trenden ikke meget forskjellig i Hjorthaug's data og i materialet som helhet. Noget sikkert kan vi ikke slutte herav, da meieristatistikens tall ikke går langt nok tilbake. De totale kvantumsopgavene er omsatt til kvantum pr. hode ved å dividere med årets middelfolkemengde i Oslo iflg. Statistisk Årbok for Oslo by.

*Prisdata p.* (Fig. 4 C).

Den relative pris på helmelk, beregnet som årlige gjennomsnitt av de utsalgspriser som har vært aktuelle i tiden 1921—30. Gjennomsnittene er beregnet ved å veie prisene med det antall dager i vedkommende år har vært gjeldende. Disse årsgjennomsnittlige priser er derefter dividert med Statistisk Centralbyrås leveomkostningsindeks for hvert år.

### OSLO 1921-35

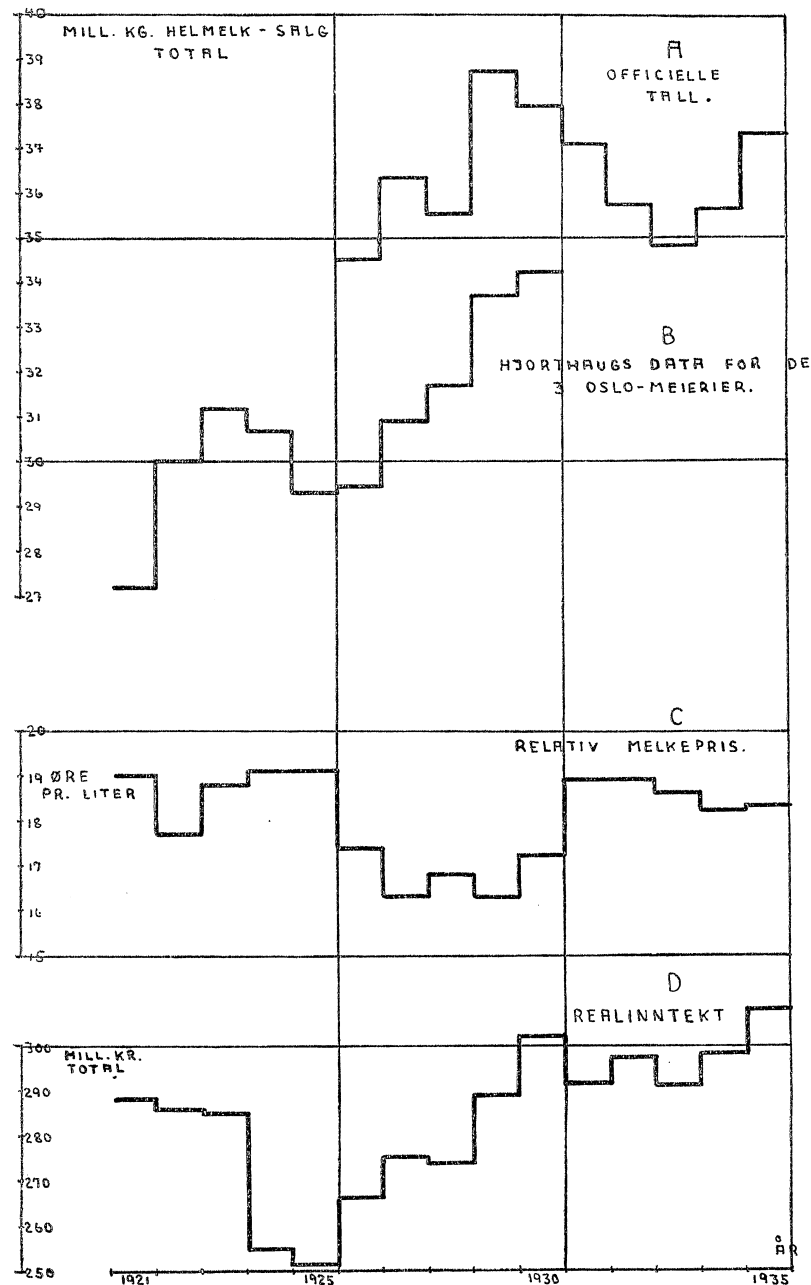


Fig. 4.

*Inntektsdata r.* (Fig. 4 D).

Realinntekten i Oslo beregnet ved å dividere total kommunal antatt inntekt med leveomkostningsindeksen for hvert år. Dessuten er der dividert med middelfolkemengden for å få tall pr. hode. Hvorvidt disse tall er representative for den del av inntekten som virker på melkeomsetningen er drøftet i § 4.

*Trendfaktoren t.*

Som trendfaktor blev simpelthen tatt tiden målt i år (års-tallet).

Regresjonsanalysen er som nevnt i § 5 lagt slik an at vi kan analysere forbindelsene innenfor hvilket som helst sett av variable. Vi kan f. eks. se på forbindelsen mellom melkekvantum og melkepris uten å eliminere de øvrige faktorer. Regresjonsanalysen gav her en elastisitet m. h. p. prisen på  $e = \text{ca. } 0,7 \text{ à } 0,8$ . Dette resultat forblev praktisk talt uforandret om inntekten blev tatt med som en variabel i analysen. Det å ta med inntekten som en variabel er det samme som å eliminere inntektsvirkningen slik at det fremkomne elastisitetsmål  $e$  gir et uttrykk for netto virkningen av prisen. At elastisitetstallet m. h. t. prisen her blir det samme enten inntektsvirkningen elimineres eller ikke, betyr naturligvis ikke at inntekten ingen virkning utøver. Det betyr bare at inntekten i dette materiale har forandret sig på en slik måte at den når hele materialet sees underrett ikke har vært i stand til å «forvanske» prisvirkningen. Den «forvasking» som inntektsvariasjonen har skapt, har m. a. o. vært snart positiv og snart negativ, slik at den utjevning som foretas ved regresjonsanalysen i de to variable, kvantum og pris, her kommer til å gi omtrent samme billede av elastisiteten som om beregningen var gjort netto m. h. p. prisen.

Såvel pris som kvantum har en nokså tydelig trend, det sees allerede av tidskurvene. Og utregning av korrelasjonskoeffisientene viser en høi korrelasjon både mellom kvantum og tiden og mellom prisen og tiden. Elastisitetsberegningen  $e = 0,7 \text{ à } 0,8$  er derfor i betydelig grad blitt påvirket av trenden i tallene.

For å bestemme korttidselastisiteten — d. v. s. sammenhengen mellom de noget kortere utslag i kvantum og pris — kan man forsøke regresjonsmessig å ta med tiden som en tredje variabel ved

siden av kvantum og pris. På grunn av de tydelige trender i kvantum og pris må man være forberedt på at resultatet av en slik analyse vil bli meget svakt, medmindre da korttidssammenhengen mellom kvantum- og prisutslagene er meget stram. Er den ikke det vil analysen i de tre variable bli et forsøk på å sammenligne tre lineære trender, og denne sammenligning er selvfølgelig ubestemt. Man får da hvad man regresjonsmessig kan kalle et «eksplovert» sett av variable. Kun tilstedeværelsen av ikke-lineære og stramt korrelerte korttidsutslag i kvantum og pris kan forandre denne situasjon. Analysen viste i dette tilfelle at settet virkelig var «eksplovert». Det gav altså ingen utsagnskraftig bestemmelse av korttidselastisiteten. D. v. s. i det foreliggende tilfelle kan regresjonsanalysen ikke gi mer enn å konstatere en langtidselastisitet på  $e = \text{ca. } 0,7 \text{ à } 0,8$ .

Man kan også forsøke å bruke det samme materiale til å bestemme elastisiteten m. h. t. inntekten. Den blev beregnet å ligge mellom 0,6 og 1,0, men denne beregning er temmelig usikker.

Vi skal derefter se hvad en tilsvarende analyse på de offisielle tall fra meieristatistikken for Oslo gir. De variable var her følgende:

*Kvantumsdata x.* (Fig. 4 A).

Kvantumsopgavene er hentet fra Norges offisielle statistikk «Meieribruket i Norge», tabellen «Salg av melk», idet tallet «Solgt fra bymeierier i Akershus og Oslo» er tatt som uttrykk for total salg fra meierier i Oslo. Ved sammenligning med originalmaterialet i Statistisk Centralbyrå har vi konstatert at det er en så liten del av dette tall som går utenfor Oslo at totaltallene kan tas som uttrykk for Osloomsetningen fra meierier. For hele denne periode kjenner man ikke nøiaktig forholdet mellom meierisalg og salg fra huskundeleverandører og kjøpmannsleverandører. For Oslo utgjorde disse tre kategorier i 1936 86,4 pct., 13,0 pct. og 0,6 pct. Vi har antatt at forholdet har holdt sig så nogenlunde konstant slik at meierisalget kan tas som en brukbar indeks for det totale salg. Omsetningstallet blev satt i forhold til middelfolkemengden for å få tall pr. hode.

Prisdata p. (Fig 4 C).

Prisopgavene er tilveiebragt ved hjelp av Statistisk Centralbyrås originalskjemaer vedrørende Oslo for beregninger over leveomkostninger. Disse data er månedlige. På grunnlag herav blev årsprisen beregnet som et gjennomsnitt av 12 måneder. De således beregnede priser falt nøiaktig sammen med de priser som blev beregnet på grunnlag av Hjorthaug's data for de år da begge beregninger foreligger.

Inntektsdata r. (Fig. 4 D).

Data for realinntekten pr. hode er de samme som i foregående undersøkelse, men nu i tidsrummet 1926—35.

En regresjonsanalyse lignende den som blev brukt foran gav her følgende resultater: De tre variable kvantum, pris og inntekt viste sig å være temmelig stramt forbundne, mens kvantum og pris alene var dårlig forbundne. Dette bør de efter teorien være så sant det har forekommet inntektssvingninger av betydning og disse ikke har vært høit korrelerte med prisen (hvad de i dette tilfelle ikke var). I det hele tatt gav analysen på de offisielle tall et meget godt billede med betydelig større regelmessighet enn analysen på Hjorthaug's data. Elastisiteten m. h. t. prisen (når inntektsvirkningen er eliminert) blev her ca. 0,5. Dette tall må tillegges adskillig vekt da det er funnet i et så stramt forbundet sett.

Det er av interesse å se litt nærmere på om dette elastisitetstallet 0,5 fortrinnsvis er blitt påvirket av langtidssammenhenger eller av korttidssammenhenger mellom kvantum og pris. For det første kan vi forsøke å ta med tiden over en fjerde variabel i regresjonsanalysen. Regresjonskoeffisienten mellom kvantum og pris vil da komme til å avhenge bare av de avvikelser fra et lineært trendforløp som materialet viser. Da både prisen og inntekten har nokså tydelige trender, må man være forberedt på at regresjonsbilledet i de fire variable blir mindre skarpt, hvis da ikke korttidssammenhengen mellom kvantum, pris og inntekt skulde være særlig stram. Analysen viser også at billedet blir en god del utydeligere, men ikke verre enn at elastisiteten av kvantum m. h. t. prisen — med langtidssammenhengen eliminert — kan bestemmes til å ligge mellom ca. 0,3 og 0,4, altså noget mindre enn den størrelse som blev funnet uten trendeliminering.

