

NN 8201

no 326

VRAAGANALYSE
VOOR LANDBOUWPRODUKTEN
UIT TIJDREEKSEN

M. T. G. MEULENBERG

08201.326

Bibliotheek
der
Landbouw Hogeschool
WAGENINGEN

STELLINGEN

I

Wiskundig-statistische vraaganalyse is een noodzakelijk onderdeel van een verantwoorde marktverkenning en dient om die reden in Nederland voor landbouwprodukten meer te worden toegepast.

II

De conclusie van DE ROOS en SCHOUTEN, dat uitsluitend de bevolkingsgroei bepalend is voor de groeivoet van het Nationale Inkomen op lange termijn is slechts geldig onder zeer specifieke veronderstellingen en bezit daarom weinig realiteitswaarde.

DE ROOS en SCHOUTEN: Groetheorie p. 129.

III

Wil een officiële Nederlandse terminologie voor statistische en wiskundig-statistische begrippen de vele en soms verwarrende verschillen, die thans in de naamgeving dienaangaande bestaan, opheffen, dan dient zij consequent in onderwijs en leerboeken te worden doorgevoerd.

IV

Gezien de behoefte om vraagfuncties van landbouwprodukten uit recente gegevens te schatten, is de betekenis van de asymptotische eigenschappen der schatters verkregen met de „limited information maximum likelihood” methode en de methode der kleinste kwadraten in twee ronden niet groot.

V

Hoewel THIMM betwijfelt, dat de Internationale Tarwe Overeenkomst veel invloed heeft uitgeoefend op de wereldmarkt voor tarwe, meent hij dat zij een functie heeft als verzekering gedurende crisisperioden. Deze laatste gedachte is gezien het landbouwbeleid voor tarwe in de traditionele ex- en importlanden te optimistisch.

THIMM H. U.: „Das Internationale Weizenabkommen seit 1949”, Berichte über Landwirtschaft 39 (2) 1961, p. 311.

VI

Een kostprijs voor sla geteeld onder glas heeft geen functie in het te voeren nationale tuinbouwbeleid. Hij heeft ook weinig betekenis als instrument voor het bedrijfsbeleid.

L.E.I. Rapporten no. 304 en 324.

VII

Boven de tegenwoordige vorm van gespecialiseerd lager en middelbaar landbouwonderwijs is een opzet te verkiezen, waarin het landbouwonderwijs als gespecialiseerd onderwijs aansluit op het bestaande V.H.M.O., U.L.O. of Nijverheidsonderwijs.

VIII

De voorstellen van de Commissie van de Europese Economische Gemeenschap aangaande het gemeenschappelijk beleid voor rijst, zijn te gedetailleerd en niet in overeenstemming met de betekenis van dit produkt voor de West-europese landbouw.

Supplement van het Bulletin van de Europese Economische Gemeenschap no. 11, 1961.

IX

De mening dat de vervanging van het privaat-ondernemerschap, zoals bedoeld door SCHUMPETER, door het ondernemerschap der overheid geen wijziging brengt in het karakter van de economische ontwikkeling is aanvechtbaar.

D. RIMMER: „Schumpeter and the underdeveloped countries”, The Quarterly Journal of Economics, 75 (3), 1961, p. 433.

X

Voor een gunstige ontwikkeling van coöperaties op het gebied van verwerking en afzet van landbouwprodukten is het wenselijk, dat de leiding van de coöperatie met de leden bindende afspraken kan maken over hun produktie- en afzetbeleid in zoverre dit gericht is op afzet via de coöperatie.

XI

Sociaal-psychologisch marktonderzoek, waaraan met de toenemende kwaliteitseisen en voortgaande produkt differentiatie een groeiende behoefte zal bestaan voor de landbouw, vereist minder landbouwkundige achtergrond dan het economisch marktonderzoek.

**VRAAGANALYSE
VOOR LANDBOUWPRODUKTEN UIT TIJDREEKSEN
(MET EEN TOEPASSING OP DE SLAMARKT)**

(WITH A SUMMARY)



Dit proefschrift met stellingen van

MATHIAS THOMAS GERARDUS MEULENBERG

landbouwkundig ingenieur, geboren te Oirsbeek, 19 augustus 1931, is goedgekeurd door de promotoren, Dr. TH. L. M. THURLINGS, hoogleraar in de staathuishoudkunde en Dr. N. H. KUIPER, hoogleraar in de wiskunde.