OSLO 1926-30

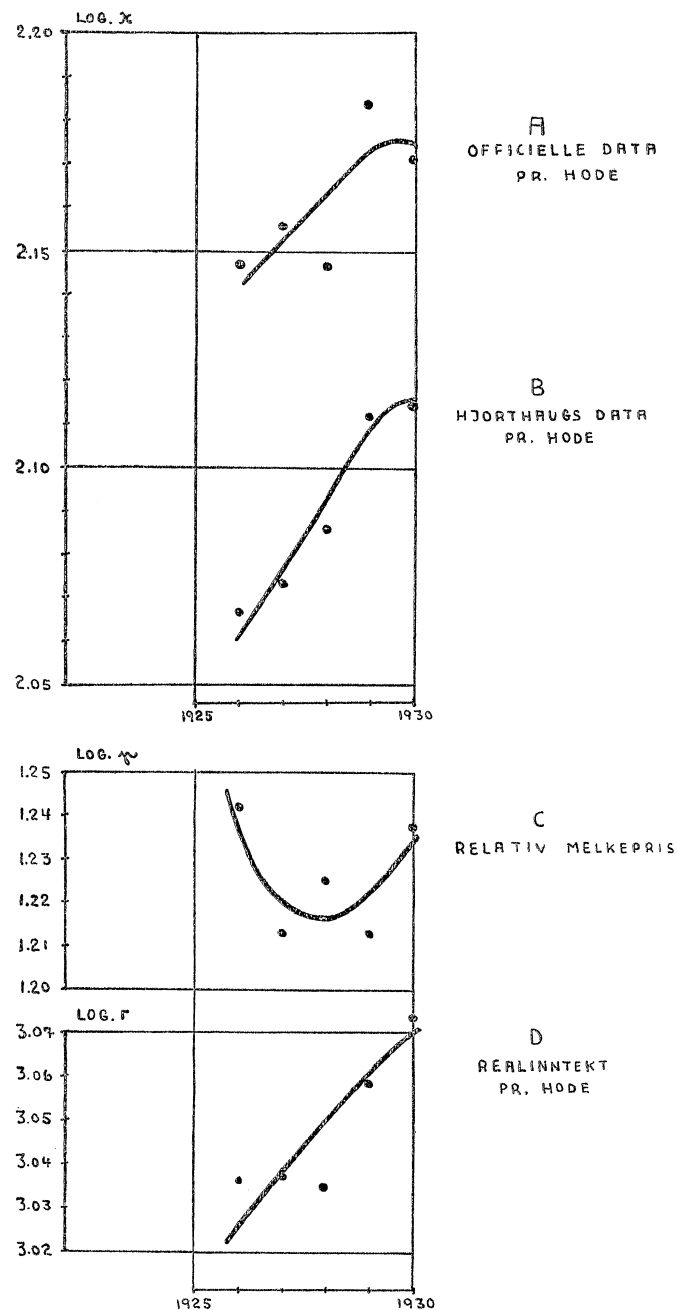


Fig. 5. Oslo data med trend inntegnet på frihånd.

For å få en verifikasjon av denne slutning tok vi ut perioden 1925—30. Dette har en viss interesse av den grunn at man her kan sammenligne opgavene fra meieristatistikken med Hjorthaug's. Tallene er fremstillet grafisk i logaritmisk målestokk i fig. 5.

Materialet her er naturligvis lite, men det kan være av interesse å foreta en grov analyse for å se om vi får et resultat som harmonerer så nogenlunde med de foran anførte resultater. Som trender blev der føiet på frihånd de kurver som er gitt i fig. 5. Der hvor der forelå opplysninger utenfor området blev trendens forløp på endene formet under hensyntagen hertil. Avvikelsene fra disse trender blev derefter avlest grafisk. Avvikelsen i kvantum blev korrigeret for inntektsvariasjonene ved å bruke den ved regresjonsanalysen bestemte Engelelastisitet på 0,9 (se nedenfor). Og til slutt blev de således korrigerede kvantumsavvikelser stillet mot de tilsvarende prisavvikelser. Resultatet er gitt i fig. 6, A og B, hvor der også på frihånd er føiet en rett linje til punktene. Det viser sig at vi i de offisielle tall får en elastisitet som så nogenlunde stemmer med regresjonsanalysens resultat, dog noget større, nemlig noget over 0,6. Denne avvikelsen betyr imidlertid neppe noget i betraktning av det lille materiale det nu gjelder. Derimot får vi i Hjorthaug's data et betydelig mindre resultat, nemlig ca. 0.2, altså omtrent det samme som Hjorthaug selv fant ved å studere de ganske kortvarige fluktasjoner i kvantum.

En slik forskjell mellom de to materialer er for øvrig noget man kan se allerede ved å sammenligne de to kurver A og B i fig. 5. Det er tydelig at tallene i Hjorthaug's materiale har meget svakere utslag omkring trenden enn de offisielle tall. Det er klart at dette må resultere i en mindre elastisitet i Hjorthaug's data.

Hvad er forklaringen til denne forskjell? Vi har undersøkt de mulige feilkilder: omgjøringen fra kg. til liter (Hjorthaug's tall forelå i liter, men meieristatistikken i kg., 1 liter melk veier gjennomsnittlig 1,032 kg.), den del av meieristatistikken kvantum som går utenfor Oslo o. s. v., men intet av dette er tilstrekkelig til å forklare avvikelsene. Det er også en bestemt ting som tyder på at forskjellen er systematisk. Ser man på de enkelte meierier viser det sig nemlig at kurven for avvikelsen mellom Hjorthaug's data og de offisielle tall stort sett forløper på samme måte for alle de representative meierier. I

årene 1927 og 1929 er for dem alle Hjorthaug's tall særlig små i forhold til de offisielle, i årene 1928 og 1930 er forholdet det omvendte.

Det merkelige er nu at disse svingninger i avvikelsen mellom de to sett av data faller sammen med prissvingningene. I de år da melkeprisen er høi utgjør Hjorthaug's data en større procent av de offisielle tall enn i de år da melkeprisen er lav.

OSLO 1926-30

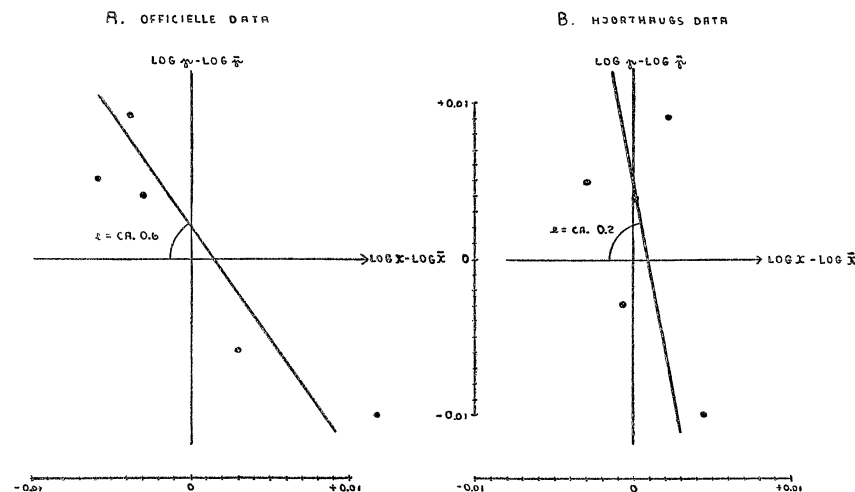


Fig. 6. Avvikelser fra trend.

Hvorvidt denne samvariasjon er en tilfeldighet som har gjort sig gjeldende i denne periode eller der ligger noget systematisk bak vil vi ikke ha uttalt oss om. Det er iallfall et faktum at en slik tendens har vært til stede. Og den må naturligvis gjøre at analysen på Hjorthaug's tall gir en mindre elastisitet. Hvis f. eks. prisen stiger med 10 pct. og kvantum iflg. de offisielle tall synker med 7 pct, mens samtidig Hjorthaug's data kommer til å utgjøre en større procent av de offisielle tall enn før, må naturligvis nedgangen i Hjorthaug's data bli mindre enn 7 pct., og altså vise en mindre elastisitet.

Siden regresjonsanalysen på de offisielle tall viser et meget tydeligere bilde med større stramhet i sammenhengen mellom kvantum, pris og inntekt (og en sammenheng som går i den retning man skulde vente efter teorien), og siden det her stort

sett er overensstemmelse mellom korttids- og langtidsanalysens forekommer det oss at man må feste størst lit til de offisielle tall.<sup>1</sup>

Også elastisiteten m. h. t. inntekten kan bestemmes på grunnlag av dette materiale. Den blev beregnet til ca. 0,9. Og resultatet blev her praktisk talt det samme likegyldig om den lineære trend blev eliminert eller ikke.

De regresjonsbestemte elastisiteter vi har beregnet er ikke bygget på «elementære», men — som nevnt i § 5 — på diagonale regresjonskoeffisienter. For denne siste slags koeffisienter kjenner man ikke den statistiske standardfeil («standard error»). Selv om en sådan formel beregnet ut fra de vanlige forutsetninger (normalfordeling o. s. v.) hadde vært kjent, vilde vi tillagt den liten betydning. For det første er disse forutsetninger av meget tvilsom verdi ved økonomiske data, særlig tidsrekker. Her er det andre slags kriterier (de «konfluens-analytiske») som vi tillegger større vekt. Og for det annet — og det er det viktigste — må de forskjellige resultater vi har funnet ikke vurderes hver for sig ved en eller annen «standardfeil», men sees i sammenheng. Det er fordi våre forskjellige målingsresultater understøtter hverandre at vi tillegger dem betydning. Jfr. sammenfatningen i § 10.

### 7. Analyse av materialet for landet og for landets byer 1925 til 1935.

Det er en nærliggende tanke å undersøke om materialet for landet under ett eller for landets byer gir et lignende resultat som for Oslo. Meieristatistikkens opgaver og opgavene over den antatte inntekt samt prisdata foreligger for landet og byene tilgjengelig i nogenlunde samme form som de tilsvarende tall for Oslo.

Vi skal først behandle materialet for landet under ett. Vi betraktet her følgende variable:

*Kvantumsdata x.* (Fig. 7 A).

Total-salg av helmelk årlig fra alle meierier, hentet fra «Meieribruket i Norge» 1925—35. For denne periode kjenner man heller ikke for landet under ett forholdet mellom melke-

<sup>1</sup> Se noten side 14.

salget fra meierier og salg fra huskundeforhandlere og kjøpmannsleverandører. Vi har gått ut fra at dette forhold har vært iallfall så nogenlunde konstant slik at salget fra meieri kan tas som en indeks for totalsalget. Angående årene 1930—32 henvises til bemerkningene i § 4. Tallet blev dividert med den beregnede middelfolkemengde i Norge i hvert år, hentet fra Statistisk Årbok.

*Prisdata p.* (Fig. 7 B).

Prisen på helmelk beregnet som veiet årsgjennomsnitt av detaljprisene fra endel av rikets byer (jfr. § 4), disse tall blev dividert med leveomkostningsindeksen.

*Inntektsdata r.* (Fig. 7 C).

Realinntekten blev beregnet som total antatt kommunal inntekt for landet under ett dividert med leveomkostningsindeksen og med folkemengden i Norge, beregnet ved utgangen av hvert år.

*Trendfaktoren t.*

Som trendfaktor blev likesom ved de forannevnte undersøkelser tatt tiden målt i år.

Forløpet av råtallene sees av kurvene A, B, C i fig. 7. Regresjonsanalysen gav her følgende resultat. Den mest bemerkelsesverdige forskjell fra Oslomaterialet er at vi i materialet for landet har en nokså utpreget motvariasjon mellom realprisen og realinntekten. Stort sett er det altså slik at når realprisen stiger, synker realinntekten og omvendt. Regresjonsanalysen viser dette og det kan for øvrig også sees direkte av kurvene i fig. 7. Det fremgår også at denne motvariasjon mellom pris og inntekt kun i liten utstrekning skyldes trendene i de to variable, det avgjørende for motvariasjonen er de mindre og middelstore svingninger. Kvantum derimot har en meget tydelig (nedadgående) trend. Eliminerer man inntektsvirkningen får man endogså en meget stor stramhet i sammenhengen mellom kvantum og den lineære trend.

Disse forhold gjør at man, når man regresjonsmessig vil forsøke å skille mellom prisens og inntektens virkninger på

kvantum, ikke kan vente å få særlig sikre resultater. De grove trekk i sammenhengen kan man dog se.

På grunn av at der er en sterk trend i kvantum, og denne ikke har noget motstykke i trenden i pris og inntekt (jfr. også bemerkningene i § 2), må man være forberedt på at de to koeffisienter som bestemmes når man betrakter settet av de tre variable kvantum, pris og inntekt (men ikke trend) ikke gir et korrekt uttrykk for henholdsvis elastisiteten m. h. t. prisen og Engelelastisiteten. Dette viste også regresjonsanalysen, i settet av de tre nevnte variable blev Engelelastisiteten negativ, og den ordinære elastisitet blev helt usannsynlig stor. Dessuten blev den statistiske usikkerhet stor. Den fremmede trend i kvantum må altså elimineres før vi kan få et korrekt bilde.

Såvel sammenhengen mellom kvantum og pris som sammenhengen mellom kvantum og inntekt — i begge tilfeller med trenden eliminert — viste sig m. h. t. stramheten i sammenhengen å være fullt brukbar. Den første gav en elastisitet m. h. t. prisen av 1,15 og en Engelelastisitet av 2,1. Dette er imidlertid bare bruttosammenhenger. Det første tall er sikkert for høit hvis man søker nettovirkningen av prisen på kvantum. Ti i dette materiale var det, som nevnt, stort sett slik at realinntekten steg når prisen sank og omvendt; kvantumsutslagene er derfor blitt kraftigere enn de vilde blitt om inntekten hadde holdt sig konstant. Noget lignende gjelder for Engelelastisiteten, også den er her blitt for stor, men feilen for dens vedkommende er mindre da Engelelastisiteten selv er større enn elastisiteten m. h. p. prisen, d. v. s. inntektsvariasjonene er av mer dominerende betydning.

Man kan finne en nogenlunde brukbar korreksjon for de feil som her er kommet inn. Vi kan betrakte settet av de fire variable kvantum, pris, inntekt og trend. Stramheten i sammenhengen mellom disse variable er visstnok ikke særlig god, men man får dog en nogenlunde brukbar bestemmelse av den ordinære elastisitet, nemlig  $e = 0,87$  og en betydelig sikrere bestemmelse av Engelelastisiteten nemlig  $E = \text{ca. } 2,0$ . Ved korreksjonen er altså, som vi måtte vente, elastisitetene blitt noget mindre og korreksjonen er minst for Engelelastisiteten.

Siden trenden ved disse undersøkelser er eliminert, burde vi få omtrent samme resultat ved en regresjonsanalyse efter leddtil-ledd metoden. (Jfr. § 5). En slik analyse blev utført og viste sig å gi praktisk talt samme resultat, bruttoelastisitets-

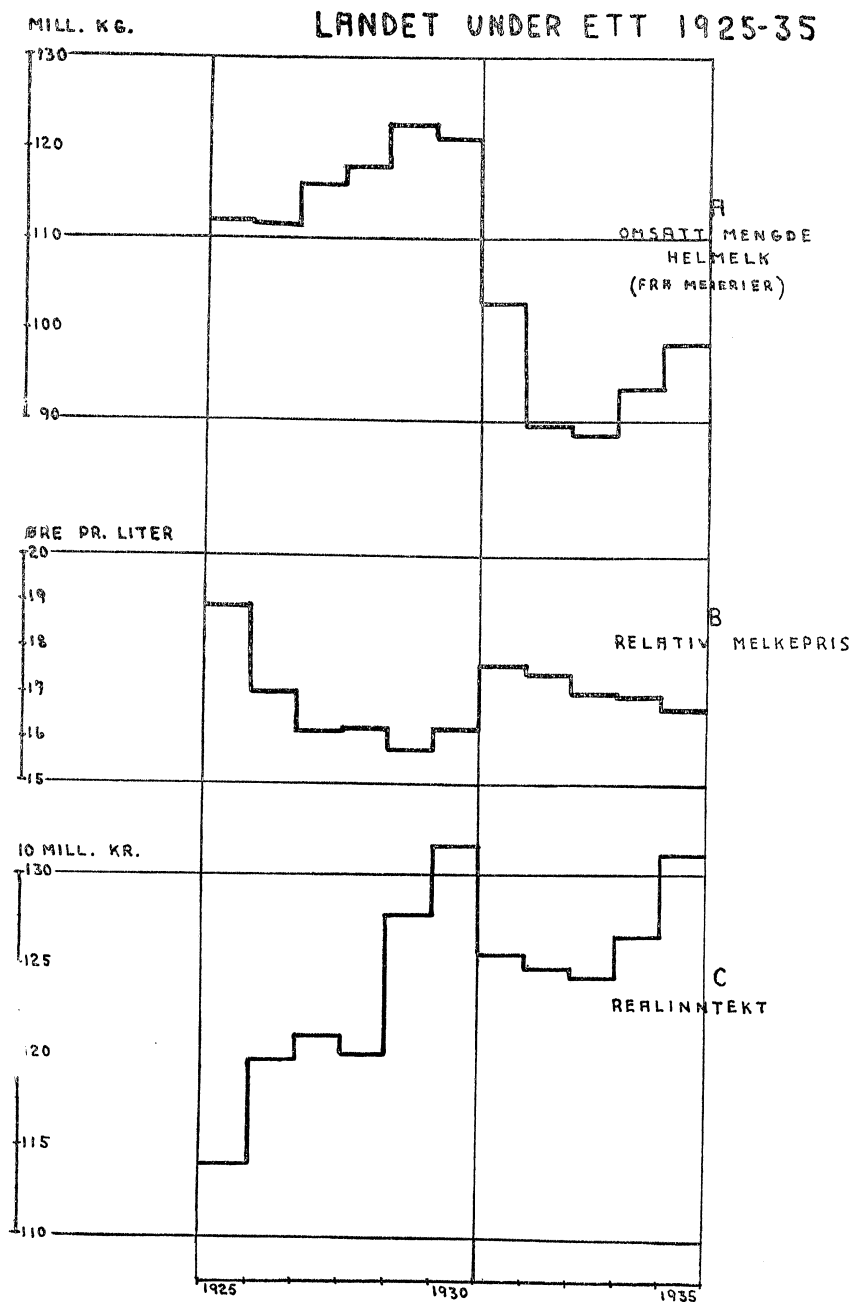


Fig. 7.

koeffisienten m. h. t. prisen (uten eliminasjon av inntekten) blev 1,07, mens den ved den direkte metode som nevnt blev 1,15. Nettoelastisiteten kunde ikke bestemmes med nogen nøiaktighet ved ledd-til-ledd metoden.

Storparten av den melk som omsettes blir solgt i byer. Det er derfor et spørsmål om det inntektsbegrep vi har brukt — inntekten i landet under ett — er et godt barometer for inntekten hos den klasse mennesker som kjøper melk. Kanskje vilde det vært riktigere å bruke bare bybefolkningens inntekt, i såfall burde man som kvantumsdata ha brukt salget fra bymeierier. Vi er av den opfatning at inntekten i landet under ett allikevel stort sett er den beste indeks for det inntektsbegrep som her trenges, bl. a. av den grunn at spekulasjonsbestemte kortsvingninger her kommer til å spille en mindre rolle (jfr. hvad herom er sagt i § 4). Allikevel har vi utført en analyse også for byene tatt særskilt.

Salget fra bymeieriene er her tatt som utgangspunkt. Hvad data for øvrig angår gjelder her følgende: Dessverre foreligger ikke årlige beregninger over bybefolkningen. Vi har derfor måttet nøie oss med å stille tallene i forhold til befolkningen i landet under ett. For kortsvingningene gir dette en feil på grunn av flytningene, og for trenden en feil på grunn av at bybefolkningen alt i alt er steget svakere enn befolkningen i landet under ett. Dette siste spiller dog ikke så stor rolle da det viser sig at trenden kan elimineres regresjonsmessig. Og hvad det første angår er det såvidt vi kan se intet som tyder på at feilen går i en bestemt retning. Men uregelmessigheten blir naturligvis større enn om vi hadde hatt de korrekte opgaver.

De inntektsoppgaver som trenges kan man — når man går frem med forsiktighet — finne i Statistisk Årbok. I tab. 224 (1937) er for hvert av årene 1925—34 oppgitt hvad der i tabellhodet er kalt «antatt inntekt pr. innbygger». Tallene gir antagelig ikke dette, men hvad antatt inntekt pr. innbygger vilde vært hvis befolkningen hele tiden hadde vært den samme som i 1930 (folketellingsåret). Dette fremgår visstnok ikke av teksten i tab. 224, men ved å sammenligne tallene her med visse tall i den senere tab. 226 — hvor der er gitt opplysninger om at folkemengden i 1930 er brukt — kan man slutte at dette antagelig også gjelder for tab. 224. Riktignok stemmer ikke alle tallene, i de to tabeller 224 og 226 for 1933 er der således en meget

vesentlig uoverensstemmelse (som for øvrig går igjen i flere årbøker), men dette er antagelig kun en korrekturfeil, eller det skriver sig muligens (jfr. sumtallet 1260 i Årboken 1935 side 209) fra en «foreløbig» opgave som ikke er blitt rettet.

Ved å sette de absolutte inntektstall fra tab. 224 i forhold til den hjemmehørende folkemengde hentet fra tab. 5 fremkommer den indeks vi har brukt.

Som prisindeks har vi benyttet leveomkostningsindeksen for landet under ett. Visstnok vilde det vært mer korrekt om vi hadde kunnet bruke en særskilt prisindeks for byene, men dette spiller antagelig ikke så stor rolle her hvor det kun gjelder bevegelsen i leveomkostningene.

Som uttrykk for trenden blev som før brukt tiden regnet i år.

Resultatet av regresjonsanalysen viser — som vi måtte vente — større uregelmessigheter enn for landet under ett, men gir ellers stort sett samme billede. Vi gjenfinder f. eks. den sterke motvariasjon mellom pris og inntekt, hvilket her — på grunn av de tilfeldige svingningers sterkere innflytelse — gjør bestemmelsen av nettoelastisitetene usikker. Ja, for nettoelastisiteten m. h. t. prisen er det for bymaterialet umulig å si noget bestemt.

De elastisiteter for hvilke en grov beregning kunde gjøres i bymaterialet var: Nettoengelelastisiteten  $E = 1,48$ , bruttoengelastisiteten ca. 1,27 og bruttoelastisiteten m. h. t. prisen 0,73.

Som man ser ligger alle disse tall under de tilsvarende tall vi fant for landet under ett. Dette er imidlertid ingen uoverensstemmelse, det henger sammen med at den befolkningsmasse det nu er tale om har større inntekt pr. individ enn den i landet under ett. Dette spørsmål er behandlet i § 10 hvor målingsresultatene er sammenfattet.

## 8. Individuelle elastisitetsmålinger for Ålesund.

Det er en kjent sak at der i enkelte byer ved visse leiligheter har foregått «melkekrig» som har hatt til følge sterke prisnedsettelse, ofte avløst av senere forhøielse. En undersøkelse av hvorledes det omsatte kvantum har reagert under slike forandringer burde kunne gi opplysninger om efterspørselastisiteten. Vi har gjort dette for Ålesund hvor der har forekommet endel



nokså tydelige utslag. Vi har ikke benyttet de korte svingninger i omsetningen i tiden like før og etter prisforandringene. Også i dette tilfelle har vi operert med årsgjennomsnitt, da vi — som tidligere nevnt — mener at dette er meget sikrere enn å slutte ut fra de øieblikkelige virkninger som alltid vil være sterkt avhengig av helligdager, sesong o. s. v. Ved melkekrigenes kortvirkninger tilkommer dessuten en vanskelighet med kvantumsoppgavene. Svingningene i en enkelt parts, f. eks. meierienes, omsetning kan da bli påvirket av en overførsel av kunder fra den ene til den annen part og vil i såfall ikke gi et pålitelig uttrykk for markedets samlede reaksjon. Ved å sammenligne en rekke årsgjennomsnitt med et eller flere års innbyrdes avstand vil man antagelig avsvække denne feil. I slutten av denne paragraf har vi for øvrig søkt å gjøre rede for nogen av de omstendigheter som i sin almindelighet blir bestemmende for i hvilken retning en feil av denne art vil gå.