De Rector Magnificus der Landbouwhogeschool

W. F. EUSVOOGEL

Wageningen, 21 mei 1962

NN 8201,326

~~10-1-62~~

VRAAGANALYSE
VOOR LANDBOUWPRODUKTEN
UIT TIJDREEKSEN

(MET EEN TOEPASSING OP DE SLAMARKT)

(WITH A SUMMARY)

PROEFSCHRIFT

TER VERKRIJGING VAN DE GRAAD
VAN DOCTOR IN DE LANDBOUWKUNDE
OP GEZAG VAN DE RECTOR MAGNIFICUS IR. W. F. EUSVOOGEL,
HOOGLEERAAR IN DE HYDRAULICA, DE BEVLOEIING,
DE WEG- EN WATERBOUWKUNDE EN DE
BOSBOUWARCHITECTUUR,
TE VERDEDIGEN TEGEN DE BEDENKINGEN
VAN EEN COMMISSIE UIT DE SENAAT
VAN DE LANDBOUWHOGESCHOOL TE WAGENINGEN
OP VRIJDAG 22 JUNI 1962 TE 16 UUR
DOOR

M. T. G. MEULENBERG



H. VEENMAN EN ZONEN N.V. - WAGENINGEN - 1962

1511-104439-03.

**Bibliotheek
der
Landbouw Hogeschool
WAGENINGEN**

Ter nagedachtenis aan Vader

Aan Moeder

Aan Fien

VOORWOORD

Bij het beëindigen van dit proefschrift wil ik in de eerste plaats aan U, Hooggeleerde THURLINGS, Hooggeachte promotor mijn dank betuigen voor Uw belangstelling, de waardevolle kritiek en suggesties ten aanzien van mijn werk aan Uw afdeling en van dit proefschrift in het bijzonder.

Hooggeleerde KUIPER, Hooggeachte promotor, Uw benadering van wiskundig statistische problemen is voor mij een voorbeeld van zelfstandig wetenschappelijk denken.

Tevens stel ik het zeer op prijs, U hooggeleerde HOFSTEE, HORRING en WELSENSIEK te danken voor Uw bijdrage in mijn wetenschappelijke vorming.

Bij het bewerken van dit proefschrift diende Drs. A. A. P. VAN DRUNEN vaak van advies, terwijl de gesprekken met Dr. Ir. L. C. A. CORSTEN en Ir. L. R. VERDOOREN over statistische problemen verhelderend voor mij waren. Hen ben ik hiervoor zeer erkentelijk.

Het produktchap voor Groenten en Fruit, vooral de heren J. VERHAVE en S. J. VAN EMST van de afdeling Statistiek ben ik dankbaar voor de medewerking bij het beschikbaar stellen van de gewenste gegevens. De heer H. HAKSTEGE wil ik gaarne dank zeggen voor de zorgvuldige wijze, waarop hij de figuren in dit proefschrift heeft verzorgd.

VRAAGANALYSE VOOR LANDBOUWPRODUCTEN
 UIT TIJDREEKSEN (met een toepassing op de slamarkt)
 (with a summary)

door/by

M. T. G. MEULENBERG

*Afdeling Staathuishoudkunde, Landbouwhogeschool, Wageningen,
 Nederland*

(Ontvangen/Received 19.2.'62)

INHOUD

	pag.
1. Inleiding en overzicht	3
2. De economische theorie van de vraag	5
2.1. Inleiding	5
2.2. Statische vraagtheorieën	6
2.3. Dynamische vraagtheorieën	16
2.4. Enige aggregatie-problemen	24
3. Eigenschappen van het landbouwproduct, alsmede de wijze van afzet en verbruik en hun betekenis voor het formuleren van de vraagfunctie	26
3.1. Inleiding	26
3.2. De eigenschappen van het landbouwproduct, benevens de wijze van verbruik en aankoop in zoverre zij van belang zijn voor het vaststellen van de vraagfunctie in de kleinhandelsmarkt	27
3.2.1. De eigenschappen van landbouwproducten en hun betekenis voor het formuleren van de vraagfunctie	27
3.2.2. Enige aspecten van de verbruik- en aankoopgewoonten van landbouwproducten	28
3.2.3. Conclusie ten aanzien van de formulering der vraagfunctie in de kleinhandelsmarkt	30
3.3. De marktomstandigheden in zoverre zij van betekenis zijn voor het vaststellen van de vraagfunctie af boerderij	30
3.3.1. Inleiding	30
3.3.2. Over de noodzaak van het onderscheiden van deelvragen	31
3.3.3. De verschillen in de invloed van prijzen en inkomen op de vraag af boerderij en in de kleinhandelsmarkt	33
3.3.4. Enige bijzondere omstandigheden in de Nederlandse landbouwmarkten; overheidsingrijpen, machtsposities, contractteelt	41
4. Enige statistische methoden voor het schatten van de vraagfunctie en problemen, die zich bij het gebruik hiervan voordoen	46
4.1. Inleiding	46
4.2. De wiskundige vorm van de vraagfunctie	46