For å eliminere trend-, konjunktur- og inntektsvirkningen har vi ikke sett på Ålesund-utslagene isolert, men festet oss ved de avvikelser som kan iakttas mellom Ålesund-utslagene og de samtidig forekommende utslag for landet under ett. Sett at der f. eks. et år er skjedd en prissenkning på 15 pct. i Ålesund, og 5 pct. for landet under ett, mens samtidig kvantum i Ålesund er gått op med 12 pct., og for landet under ett med 4 pct. Rundt regnet kan man altså si at prisene i Ålesund er sunket med 10 pct. mer enn for landet under ett, mens kvantum er steget med 8 pct. mer enn for landet under ett. Forholdet mellom 8 pct. og 10 pct., altså 0,8, skulde derfor grovt regnet være et uttrykk for elastisiteten, forutsatt at de andre faktorer har utviklet sig omtrent på samme måte i Ålesund som i landet under ett.

For utregningen vil det være bedre å bruke logaritmer. Resonnementet vil da bli følgende: La  $x$  og  $y$  være kvantum henholdsvis i Ålesund og landet under ett og la  $p$  og  $q$  være de relative melkepriser. Vi antar at der tilnærmedesvis for Ålesund og for landet under ett gjelder to strukturligninger av formen

$$(8,0) \quad \begin{aligned} \log x &= -e \log p + C \\ \log y &= -e \log q + D \end{aligned}$$

hvor  $e$  er efterspørselselastisiteten m. h. t. prisen og  $C$  og  $D$  representerer de øvrige melkeomsetningsbestemmende faktorer for

henholdsvis Ålesund og landet under ett. Det er ikke nogen stor forskjell mellem gjennomsnittsinntekten pr. hode i Ålesund og i landet under ett, vi begår derfor ikke nogen stor feil ved å si at det er den samme størrelse  $e$  som optrer i begge ligningene (8,0). Anvendes nu (8,0) for to forskjellige tidspunkter — markert ved fotskriftene 1 og 2 — får vi

$$\begin{aligned} \log x_1 - \log x_2 &= -e (\log p_1 - \log p_2) + (C_1 - C_2) \\ \log y_1 - \log y_2 &= -e (\log q_1 - \log q_2) + (D_1 - D_2) \end{aligned}$$

Og subtraheres disse ligninger, får vi, under forutsetning av at utviklingen i de øvrige faktorer har vært omtrent den samme i Ålesund og landet under ett

$$(8,1) \quad e = \frac{(\log x_1 - \log x_2) - (\log y_1 - \log y_2)}{(\log p_1 - \log p_2) - (\log q_1 - \log q_2)}$$

Denne formel kan i prinsippet anvendes for hvilke som helst to tidspunkter. Det sier sig imidlertid selv at den kun vil gi et nogenlunde brukbart resultat hvis prisutslagene i Ålesund har vært tydelig forskjellige fra dem for landet under ett. Det kommer til uttrykk deri at nevneren i formelen må være forholdsvis stor i tallverdi. Vi beregnet derfor uttrykket (8,1) for alle kombinasjoner av to år i perioden 1925—36 for hvilke nevneren i brøken lå over en viss nedre grense. (Denne blev satt til 0,12, hvilket svarer til at Ålesundprisen har slått ut minst 30 pct. kraftigere enn prisen i landet under ett.) De data som blev benyttet var følgende:

#### Kvantumsdata.

$x$  = årlig salg av helmelk fra meierier i Ålesund 1925—36.  
 $y$  = årlig salg av helmelk fra alle meierier i landet.

#### Prisdata.

$p$  = melkepriser i Ålesund 1925—36, årlige gjennomsnitt. (Fra Statistisk Centralbyrås originalskjemaer til beregning av gjennomsnittspriser i småsalg for en del av rikets byer.)  
 $q$  = melkepriser i landet under ett 1925—36. Årlige gjen-

nemsnitt. (De samme tall som de der blev brukt under regresjonsanalysen på data for landet under ett.)

Resultatet er gitt i tabell (8,2).

Tabell (8,2).  
Individuelle elastisiteter for Ålesund.

Tidsrum.	Elastisitet.	Tidsrum.	Elastisitet.
1933—35 . . . .	0,19	1932—34 . . . .	1,01
1931—33 . . . .	0,46	1928—33 . . . .	1,21
1934—35 . . . .	0,53	1926—33 . . . .	1,34
1932—33 . . . .	0,59	1929—34 . . . .	1,77
1931—34 . . . .	0,81	1927—34 . . . .	2,09
1930—33 . . . .	0,97		

og fremstillet grafisk i fig. 8. —

Som man måtte vente er det en god del spredning i tallene; forutsetningen om at de øvrige faktorer i Ålesund og i landet under ett har utviklet sig parallelt er naturligvis ikke nøiaktig opfylt. Billedet er imidlertid tilstrekkelig tydelig til at man kan se omtrent hvor den gjennomsnittlige elastisitet ligger, det

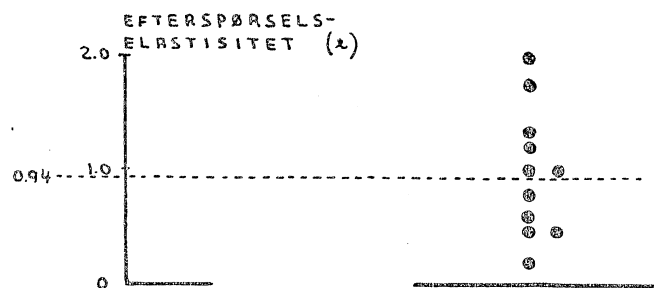


Fig. 8. Individuelle elastisitetmålinger for Ålesund.

blir ett eller annet sted i nærheten av 1. At den ikke ligger på et så lavt nivå som 0,1 eller 0,2 er i alle fall aldeles klart. Tar man gjennomsnittet idet hvert tall tillegges vekt etter størrelsen av nevneren i brøken får man  $e = 0,94$ .

Hvad spredningen i tallene angår kan det være av interesse

å bemerke at den er betydelig mindre enn spredningen i de observasjoner som Hjorthaug bygget på. I begge tilfeller er der ca. 10 observasjoner. Avvikelsen mellem største og minste verdi satt i forhold til gjennomsnittet er her bare halvparten av hvad den var i Hjorthaug's data.

Til sammenligning kan anføres visse erfaringer som foreligger fra Sandefjord. Vi citerer efter Landbruksdepartementets innstilling av 22. januar 1935, «Om tiltak og retningslinjer for bedring av jordbrukets kår». (St. med. nr. 18, 1935) p. 87:

«Et større prisnedslag vil dog i almindelighet medføre en øking i omsetningen, men økingen vil bli for liten til at den endog tilnærmet opveier tapet ved prisnedgangen. I Sandefjord var der således høsten 1933 et prisnedslag på 6 øre pr. liter. Omsetningen øket en del første måned, gikk så noget ned og har siden holdt sig ca. 10 pct. høiere enn før nedslaget.»

Den prisnedsettelse det her siktes til skjedd fra 28 til 22 øre. Elastisiteten blir altså

$$e = \frac{\frac{10}{(100 + 110) / 2}}{\frac{6}{(28 + 22) / 2}} = \frac{\frac{10}{105}}{\frac{6}{25}} = \text{ca. } 0,4$$

Dette resultat ligger, når hensyn tas til forskjellen i realinntekten pr. individ i Ålesund og Sandefjord, helt på linje med den foran bestemte Ålesundselastisitet på ca. 0,9. Jfr. sammenfatningen i § 10.

I forbindelse med disse individuelle elastisitetmålinger er det av interesse å se litt på hvorledes det i sin almindelighet forholder sig med elastisitetene i et marked hvor der på tilbuds-siden er to parter som kjemper «duopolistisk.»

Nogen sider ved dette spørsmål er ganske enkle og gjennom-siktige. Hvis f. eks. en av partene nedsetter sin pris men den annen ikke, eller iallfall kun lite, vil den første part trekke endel av den annens kunder til sig. Sammenligner man den aktive parts pris og kvantum, får man da en elastisitet som er større enn den totale markedselastisitet, og sammenligner man den passive parts pris og kvantum, får man en elastisitet som er mindre enn den totale. Dette får imidlertid neppe nogen direkte anvendelse på situasjonen i Ålesund, da, såvidt vi har

kunnet bringe i erfaring, de forskjellige leverandører her gjennomgående har holdt samme pris.

Hvis begge parter følger med i prisbevegelsen, og særlig hvis kampen en tid går frem og tilbake med trekk og mottrekk, blir forholdet mer komplisert. For å få en oversikt over sammenhengen i dette tilfelle er det nødvendig å definere eksakt de grunnstørrelser som inngår og derefter se hvilke relasjoner som eksisterer mellom dem.

De to parter betegnes  $A$  og  $B$ , markedet som helhet  $M$ . De relative markedsandeler:  $A$ 's markedsandel  $m_A$  (den brøkdeler av det totale markedskvantum som  $A$ 's kvantum utgjør),  $B$ 's markedsandel  $m_B$ . (Åpenbart  $m_A + m_B = 1$ ,  $m_A$  og  $m_B$  ikke-negative tall). Individualprisene:  $A$ 's pris,  $B$ 's pris. Markedsprisen: Et eller annet gjennomsnitt av  $A$ 's pris og  $B$ 's pris. I prinsippet er det for øvrig ingen ting i veien for å betrakte markedsprisen som en helt selvstendig variabel uavhengig av  $A$ 's og  $B$ 's pris. De nedennevnte elastisiteter har en entydig mening også om markedsprisen oppfattes på denne måte. De relative prisforandringer:  $A$ 's relative prisforandring  $p_A$  (den prosent hvormed  $A$  forandrer sin pris, satt i forhold til den prosent hvormed markedsprisen forandres),  $B$ 's relative prisforandring  $p_B$ . Nettoindividualelastisitetene:  $A$ 's elastisitet m. h. t.  $A$ 's egen pris  $e_{AA}$  (den prosent hvormed  $A$ 's kvantum forandres satt i forhold til den prosent hvormed  $A$ 's pris forandres, under forutsetning av at  $B$ 's pris er uforandret. Denne elastisitet regnes positiv hvis de to størrelser som inngår i elastisiteten beveger seg i motsatt retning).  $A$ 's elastisitet m. h. t.  $B$ 's pris  $e_{AB}$  (regnet positiv hvis  $A$ 's kvantum og  $B$ 's pris går i samme retning når  $A$ 's pris er uforandret).  $B$ 's elastisitet m. h. t.  $A$ 's pris  $e_{BA}$ ,  $B$ 's elastisitet m. h. t.  $B$ 's egen pris  $e_{BB}$ . Bruttoindividualelastisitetene:  $A$ 's elastisitet m. h. t. markedsprisen  $e_{AM}$  (den prosent hvormed  $A$ 's kvantum forandres satt i forhold til den prosent hvormed markedsprisen forandres, under forutsetning av at alle de tre priser forandrer seg på en gitt måte,  $e_{AM}$  regnes positiv hvis  $A$ 's kvantum og markedsprisen går i motsatt retning). Tilsvarende  $B$ 's elastisitet m. h. t. markedsprisene  $e_{BM}$ . Den første elastisitet,  $A$ 's bruttoindividualelastisitet, tar hensyn til at ikke bare en forandring i  $A$ 's egen pris, men også en forandring i  $B$ 's pris virker på  $A$ 's salg. Størrelsen av disse to motsatte krefter avhenger naturligvis av de respektive

prisutslags styrke. Nærmere bestemt vi har  $e_{AM} = e_{AA} p_A - e_{AB} p_B$  og  $e_{BM} = e_{BB} p_B - e_{BA} p_A$ . Elastisitetssummene: Elastisitetssummen m. h. t.  $A$ 's pris  $e_A = e_{AA} + e_{BA}$  og elastisitetssummen m. h. t.  $B$ 's pris  $e_B = e_{AB} + e_{BB}$ . Den første gir et samleuttrykk for virkningene av  $A$ 's prisforandring (hvis  $B$ 's pris er uforandret), nemlig for virkningen på  $A$ 's egen omsetning og virkningen på  $B$ 's omsetning. Tilsvarende for  $e_B$ . Den totale markedselastisitet  $e_{MM}$  (den prosent hvormed det totale markedskvantum forandres satt i forhold til den prosent hvormed markedsprisen forandres, forutsatt at de individuelle priser forandrer seg på en gitt måte i forhold til markedsprisen, denne måte er gitt ved de relative prisforandringer  $p_A$  og  $p_B$ .) Denne totale markedselastisitet er et veiet gjennomsnitt av bruttoindividualelastisitetene idet vektene er de relative markedsandeler  $e_{MM} = m_A e_{AM} + m_B e_{BM}$ .

Hvis man bruker en av de to parters kvantum, f. eks.  $A$ 's, som en indeks for det totale markedskvantum (mens markedsprisen iakttas direkte som et gjennomsnitt av eksisterende priser) får man bruttoindividualelastisiteten  $e_{AM}$ . Bruker man  $B$ 's kvantum får man  $e_{BM}$ . Vil man ved denne fremgangsmåte få et tall som er større eller mindre enn den totale markedselastisiteten  $e_{MM}$ ? Da markedselastisiteten er et veiet gjennomsnitt (med ikke-negative vektorer) av de to bruttoindividualelastisiteter  $e_{AM}$  og  $e_{BM}$ , så er spørsmålet bare hvilken av disse to størrelser som er størst. Hvis  $e_{AM} > e_{BM}$ , må vi ha  $e_{AM} > e_{MM} > e_{BM}$  og omvendt (som grensetilfelle kan vi ha likhetstegn). For å undersøke hvilken av de to bruttoindividualelastisiteter som er størst, danner vi deres differens. Det gir

$$(8,3) \quad e_{AM} - e_{BM} = e_A p_A - e_B p_B.$$

Denne formel viser i hvilken retning en eventuell feil går. Vi må i almindelighet kunne anta at begge elastisitetssummene er positive og at de relative prisforandringer er ikke-negative (altså at ingen av individualprisene går i motsatt retning av det gjennomsnitt der tas som markedspris). Da kan man av (8,3) straks avlese at hvis  $p_A = 0$  blir differensen mellom de to elastisiteter negativ, og hvis  $p_B = 0$  blir den positiv. Dette stemmer med de slutninger angående den aktive og den passive part som blev nevnt ovenfor. Hvis begge parter stort sett følger med i prisforandringene, er tilnærmet  $p_A = p_B$ . Spørsmålet om man

får en for stor eller en for liten elastisitet ved å bruke den ene parts kvantum som indeks for det totale markedskvantum, blir da et spørsmål om hvilken av de to parter som har størst elastisitetssum. Vi har ikke nogen formening om hvorledes forholdene i denne henseende har ligget an i Ålesund. Det vilde være meget interessant om der kunde bli utført en mer detaljert analyse på grunnlag av priser og kvanta særskilt for de enkelte parter, om disse data kan skaffes, hvilket formodentlig er meget vanskelig.

### 9. Analyse av de norske husholdningsregnskaper 1927—28.

Det Statistiske Centralbyrå foretok i 1927—28 en undersøkelse av husholdningsregnskaper i de 5 byer Oslo, Bergen, Trondheim, Drammen og Stavanger. Originalskjemaene for disse regnskaper er velvillig stillet oss til disposisjon av Statistisk Centralbyrå. Skjemaene gir for hver enkelt familie opplysning bl. a. om 1. kronebeløp brukt til melk, 2 samlet inntekt pr. familie, 3. antall familiemedlemmer og 4. antall forbruksenheter. Herav kunde vi så for hver enkelt familie beregne inntekt pr. forbruksenhet, som et uttrykk for familiens kjøpeevne  $r$ , og kronebeløp brukt til melk pr. individ, som et uttrykk for forbrukets størrelse  $x$  i vedkommende familie. Når det gjelder melkeforbruket er det, som også fremholdt av dosent Mork i diskusjonsinnlegg i Statsøkonomisk forening 20. okt. 1937, riktigere å regne forbruket pr. individ enn pr. forbruksenhet, da de mindreårige neppe drikker mindre melk enn de voksne. Ved å sammenligne hvorledes forholdet mellom  $x$  og  $r$  forandrer sig fra den ene familie til den andre, skulde man få et uttrykk for Engelelastisiteten, d. v. s. for forbrukets elastisitet m. h. t. en variasjon i inntekten. Det er imidlertid klart at melkeforbruket er påvirket av så mange tilfeldige faktorer at det ikke nytter å sammenligne en enkelt familie med en annen. Man må se hvorledes forholdet gjennomsnittlig forandrer sig. Hertil kan vi igjen bruke en regresjonsanalyse. Da nu prisen er praktisk talt konstant innenfor hvert regnskapsmateriale (hver by), vil vi få en ligning av formen

$$(9,1) \quad \log x = E \log r + \text{konstant}$$

Ved å føie en slik ligning til materialet kan elastisitetskoeffisienten m. h. t. inntekten  $E$  bestemmes. Dette blev gjort for de 5 byer. Resultatet er gitt i tab. (9,2).

Tabell (9,2).  
Husholdningsregnskaper 1927—28.

	$E$ — Engelelastisitet. (Elast. m. h. t. inntekten).	$r$ — gjennomsnitts-real- inntekt pr. konsum- sjonsenhet.
Oslo . . . . .	0,95	810
Bergen . . . . .	1,18	680
Drammen. . . . .	1,05	720
Trondheim . . . . .	1,05	750
Stavanger . . . . .	1,12	630

Materialet for Drammen, Trondheim og Stavanger er nokså tynt, mens det for Oslo og Bergen er ganske fyldig. Vi anser tallene for Oslo og Bergen som stort sett pålitelige. Også forskjellen mellom dem mener vi sier noget, særlig når man ser det i forbindelse med forandringene i gjennomsnittsinntekten. Vi skal senere komme tilbake til dette. Ser man hele resultatet i tab. (9,2) samlet, må man komme til den temmelig sikre slutning at den betraktede koeffisient ligger omkring 1, eller riktigere noget over 1.

Det Engelelastisitetsbegrep som har størst interesse er det som viser hvorledes melkeforbruket forandres om realinntekten pr. forbruksenhet (eller pr. individ) forandres mens familiens sammensetning, herunder barnetallet, holdes konstant. De foran bestemte tall på omkring 1,18 for Bergen og 0,95 for Oslo gir ikke et helt korrekt uttrykk for denne netto-elastisitet. Netto-elastisitetene er i virkeligheten større. Hver enkelt av disse materialgrupper er nemlig nokså homogen med forholdsvis liten spredning i familieinntekten. Det vil derfor være en ikke liten negativ korrelasjon mellom inntekt og barnetall: inntekten pr. forbruksenhet blir liten der barnetallet er stort. Og man kan sikkert gå ut fra at melkeforbruket under ellers like omstendigheter, herunder også samme realinntekt pr. forbruksenhet, er desto større jo større barnetallet er. Hvorledes dette virker på

målingen av Englelelastisiteten kan sees av et eksempel. Går vi f. eks. i Osломaterialet over fra inntektsgruppen 700 realkroner pr. forbruksenhet til inntektsgruppen 1000 realkroner pr. forbruksenhet, så finner vi at melkeforbruket, regnet i realkroner, er steget fra ca. 18 til ca. 27 kr. pr. individ. Denne overgang har imidlertid betydd at vi gjennemsnittlig er kommet over fra et barnetall mellom 3 og 4 til et barnetall mellom 1 og 2, og dette siste, tatt for sig, har formodentlig virket i retning av å senke

GJ. SNITT. ANTALL REALKRONER BRUKT  
TIL NYSILT MELK PR. PERSON.

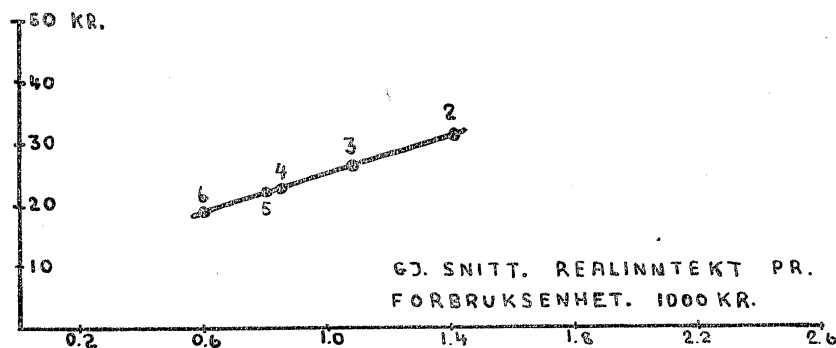


Fig. 9.

melkeforbruket pr. individ. Hadde barnetallet vært konstant, vilde derfor melkeforbruket gått enda mere op, kanskje til noget slikt som 35 kr. Den riktige Englelelastisitet er derfor større enn den man finner ved å stille den relative stigning 18 til 27 i forhold til den relative stigning 700 til 1000.

Spørsmålet kan også belyses på en annen måte som viser hvilken sterk rolle inntekten spiller for melkeforbruket. Vi har gruppert Oslohusholdningsregnskapene efter familiens størrelse: 2 personer, 3 personer o. s. v. og for hver av disse grupper regnet ut gjennomsnittsinntekten pr. forbruksenhet og gjennomsnittsmelkeforbruket (i realkroner) pr. hode. Resultatet er gitt i fig. 9.

Som man ser er melkeforbruket pr. individ størst i de små familier og synker jevnt og meget regelmessig eftersom familiens størrelse vokser. Samtidig synker inntekten pr. forbruksenhet. Når melkeforbruket pr. individ synker, og det endogså meget sterkt på tross av det stigende barnetall, kan dette neppe

forklares på annen måte enn ved at den synkende inntekt pr. forbruksenhet har hatt en meget stor innflytelse.

På grunnlag av Englelelastisiteten  $E$  kan man også trekke en viss slutning om den ordinære efterspørselastisitet m. h. t. prisen. Av prisdannelsesteorien kan man nemlig utlede følgende sammenheng. Ta en vare som er tilnærmedesvis uavhengig av andre varer i den forstand at det behov den dekker ikke samtidig kan dekkes av nogen andre varer. Hvis denne vare ikke spiller nogen dominerende rolle på forbruksbudgettet (melken tar iflg. de behandlede regnskaper omkring 3—5 pct. av totalutgiftene), har man tilnærmedesvis

$$(9,3) \quad e = L \cdot E$$

hvor  $L$  er den tidligere omtalte totale forbrukselastisitet. Hvis  $L$  er kjent, kan man ved (9,3) beregne  $e$  ut fra kjennskapet til  $E$ . På grunnlag av undersøkelser som Universitetets Sosialøkonomiske Institutt tidligere har utført angående den totale forbrukselastisitet i Norge og i andre land, anslo vi den til å være ca. 0,7 for den forbrukergruppe det her er tale om. Ved å ta kvotienten mellom samhørende  $e$  og  $E$  verdier for melkeefterspørselen bestemt ved nærværende undersøkelse, synes imidlertid dette anslag å være noget høit. Det er mulig det bør nedsettes til  $L = \text{ca. } 0,5$ . Det er også et spørsmål om ikke forskjellen mellom begrepet markedselastisitet og individelastisitet her kommer til å spille inn på en slik måte at selve definisjonen av forholdstallet  $L$  blir noget upresis. Vi lar foreløbig dette stå som et åpent spørsmål. Hvad enten vi regner med  $L = 0,7$  eller  $0,5$  kommer resultatet for melkeefterspørselastisiteten m. h. t. prisen  $e$  beregnet på grunnlag av Oslo- og Bergensregnskapenes  $E$  til å ligge innenfor det bånd som er beskrevet i sammenfatningen i paragraf 10.

#### 10. Sammenfatning av målingsresultatene. Elastisitetens avhengighet av inntekten.

Betrakter vi de forskjellige elastisiteter som foran er bestemt, synes de ved første øiekast lite overensstemmende. Dette er imidlertid kun tilsynelatende. Elastisitetene må nemlig sees i forhold til det inntektsnivå de refererer sig til. Hvis vi nu

foretar en sammenfatning og stiller hver enkelt elastisitet sammen med gjennomsnittsinntekten i det materiale hvor vedkommende elastisitet er beregnet, finner vi en ganske bra overensstemmelse mellom målingene. Vi må da regne alle inntekter på samme måte. Da vi for flere av undersøkelsene ikke har inntekten pr. forbruksenhet, kun inntekten pr. individ, må vi legge denne til grunn. Det er for øvrig et nokså konstant forhold mellom inntekten beregnet på de to måter. Inntekten pr. individ er overalt beregnet som en realinntekt, idet den er deflatert med Statistisk Centralbyrås leveomkostningsindeks (basis juli 1914).