	pag.
4.3. Enige veel gebruikte statistische methoden voor het schatten van de vraagfunctie	47
4.4. Enige punten, waarin de vraagfunctie en de gebruikte gegevens vaak afwijken van de specificatie onder 4.3.	48
4.5. De betekenis van de in 4.4.3. besproken schattingsmethoden voor overgeïdentificeerde vraagvergelijkingen van landbouwproducten	60
4.6. De aanwezigheid van een trend in de variabelen	63
4.7. Het schatten van de coëfficiënten der vraagvergelijkingen uit kwartaal- of maandgegevens	65
4.8. Het bepalen van elasticiteitscoëfficiënten	66
5. Enige vraagonderzoekingen in de Verenigde Staten	68
5.1. Inleiding	68
5.2. Enige vraagonderzoekingen voor eieren	69
5.3. Enige vraagonderzoekingen voor tarwe	71
5.4. Enige vraagonderzoekingen voor rundvlees en varkensvlees	74
5.5. Conclusie	78
6. De vraag- en prijsontwikkeling van kropsla in Nederland	79
6.1. Een algemene verkenning	79
6.2. De slamarkt in januari en februari	84
6.2.1. Beschrijving van de markt	84
6.2.2. Het krachtspel in de slamarkt	86
6.2.3. Het model	88
6.2.4. De gegevens	89
6.2.5. Resultaten	90
6.2.6. Samenvatting	93
6.3. De slamarkt in maart, april en mei	94
6.3.1. Beschrijving van de markt	94
6.3.2. Het krachtspel in de slamarkt	97
6.3.3. Het model	99
6.3.4. De gegevens	101
6.3.5. Resultaten	101
6.3.6. Samenvatting	107
6.4. De slamarkt in juni, juli en augustus	108
6.4.1. Beschrijving van de markt	108
6.4.2. Het krachtspel in de slamarkt	110
6.4.3. Het model	111
6.4.4. De gegevens	112
6.4.5. Resultaten	112
6.4.6. Samenvatting	114
6.5. De slamarkt in september en oktober	115
6.5.1. Beschrijving van de markt	115
6.5.2. Het krachtspel in de slamarkt	116
6.5.3. Het model	117
6.5.4. De gegevens	118
6.5.5. Resultaten	118
6.5.6. Samenvatting	120
6.6. De slamarkt in november en december	121
6.6.1. Beschrijving van de markt	121
6.6.2. Het krachtspel in de slamarkt	123
6.6.3. Het model	124
6.6.4. De gegevens	124
6.6.5. Resultaten	124
6.6.6. Samenvatting	125
6.7. De invloed van de marge op het verschil tussen de prijselasticiteiten af tuinderij en in de kleinhandelsmarkt	126
7. Summary	131
Literatuur	133

1. INLEIDING EN OVERZICHT

Om toekomstige ontwikkelingen in de vraag naar een landbouwprodukt ¹⁾ te kunnen beoordelen, is het gewenst dat men de kwantitatieve invloed van prijzen, inkomen en eventuele andere factoren op de vraag kent. Een dergelijk inzicht in de structuur van de vraag kan worden verkregen uit een statistische analyse van tijdreeksgegevens; vooral in de Verenigde Staten is op dit punt reeds veel werk verricht.

Ook voor diverse Nederlandse landbouwprodukten zijn dergelijke onderzoeken uitgevoerd, echter zij beperken zich meestal tot de binnenlandse vraag – vaak in de kleinhandelsmarkt –; onderzoeken af boerderij, waarin naast de binnenlandse ook de buitenlandse vraag werd betrokken, zijn voor ons land uiterst zeldzaam. Een vraaganalyse af boerderij zal bij de vele Nederlandse landbouwprodukten, waarvan een groot gedeelte der productie wordt uitgevoerd, de uitvoer in haar beschouwingen moeten betrekken, wil men een goed inzicht in de structuur van de afzet krijgen.