Vi får da de sammenstillinger som er gitt i tab. (10,1) og grafisk fremstillet i fig. 10 og fig. 11.

Kurvene i fig. 10 og fig. 11 er trukket på frihånd. Den midterste tykt optrukne linje angir hvad vi tror er det mest sannsynlige forløp, de ytre kurver angir grensen for det område utenfor hvilket vi — alt tatt i betraktning — anser det meget usannsynlig at kurvene skal ligge. Midtkurvene i de to figurer er trukket omtrent i forholdet 1:2, hvilket svarer til en gjennomsnittsstørrelse på  $L$  av 0,5. Det sier sig selv at den høire del av  $e$ -kurven, som kun er en mer eller mindre skjønnsmessig ekstrapolasjon, ikke kan tillegges samme vekt som den del av kurven hvor der foreligger målinger. Endel av punktene representerer bruttoelastisitetene (f. eks. de inncirclede punkter i fig. 10.) Disse punkter har kun interesse fordi deres avvikelse fra de tilsvarende nettoelastisiteter ikke er meget stor.

Et spesielt spørsmål i forbindelse med kurvene i fig. 10 og 11 er om man uten videre kan sammenligne inntekten i landet under ett med byinntekten. I landsinntekten er inkludert mange gårdbrukerinntekter, og det er vel sannsynlig at realinntekten for disse ikke er fullt så lav som skatteligningen angir. Hvor meget dette virker er ikke godt å si med bestemthet. Vi tror at man som regel er tilbøielig til å overvurdere dette moment. At korreksjonen ikke på langt nær er så stor at realinntekten pr. hode i landet kan komme op mot realinntekten pr. hode i Oslo, ser man f. eks. ved å undersøke gjennomsnittlig realinntekt pr. hode i endel av landets mindre byer, jfr. tab. (10,2).

Et annet spørsmål i denne forbindelse er det hvorledes aksjeselskapsinntekten virker. Aksjeselskapsinntekten utgjør en større procent av totalinntekten i Oslo enn for landet under ett. I 1933 var forholdet 16,3 pct. for Oslo og 7,1 pct for landet under

Tabell (10,1).  
Efterspørselen etter melk i Norge.

Materiale.	Gjennomsnittlig realinntekt pr. individ	Efterspørsel- elastisite- ten m. h. t. prisen	Engel- elastisite- ten (eftsp. el. m. h. t. inntekten)
	Kr.	$e$	$E$
1. Meieristatistikken, landet under ett 1925—35, (trend eliminert) . . .	443	1,15	2,08
2. Meieristatistikken, landet under ett 1925—35, (trend eliminert) år-til-år-variasjoner . . . . .	443	1,07	1,70
3. Meieristatistikken, landet under ett 1925—35, (for $e$ : trend og inntekt eliminert, for $E$ : trend og pris eliminert) . . . . .	443	0,87	2,02
4. Ålesund, gjennomsnittet av 11 individuelle utslag 1925—36 . . .	518	0,94	—
5. Husholdningsregnskaper for Bergen 1927—28, (korreksjoner antyd- det på fig. 10 og 11) . . . . .	520	0,85	1,18
6. Husholdningsregnskaper for Oslo 1927—28, (korreksjoner antyd- det på fig. 10 og 11) . . . . .	630	0,67	0,95
7. Meieristatistikken, landets byer 1925—35 (trend eliminert) . . .	ca. 800	0,73	1,27
8. Meieristatistikken, landets byer 1925—35 (pris og trend eliminert)	ca. 800	—	1,48
9. Sandefjord 1933, etenkelt prisutslag	ca. 1100	0,40	—
10. Meieristatistikken, Oslo 1926—35, (for $e$ : inntekt eliminert, for $E$ : pris eliminert) . . . . .	1125	0,51	0,85
11. Meieristatistikken, Oslo 1926—35, (for $e$ : trend og inntekt eliminert) for $E$ : trend og pris eliminert) .	1125	0,36	0,92

Tabell (10, 2).

Gjennomsnittlig realinntekt pr. hode i en del norske byer 1933.  
(Efter den kommunale skatteligning for byene.)

By	Realinntekt pr. hode, 1933. (Til sammenligning: landet under ett 1925—35 kr. 443).	By	Realinntekt pr. hode, 1933. (Til sammenligning: landet under ett 1925—35 kr. 443).
Narvik . . .	290	Ålesund . . .	480
Vardø . . .	335	Egersund . . .	495
Tromsø . . .	385	Haugesund . . .	495
Kragerø . . .	400	Notodden . . .	520
Risør . . .	420	Larvik . . .	530
Kristiansund . . .	420	Porsgrunn . . .	530
Namsos . . .	435	Fredrikstad . . .	535
Kongsberg . . .	465	Skien . . .	540
Hammerfest . . .	465	Mandal . . .	540

ett. Vi anser det — som allerede tidligere nevnt — ikke riktig å ta hele aksjeselskapsinntekten ut. Men selv om man gjør det, kan umulig det hovedinntrykk forandres at gjennomsnittsinntekten pr. hode i landet under ett er betydelig lavere enn i Oslo. Ved de prikkede vertikale linjer og de åpne sirkler i fig. 10 og 11 har vi antydnet hvad vi anser for å være den omtrentlige korreksjon på punktenes beliggenhet som det kan bli spørsmål om på grunn av at landsinntekten ikke er helt sammenlignbar med byinntekten.

For husholdningsbudgettpunktene har vi antydnet tre korreksjoner, først en mulig senkning på grunn av at den totale forbrukselastisitet kanskje ligger nærmere 0,5 enn det tall 0,7 som vi oprindelig anslo; dernest en flytning mot høire på grunn av inntektskorreksjonen, hvis man vil ta hensyn til at der her ikke foreligger nogen aksjeselskapsinntekt, og endelig en forskyvning opover, da — som vi har nærmere redegjort for i § 9 — den i husholdningsbudgettene direkte bestemte Engelelastisitet sikkert gir et for lavt tall hvis man vil ha nettoelastisiteten m. h. t. inntekten, under konstant barnetall.

Alt i alt vil disse korreksjoner neppe fjerne punktene noget vesentlig fra midten av båndet.

Sammenhengen mellom inntekten og barnetallet har også betydning for hvorledes man skal fortolke det sterke fall i elastisiteten som fig. 10 og fig. 11 viser. Er dette i nogen synderlig grad påvirket av barnetallet eller er det et nogenlunde rent uttrykk for nettovirkningen av inntekten? M. a. o. når de punkter som ligger til høire i fig. 10 og 11 viser lavere elastisitetstall, skyldes det i nogen større utstrekning at den statistiske masse som har tjent til bestemmelse av disse punkter er en masse med færre barn enn de masser som har tjent til bestemmelse av punktene til venstre?

Vi tror at dette moment har hatt en meget liten innflytelse, og at synkingen i fig. 10 og 11 i det vesentlige uttrykker nettovirkningen av inntektsforandringen. Vi skal begrunne dette litt nærmere.

Spørsmålet kan skjematiseres slik: Sett at alle familieinntekter var like store. Da vilde en øking i inntekten pr. person gå nøiaktig sammen med en nedgang i barnetallet. M. a. o. punktet 1000 kr. istedetfor 500 kr. på den horisontale skala i fig. 10 og 11 vilde bare bety at vi betraktet en familie med halvparten så mange medlemmer. Det vil i praksis si en familie med relativt færre barn. I dette tilfellet vilde altså fallet i kurven ikke representere hvorledes efterspørselselastisiteten faller, om familiens sammensetning holdes konstant, og inntekten pr. hode øker (hvilket er den egentlige Engelelastisitet), men vært et blandet uttrykk for dette og for at efterspørselselastisiteten synker når barnetallet synker. Slik henger imidlertid saken ikke sammen i virkeligheten. Visstnok så vi i § 9 et eksempel på at det kan bli en negativ korrelasjon mellom personinntekt og barnetall. Men det var fordi vi der hadde et materiale hvor familieinntekten ikke var så svært langt fra å være konstant. Tar man hele befolkningen, viser det sig en sterk tendens i retning av at familieinntekten øker med forsørgelsesbyrden. Spørsmålet er da om familieinntekten øker sterkere eller svakere enn forsørgelsesbyrden. Øker den svakere, blir det litt igjen av den foran nevnte virkning; i dette tilfellet må altså  $e$ -kurven gjøres litt slakkere for å gi et riktig uttrykk for hvorledes  $e$  forandrer sig med inntekten pr. person under konstant barnetall. Øker derimot stort sett familieinntekten sterkere enn forsørgelsesbyrden,



så vil det forannevnte moment slå over i sin motsetning, d. v. s. kurven må gjøres enda brattere for å gi et riktig uttrykk for den nettovirkning det her er tale om. Hvorvidt det ene eller annet er tilfellet kan vi gi et positivt svar på for Oslos vedkommende, ti her har man inntektsfordelingen kombinert med fordelingen etter forsørgelsesbyrde. Som en foreløbig orientering kan vi betrakte den sammenheng som er uttrykt i tab. (10,3).

Tabell (10,3).

Inntekt pr. person og gjennomsnittlig familiestørrelse i forskjellige familieinntektsgrupper. Oslo 1933.

Familieinntektsgrupper. Nominell inntekt 1933.	Inntekt pr. familie, tatt som midtpunkt i gruppen.	Gjennomsnittlig antall personer i familien.	Gjennomsnittlig inntekt pr. person. Nominelle kroner 1933.
	Kr.		
1 100— 1 499	1 300	1,05	1 230
1 500— 1 999	1 750	1,34	1 300
2 000— 2 999	2 500	1,74	1 440
3 000— 4 999	4 000	2,41	1 660
5 000— 9 999	7 500	2,70	2 780
10 000—19 999	15 000	3,05	4 900
20 000—49 999	35 000	3,17	11 050
50 000—99 999	75 000	2,84	26 400
1 00 000—1 99 999	1 50 000	2,47	60 700

De to siste kolonner i tab. (10,3) viser at bortsett fra den aller høieste del av inntektsskalaen (som intet betyr i den samlede masse av personer) er det slik at inntekten pr. person (ikke bare inntekten pr. familie) og antall personer i familien forandrer sig i samme retning. Familieinntekten stiger altså sterkere enn barnetallet.

Tab. (10,3) sier naturligvis ikke at alle familier med stort medlemstall har en stor inntekt pr. individ. Der er en spredning i materialet. Et mer korrekt uttrykk for den faktor vi her drøfter vil man derfor få hvis man for hver inntektsgruppe (inntekten regnet pr. person) bestemmer individenes fordeling ettersom de hører hjemme i en familie bestående av 1 person,

2 personer o. s. v. Også dette kan vi gjøre for Oslo.<sup>1</sup> Resultatet er gjengitt i fig. 12.