Voor de afwezigheid van dergelijke uitvoeranalyses zijn wel enkele oorzaken aan te geven. Zo ontbreken vaak de gewenste tijdreeksgegevens betreffende de uitvoermarkten. Tevens echter heeft de uitvoer soms een toevallig karakter en is hij niet alleen afhankelijk van de behoeften van de buitenlandse consument, maar ondergaat ook de invloed van geregeld veranderende concurrentieposities ten opzichte van andere exporterende landen en de productie van het importerende land. Dergelijke omstandigheden belemmeren het vaststellen van een uitvoerfunctie en/of maken het voorspellen van de te verwachten uitvoer uit dergelijke functies moeilijk.

Buiten deze problemen bij het vraagonderzoek uit tijdreeksgegevens, die voortspruiten uit de grote uitvoerquote van Nederlandse landbouwprodukten, wordt wel als bezwaar tegen tijdreeksanalyse aangevoerd, dat de vraagfunctie geschat wordt met gegevens uit het verleden – vaak tien tot twintig voorgaande jaren – en daarom bij een zeer snelle ontwikkeling in de consumptiegewoonten slechts historische waarde bezit.

Hoewel in deze kritiek een kern van waarheid schuilt, achten wij hem toch niet van doorslaggevende aard. De talrijke vraagonderzoeken in de Verenigde Staten, waarvan wij er enige in hoofdstuk 5 aan een kritische beschouwing zullen onderwerpen, tonen het nut van dergelijke onderzoeken voor dit land duidelijk aan. Het moet echter worden toegegeven, dat de marktomstandigheden in de Verenigde Staten in bepaald opzicht afwijken van de Nederlandse – met name de veel geringere exportquote bij de meeste landbouwprodukten – zodat het nut van dergelijke vraagonderzoeken voor de Nederlandse landbouw nog niet evenredig hoeft te zijn aan dat voor de Amerikaanse.

Wij willen daarom in deze studie de mogelijkheden van dergelijk statistisch vraagonderzoek op grond van tijdreeksen voor Nederlandse landbouwprodukten onderzoeken door eerst in een aantal hoofdstukken op de theoretische achtergronden van de methode van onderzoek in te gaan en daarna als toepassing een analyse van de vraag naar sla uit te voeren.

¹⁾ We beperken onze beschouwingen tot landbouwprodukten, die direct of indirect voor menselijke voeding worden aangewend.

HET THEORETISCH GEDEELTE

In een statistisch vraagonderzoek kan men twee fasen onderscheiden, te weten, het stellen van een hypothese als vraagfunctie en het schatten van deze vraagfunctie uit de beschikbare tijdreeksgegevens.

Het formuleren van de vraagfunctie steunt op de kennis van het consumentengedrag ten aanzien van landbouwprodukten en het inzicht in de structuur van de afzetketen. Wij openen ons theoretisch gedeelte daarom met een hoofdstuk over de economische vraagtheorie, waarin zowel aan de statische als aan de meer recente dynamische vraagtheorieën aandacht is geschonken. Hier zal reeds blijken, dat een aantal theorieën voor het onderzoek weinig betekenis heeft; niettemin is het wenselijk enkele punten met betrekking tot de consumptiegewoonten en afzetmethoden van landbouwprodukten nader te bezien, wil men de vraagfunctie voldoende kunnen preciseren. Deze punten zullen in hoofdstuk 3 aan de orde worden gesteld, waarbij de verschillen in de kleinen- en groothandelsmarkt worden benadrukt.

Vervolgens zal in hoofdstuk 4 worden nagegaan hoe de formulering van de vraagfunctie en de eigenschappen van de gebruikte gegevens de keuze van de schattingsmethode beïnvloeden en van betekenis zijn voor de interpretatie van de gevonden resultaten.

Deze meer theoretische beschouwingen zullen in hoofdstuk 5 worden afgerond met een bespreking van een aantal vraagonderzoekingen uit de Verenigde Staten.

HET EMPIRISCH GEDEELTE

Het vraagonderzoek van sla aan de Nederlandse veilingen is als toepassing van de voorgaande theoretische beschouwingen uitgevoerd. Dit onderzoek is tevens interessant, omdat de afzet van sla door een aantal omstandigheden wordt gekenmerkt, die in het begin van deze inleiding als belemmering voor een zinvol vraagonderzoek werden gezien. Immers:

- a) de uitvoer vormt een zeer belangrijk gedeelte van de totale afzet;
- b) het binnenlands verbruik vertoont in bepaalde gedeelten van het jaar een zeer snelle ontwikkeling tijdens de periode van onderzoek 1948 t/m 1960;
- c) van bepaalde factoren, die geacht worden de vraag te beïnvloeden, ontbreken de gewenste gegevens;
- d) bovendien wordt door een minimum-prijssysteem de vrije prijsvorming doorkruist.

Ofschoon deze omstandigheden het onderzoek bemoeilijken, wordt het anderzijds vergemakkelijkt doordat aan industriële verwerking en voorraadvorming geen aandacht hoeft te worden besteed.

Los van de omstandigheid, dat een vraagonderzoek van sla door de punten van overeenkomst met andere Nederlandse landbouwprodukten, een goede toelichting vormt op de theoretische paragrafen, achten wij het wegens de betekenis van sla voor de Nederlandse tuinbouw belangrijk om een duidelijk inzicht in de structuur van de afzet van dit produkt te krijgen. Immers, hoewel voor sla geregeld marktverkenningen worden verricht door het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen, is ons geen statistische analyse van de vraag bekend.

Gezien de uiteenlopende marktsituaties binnen het jaar moet de vraag per

seizoen worden onderzocht. Terwijl het onderzoek grotendeels af tuinderij wordt uitgevoerd wordt in de laatste paragraaf van hoofdstuk 6 getracht de vraag in de kleinhandelsmarkt te analyseren.

2. DE ECONOMISCHE THEORIE VAN DE VRAAG

2.1. INLEIDING

De vraag van een consument is afhankelijk van de prijs van het betreffende goed en van de prijzen van andere, substitutieve of complementaire, goederen. Voorts wordt zij beïnvloed door de hoogte van het inkomen van de consument en eventuele specifieke factoren, zoals bij voorbeeld de temperatuur; tevens zijn de consumptiegewoonten van belang voor de grootte van het verbruik.

De omvang van de vraag in een bepaalde periode zal behalve van deze systematische factoren het gevolg zijn van toevallige omstandigheden. Het is echter duidelijk dat een vraaganalyse vooral gericht is op de samenhang tussen de vraag en de genoemde systematische factoren, met andere woorden op de kennis van de vraagfunctie. Deze systematische invloeden van prijzen, inkomens en specifieke factoren, brengen gelijktijdig een bepaalde vraag tot stand. Niettemin worden zij in de economische theorie veelal geïsoleerd beschouwd. Wij stellen ons in dit hoofdstuk tot taak om na te gaan in hoeverre de economische theorie een inzicht verschaft in de invloed van de genoemde systematische factoren op de vraag. Hierbij zal het volgende schema worden gevolgd:

Vraagfunctie	Statisch	$\left\{ \begin{array}{l} q_{i,t} = f(p_{i,t}) \\ q_{i,t} = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t) \\ q_{i,t} = f(y_t) \\ q_{i,t} = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t, y_t) \\ q_{i,t} = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t, y_t, x_i, t \dots x_n, t) \end{array} \right.$
	Dynamisch	$\left\{ \begin{array}{l} q_{i,t} = f(p_{i,t \dots p_i, t \dots n}) \\ q_{i,t} = f(y_{t \dots y_t - n}) \\ q_{i,t} = f(p_1, t \dots p_1, t - n, \dots, p_i, t \dots p_i, t - n, \dots, p_w, t \dots p_w, t - n) \\ q_{i,t} = f(p_{i,t \dots p_i, t - n, y_{t \dots y_t - n}) \\ q_{i,t} = f(p_1, t \dots p_1, t - n, \dots, p_i, t \dots p_i, t - n, \dots, p_w, t \dots p_w, t - n, y_{t \dots y_t - n}) \end{array} \right.$

Notatie:

$q_{i,t}$ = de vraag naar goed i in periode t
 $p_{i,t-j}$ = de prijs van goed i in periode $t-j$, $j = 0 \dots n$
 $p_{k,t-j}$ = de prijs van goed k in periode $t-j$, $k = 1 \dots n$, $k \neq i$, $j = 0 \dots n$
 y_{t-j} = inkomen van de consument in $t-j$, $j = 0 \dots n$
 $x_{i,t}$ = specifieke systematische factor, $i = 1 \dots n$

De economische vraagtheorieën verschillen in het aantal factoren, dat de vraag beïnvloedt en de manier, waarop deze beïnvloeding tot stand komt.