Som man ser er der, særlig for de høieste inntekters vedkommende, en forskyvning av tyngdepunktet mot venstre. Det som har størst interesse for det foreliggende spørsmål er imidlertid ikke disse detaljene i fordelingsformen, men et summarisk uttrykk for det relative antall voksne innenfor hver inntektsgruppe. Et grovt uttrykk for det vil man få ved å regne ut hvor stor procent antallet av personer som lever i familier på 1 og 2 personer utgjør av den hele masse innenfor vedkommende inntektsgruppe. Det viser sig at for de to første inntektsgrupper (inntekten regnet pr. person) er dette relative antall praktisk talt det samme. Hvis vi kan si at det er nogen forskjell, er tendensen den samme som vi så i de summariske tall i tab. 10,3, nemlig slik at det er relativt flere barn i den gruppe hvor inntekten pr. person er høiere. Disse to første gruppene utgjør to tredjedeler av hele massen. Billedet blir heller ikke synderlig forskjellig om vi tar med neste gruppe, hvorved vi ialt får med tre fjerdedeler av massen. Først når vi kommer op i de høiere inntektsgrupper (inntekten regnet pr. person) skjer det nogen forskyvning. Heller ikke her er imidlertid forskyvningen synderlig sterk. Og dertil kommer at disse grupper ikke betyr noget i den samlede masse. Den slutning at en større realinntekt pr. individ er et uttrykk for et mindre barnetall synes altså, om man ser massen under ett, ikke å være riktig; i alle fall ikke hvis man har å gjøre med en masse med Oslos sammensetning. For landet undet ett vil forholdene antagelig være litt anderledes, og kanskje litt mer gå i retning av å vise negativ korrelasjon mellem barnetall og inntekt pr. person, men vi tror ikke at konklusjonen vil bli vesentlig anderledes. Fallet i kur-

<sup>1</sup> La  $G_k(s)$  være antallet av inntektstagere med en inntekt på  $s$  kr. eller derover, og med en familie (husstand), sig selv inklusive, på  $k$  personer. Denne funksjon kan bestemmes uten vanskelighet såsant der foreligger en fordeling av inntektstagerne etter inntekt og forsørgelsesbyrde. En slik fordeling foreligger for Oslo. Antallet av individer (ikke bare inntektstagere) som lever i en familie med  $k$  medlemmer og en inntekt pr. person på  $r$  kr. eller derover er da  $H_k(r) = k G_k(kr)$ . Det viser sig i Osломaterialet at  $G_k$  som funksjon av  $s$  forløper så jevnt at man lett ved grafisk interpolasjon kan bestemme  $H_k$  som funksjon av  $r$ . Når optellingskurvene  $H_k(r)$  er bestemt, fremgår antall personer mellem givne personinntektsgrenser simpelthen som differensen mellem to  $H_k$  ordinater.

vene i fig. 10 og 11 representerer derfor etter vår mening i det vesentlige en nettovirkning av realinntektens forandring.

Det er sannsynlig at elastisitetene  $e$  og  $E$  ikke bare avhenger av inntekten pr. individ som angitt i fig. 10 og 11, men også av melkeprisen. Prisutslagene i det materiale vi har behandlet, har ikke vært tilstrekkelig kraftig til at vi direkte har kunnet måle denne siste avhengighet. Man kan imidlertid trekke visse slutninger indirekte. Engelelastisiteten  $E$  og den ordinære elastisitet m. h. t. inntekten  $e$  skal være de partielle tilvekstgrader av en og samme funksjon ( $e$  dog med forandret fortegn), nemlig Engelfunksjonen, d. v. s. den funksjon som uttrykker hvorledes kvantum avhenger av inntekt og pris. Nærmere bestemt,  $e$  (med forandret fortegn) og  $E$  er de relative (logaritmiske) tilvekstgrader av denne funksjon. Men da må der mellom  $e$  og  $E$  bestå relasjonen

$$(10,4) \quad \frac{\delta E}{\delta \log p} = - \frac{\delta e}{\delta \log r}$$

Den måte hvorpå  $E$  forandrer sig med  $p$  er altså den samme som den måte hvorpå  $e$  forandrer sig med  $r$  (idet forandringene i  $p$  og  $r$  i begge tilfeller regnes i procent.) Av fig. 10 kan vi avlese at elastisiteten m. h. t. prisen  $e$  synker fra ca. 1 til ca. 0,5, når  $r$  stiger fra ca. 440 til ca. 920. D. v. s. vi har tilnærmetvis

$$(10,5) \quad \frac{\delta e}{\delta \log r} = \frac{1,0 - 0,5}{\log 440 - \log 920} = - 1,55$$

M. a. o. vi kan slutte at  $E$  må stige (synke) med ca. 0,15 når realprisen stiger (synker) med ca. 10 pct. Nu vet vi at prisvariasjonen i det foreliggende materiale neppe har gått over  $\pm 10$  pct. De unøyaktigheter i  $E$  som er kommet inn av denne grunn er derfor neppe mer enn  $\pm 0,15$  regnet som absolutt tilvekst eller fradrag i  $E$ . Dette ligger som man ser innenfor båndet i fig. 11.

Ved å kombinere (10,4) med (9,3) kan vi også trekke en slutning om hvorledes  $e$  forandrer sig med prisen. Da  $L$  kan antas kun å avhenge av inntekten, ikke av melkeprisen, får vi

$$(10,6) \quad \frac{\delta e}{\delta \log p} = L \frac{\delta E}{\delta \log p}$$

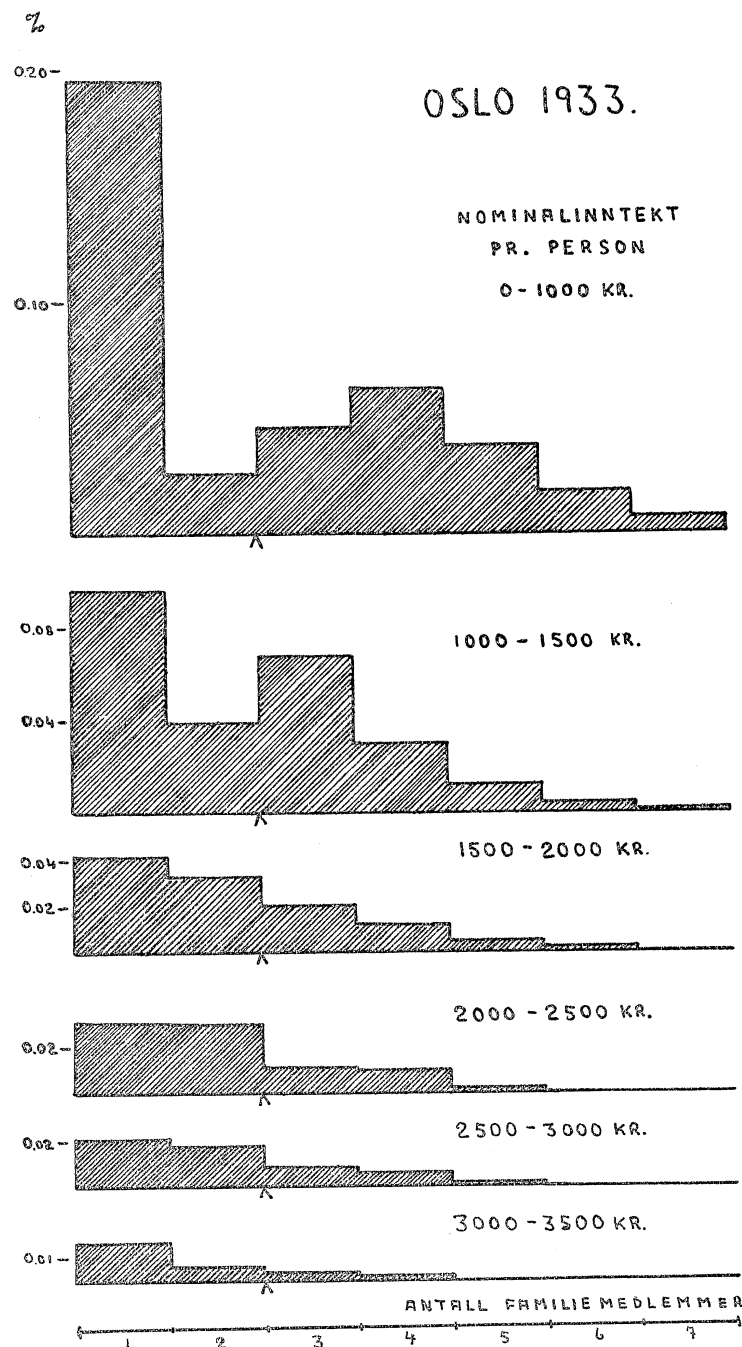


Fig. 12. Fordeling av personer etter familiens størrelse og nominalinntekt pr. person, Oslo 1933.

M. a. o. siden  $L$  kan anslåes til å ligge omkring 0,5 à 0,7, vil de unøiaktigheter som er kommet inn i  $e$  på grunn av prisvariasjoner i høiden være litt over halvparten av de som er kommet inn i  $E$ . Dette ligger praktisk talt over hele området innenfor båndet i fig. 10.

Hvis man vil kan man for øvrig på grunnlag av (10,5) og (10,6) og den observerte forandring av  $e$  med  $r$  opstille en temmelig nøyaktig korreksjonsformel for prisens innflytelse såvel på  $e$  som på  $E$ , men vi skal ikke gå nærmere inn på dette.

I innledningen blev anslagsvis nevnt at der i Oslo neppe er mer enn 12 à 15 pct. av befolkningen, og i landet under ett neppe mer enn 6 à 8 pct., som har en inntekt av 1 500 à 2 000 real-kroner pr. individ. Disse anslag er funnet på følgende måte. For Oslo kan tallet bestemmes nøyaktig da man her kjenner fordelingen av skattyderne både efter antatt inntekt og forsørgelsesbyrde.<sup>1</sup> Vi har brukt tallene for 1933. (Statistisk Årbok for Oslo by 1935).

Resultatet er gjengitt i tab. (10,7) og i fig. 13. (Fig. 13 er tegnet som en optellingskurve).

Tabell (10, 7).  
Fordelingen av personer efter personinntekt  
i realkroner. Oslo 1933.

Realinntekt pr. hode.	Procent av befolkningen.
Kr.	Pct.
Under 700 . . . . .	45
700—1 000 . . . . .	20
1 000—1 500 . . . . .	16
1 500—2 000 . . . . .	9
2 000—2 500 . . . . .	4
2 500—3 000 . . . . .	2
over 3 000 . . . . .	4
Sum	100

<sup>1</sup> La  $H_k(r)$  og  $G_k(s)$  ha samme betydning som i fotnoten side 53. Da vil  $H(r) = \sum H_k(r)$   $k = 1, 2 \dots$  være den summariske fordeling av personene efter personinntekt.

I Oslo har altså iflg. optellingskurven 13,5 pct. av individene en inntekt pr. individ av 1750 realkroner eller mere. (Se fig. 13.) Dette er grunnlaget for vårt anslag om at 12 à 15 pct. har en inntekt på 1500 à 2000 realkroner eller derover.

For landet under ett kjenner man ikke nogen fullstendig inntektsfordeling. Vi må derfor her nøie oss med en grovere

OSLO 1933

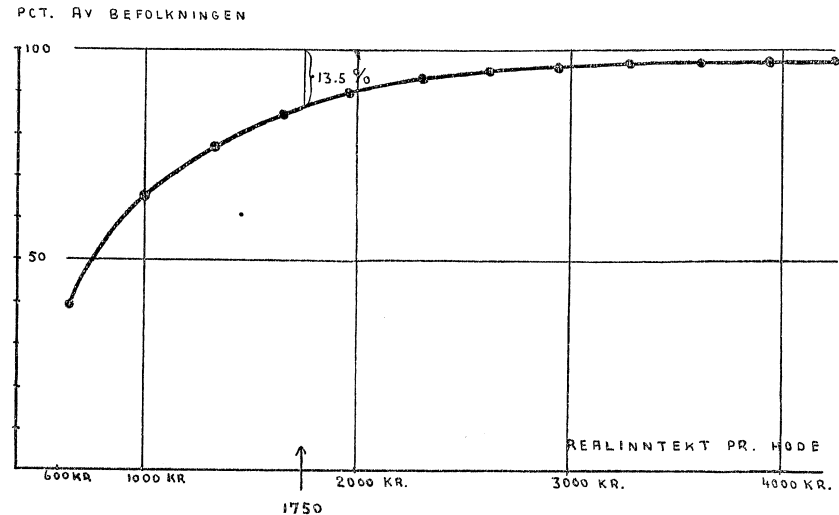


Fig. 13. Procent av befolkningen som har under en viss personinntekt.

beregning. Sier vi at den relative inntektsfordeling for landet (inntekten regnet pr. individ) er fremgått av den for Oslo simpelthen derved at enhver person har fått sin inntekt nedsatt i et bestemt forhold — nemlig forholdet mellem gjennomsnittsinntekten i landet og Oslo —, så er landets relative inntektsfordeling gitt. Den kan uten vanskelighet avledes av den som er gitt i fig. 13 og tab. (10,7).<sup>1</sup> Vi finner at det da kun er ca. 2,5 pct. av individene i landet som har en realinntekt på 1750 kr. eller derover. Men dette anslag er sikkert for lite. Landets fordeling er ikke fremkommet ved en slik proporsjonal forskyvning. Vi vet jo bl. a. at alle de store inntekter i landet ikke kan være

<sup>1</sup> Hvis  $H^*(r)$  er personinntektsfordelingen for landet og  $H(r)$  den for Oslo, (jfr. fotnotene foran) så vil under den nevnte forutsetning  $H^*(r) = H(mr)$  hvor  $m$  er forholdet mellem gjennomsnittsinntekten pr. person i Oslo og i landet.

fremkommet på denne måte, ti de store inntekter i Oslomassen gjenfinnes selvfølgelig i landets masse uavkortet. I landet er det derfor sannsynligvis flere individer med høi inntekt enn vi finner ved den nevnte proporsjonale forskyvning.

Vi kan foreta anslaget på en annen måte som ikke inneholder en slik skjevhet. Vi kan benytte oss av at landets inntektsfordeling av skattyderne (ikke individene) er kjent og sammenligne «halen» av denne fordeling med den tilsvarende for Oslo. Av skattyderne var det i 1933 1,23 pct. i landet under ett og 2,33 pct. i Oslo som hadde 10 000 kroner eller mer i antatt kommunal inntekt (nom. kroner). Forholdet mellom disse procenter er  $\frac{1,23}{2,33} = 0,53$ . Dette forholdstall kan utregnes også for andre inntekter enn 10 000 kr. Sannsynligvis vil det variere med inntekten. Derimot synes det å være en nokså plausibel hypotese at det for store inntekter er omtrent det samme for en familie på 1 person som for en på 2 personer o. s. v. I alle fall synes det ikke å være nogen grunn til å tro at variasjonen av dette forholdstall med familiens størrelse er annet enn tilfeldig. Gjør man denne hypotese, kan personinntektsfordelingen for de store inntekter i landet utregnes på grunnlag av kjennskapet til den summariske skattyderinntektsfordeling i landet og den detaljerte personinntektsfordeling for Oslo.<sup>1</sup> Man finner da at det i landet er ca. 7 pct. av individene som har en realinntekt pr. individ av 1750 kr. eller derover. Dette danner grunnlaget for det anslag på 6 à 8 pct. som er nevnt i innledningen.

Tilslutt skal nevnes at vi også — med velvillig bistand av Oslo Hjemmenes Vel — har foretatt en enquête blandt noen Oslohusmødre. Husmødrene blev spurt om hvilket melkekvantum de nu brukte, og hvor meget de vilde bruke hvis prisen blev

<sup>1</sup> La  $G_k^*(s)$  være skattyderinntektsfordelingen for landet, og  $G_k(s)$  den for Oslo (jfr. fotnotene foran). Hvis forholdet  $G_k^*(s)/G_k(s)$  er uavhengig av  $k$ , blir den summariske personinntektsfordeling for landet  $H^*(r) = \sum_k c^*(kr) H_k(r)$  hvor  $c^*(s) = G^*(s)/G(s)$ . Her er  $G^*(s)$  og  $G(s)$  de summariske skattyderinntektsfordelinger for henholdsvis landet og Oslo, og  $H_k(r)$  den detaljerte personinntektsfordeling for Oslo.

forandret på visse nærmere angivne måter. Resultatet var en meget høi elastisitet, gjennomsnittlig omkring 1,0, og den var som man måtte vente desto høiere jo mindre inntekten var. Elastisitetskurven bestemt på denne måte lå i sin helhet over båndet i fig. 10, særlig for de høie inntekter. Dette går i den retning man iflg. teorien kan vente når man sammenligner en individual-elastisitetskurve med den tilsvarende markedskurve. Vi tror imidlertid at forskjellen her er for stor til at den i sin helhet kan være reell. Antagelig er enquêteelastisitetene blitt noget for høie. Vi har erfaring for at slike enquêtes kan gi ganske brukbare resultater hvis en assistent som nøie kjenner problemstillingen personlig snakker med dem som skal gi opplysningene. Men det var i dette tilfelle ikke anledning til å ta slike forholdsregler. Enquêten blev gjennomført kun ved utsendelse av skjemaer. Vi anser det derfor sannsynlig at der har gjort sig gjeldende en viss overdreven forestilling om hvad man vilde gjøre hvis prisen blev forandret. Lignende fenomener er kjent fra enquêtes i andre land.

## 11. Sammenligning mellem observert og beregnet omsatt melkemengde.

På grunnlag av kjennskapet til efterspørselselastisiteten m. h. t. prisen og m. h. t. inntekten og den fremmede trend kan vi nu for hvert enkelt år foreta en beregning over hvor stort det omsatte kvantum skulde ha vært, hvis kun inntekten, prisen og den fremmede trend hadde virket. Og så kan dette tall sammenlignes med det faktisk observerte. Vi har utført en slik beregning for den offisielle meieristatistikks tall for landet under ett for perioden 1925—35. De procentvise avvikelserne mellom den beregnede og den observerte omsetning er fremstillet grafisk i fig. 14. Feilen ligger som man ser gjennomsnittlig omkring 4 à 5 pct. I betraktning av hele materialets art og av at beregningene er foretatt ut fra et for hele perioden fast gjennomsnitt, altså ikke ved å ta hvert år som nytt utgangspunkt, — er dette kanskje ikke så helt galt, selv om det selvfølgelig er ønskelig å kunne gjøre det meget bedre. Den omstendighet at feilen blir så vidt stor beviser selvfølgelig ikke at de beregnede elastisiteter i sig selv er feil ansatt. Men den antyder at hvis

man ønsker å kunne gjøre en mere nøiaktig estimering av omsetningen må man ta med visse andre faktorer og dessuten søke å observere med større skarphet de størrelser man allerede har betraktet.

Den første betingelse for en mere nøiaktig estimering av omsetningen er at man kan få mer nøiaktige inntektsdata. Inntektsvariasjonene fra det ene år til det annet må kjennes ikke bare summarisk, men særskilt for hver inntekts- og forsergesgruppe. Dernest trenges leveomkostningsindekser særskilt for de forskjellige strøk av landet. Selve melkeomsetningsopga-

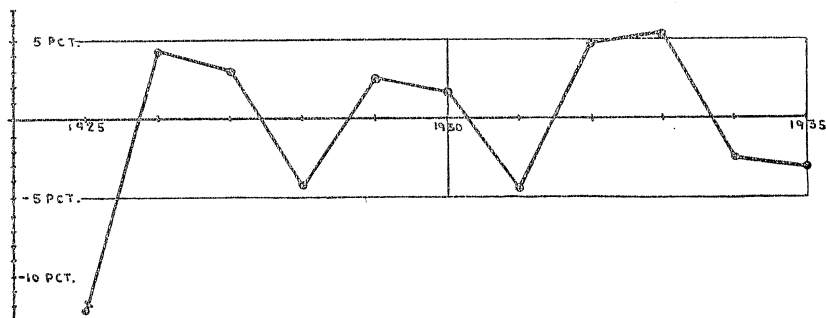


Fig. 14. Avvikelser mellom beregnet og observert melkeomsetning i landet.

vene skulde nu efter sentralenes innførelse være så gode som man trenger dem. Ved hjelp av slike data og ved å ta hensyn til enkelte sekundære faktorer som vi har sett bort fra (f. eks. temperaturen) burde kalkylen av det omsatte kvantum kunne bringes ned i en feil av under 1 pct.

Idet vi avslutter denne fremstilling vil vi frembære vår beste takk til de mange i offentlige og private institusjoner som med stor beredvillighet har gitt oss opplysninger.

Vi er naturligvis klar over at de data vi har hatt å bygge på for bestemmelse av efterspørselastisiteten m. h. t. prisen og m. h. t. inntekten ikke har vært så gode som ønskelig kunde være. Et enkelt resultat opnådd ved disse data vilde vi derfor ikke festet megen lit til. Men når målinger gjort på såvidt mange forskjellige måter stemmer nokså bra overens, blir saken en annen. Den mulighet foreligger kanskje at det er et eller

annet forhold vi har oversett og som har innført en ensrettet feil i alle våre målinger, men vi anser dette for meget usannsynlig. Ethvert bidrag i retning av å klarlegge et slikt forhold som har gått igjen i alle våre målinger vil være meget verdifullt. Men det vil være liten hjelp i en kritikk som bare henviser til at det ene eller det annet sett av våre data er ufullkomne. Den analyseteknikk vi har brukt er jo spesielt innstillet på å skjære gjennom så mange som mulig av disse ufullkommenheter (bl. a. den fremmede trendbevegelse og tilfeldige år-til-år svingninger) slik at den systematiske sammenheng mellom de betraktede størrelser allikevel kommer frem. På tross av uregelmessigheter i materialet er det derfor fullt mulig (og vi anser det sannsynlig) at selve de elastisiteter vi har beregnet allikevel ligger nær de riktige. En kritikk av våre elastisitetsberegninger som skal være positiv må derfor påvise hvorfor de eventuelle feil i materialet har gått i en slik ensidig retning at de ikke er blitt eliminert ved den anvendte teknikk.

#### Litteraturfortegnelse<sup>1</sup>

- Bartlett, R. W.: Prices and Consumption of Milk in Specific Cities. University of Illinois Agricultural Experiment Station. Bull. 397, 1934.
- St. Louis Milk Problems with Suggested Solutions. University of Ill. Agricultural Experiment Station. Bull. 412, 1935.
- Beretninger fra Oslo Helseråd.
- Cassels, John: The Fluid-Milk Program of the Agricultural Adjustment Administration. The Journal of Political Economy. Vol. XLIII No. 4. Aug. 1935.
- A Study of Fluid Milk Prices. Harvard Economic Studies. Vol. LIV 1937.
- Gilboy, Elizabeth Watermann: Studies in Demand: Milk and Butter. The Quarterly Journal of Economics. Vol. XLVI 1932.
- Landbruksdepartementets Fettplankomité av 1935. Innstilling 1936.
- King, Clyde L.: The Price of Milk. Philadelphia 1920.
- Mork, R.: Die Milchwirtschaftliche Marktordnung Norwegens. Sonderdruck aus den Berichten des XI. Milchwirtschaftlichen Weltkongresses, Berlin 1937.
- Om bybefolkningens melkeforbruk. Foredrag under Norske Melkeproducenters Landsforbunds årsmøte 1927.
- Norske Melkeproducenters Landsforbunds beretninger. (N. W. Brøggers boktrykkeri, Oslo).
- Om tiltak og retningslinjer for bedring av jordbrukets kår. (St. med. nr. 18. 1935).

<sup>1</sup> Docent R. Mork, Landbrukshøiskolen, Ås, har gitt oss verdifulle opplysninger til denne litteraturfortegnelse.

Rapport définitif du comité mixte de la Société des Nations: L'alimentation dans ses rapports avec l'hygiène, l'agriculture et la politique économique. Geneve 1937.

Report of the Reorganisation Commission for Milk. (London 1933).

Ross, H. A.: The Marketing of Milk in the Chicago Dairy District. University of Illinois Agricultural Experiment Station, Bull no. 259. Illinois (Urbana) June 1925.

— Some Factors Affecting the Demand for Milk and Cream in the Metropolitan Area of New York. United States Department of Agriculture, D. C. Technical Bull. no 73, June 1928.

Saarheim, Lina Kvammen: Melkeforbruk og prispolitikk. (En kort utredning om disse spørsmål belyst ved statistikk). Studentersamfundets skrivemaskinstue, Oslo 1936.

Waite, C. Warren and Cocks, Rex W.: A Study of the Consumption of Dairy Products in Minneapolis 1934. University of Minneapolis. Bull. 311.

Åkermann, Gustaf: Mjölkgrelingen. Norstedt och Söner. Stockholm 1937.