Het voornaamste verschilpunt ligt ons inziens in de statische en dynamische benadering van het consumentengedrag. De eerste veronderstelt een onmiddellijke aanpassing van de vraag aan een prijs c.q. inkomensverandering, dan wel een aanpassing, die zich voltrekt binnen de periode, waarop de gegevens betrekking hebben. De tweede neemt aan, dat naast onmiddellijke ook ver-

traagde reacties van de consument op prijs- of inkomensveranderingen voorkomen, zodat de vraag in de periode t niet slechts bepaald wordt door de waarde der systematische factoren in t , maar ook door die in $t - i$ ($i > 0$).

Ook ten aanzien van de factoren, die als systematische factor in de vraagfunctie worden opgenomen, komen in de vraagtheorieën verschillen voor. Het zij overigens vermeld, dat het niet opnemen van bepaalde factoren in de vraagfunctie niet zijn oorsprong vindt in het afwezig achten van enige invloed hiervan op de vraag, maar vaak uit methodische redenen voortvloeit.¹⁾

Zoals reeds werd opgemerkt, oefenen inkomen en prijs gelijktijdig invloed uit op het tot stand komen van de vraag en worden beiden in empirisch onderzoek op grond van tijdreeksen in één vraagfunctie opgenomen. Om deze reden wordt hier het functioneel verband tussen de vraag en het inkomen als een mogelijke vorm van de vraagfunctie weergegeven. Dit is niet gebruikelijk in de economische theorie, waar men dit verband meestal met Engelcurve of macro-economisch met consumptiefunctie aanduidt en de naam vraagfunctie meestal reserveert voor het verband tussen gevraagde hoeveelheid en hoogte der prijzen.

De vraagfunctie wordt in empirisch onderzoek soms verfijnd door naast prijzen en inkomens andere factoren expliciet op te nemen. Deze factoren zijn vaak niet van economische aard en de economische theorie besteedt hieraan dan ook slechts weinig aandacht.

In empirisch onderzoek analyseert men de gedragingen van een groep consumenten in de markt, terwijl daarentegen de conclusies uit de vraagtheorie gebaseerd zijn op de gedragingen van één afzonderlijke consument. Om die reden is het gewenst om na te gaan hoe de micro-vraagfuncties van de individuele consumenten samenhangen met de macro-vraagfunctie, die men in empirisch onderzoek schat. Hierop zullen wij in de slotparagraaf van dit hoofdstuk summier ingaan.

Aan de vraagtheorie van duurzame goederen is in dit hoofdstuk geen aandacht besteed, omdat deze voor de meeste landbouwprodukten niet relevant is.

2.2. STATISCHE VRAAGTHEORIEËN

2.2.1. $q_t, t = f(p_t, t)$

De vraagfunctie in haar meest elementaire vorm kan ons inziens tweeledig worden verstaan. Enerzijds namelijk als de functie, die aangeeft, welke hoeveelheid van een goed tegen zekere prijs door de consument wordt gevraagd. Anderzijds als de functie die uitdrukt, hoe de prijs van een produkt afhangt van de hoeveelheid die in de markt wordt afgezet. De interesse gaat in het eerste geval vooral uit naar het consumentengedrag, in het tweede naar de prijsvorming. Al naar gelang de doelstelling van het onderzoek of betoog ligt het accent op een van beide interpretaties.

De klassieken

Reeds SMITH en RICARDO schonken aandacht aan de samenhang tussen de gevraagde hoeveelheid van een goed en de prijs, waarbij hun belangstelling vooral uitging naar de prijsvorming als instrument voor de allocatie van de produktiefactoren en de hiermee samenhangende inkomensverdeling. Een vraagfunctie als de verzameling van de mogelijke prijs - hoeveelheid combina-

¹⁾ Men denke aan de partiële benadering van MARSHALL.

ties in de markt werd door hen niet gebruikt en was in het kader van hun beschouwingen niet zo belangrijk. SMITH immers stelde dat door de vrije concurrentie een evenwicht in de markt zou ontstaan, waarbij het goed de natuurlijke prijs zou doen, gelijk aan de produktiekosten van dit goed.¹⁾

Overigens wees SMITH erop, dat de marktprijs vaak afwijkt van de natuurlijke prijs, omdat meer of minder dan de „effectual demand” – de hoeveelheid die bij de natuurlijke prijs wordt afgenomen – in de markt wordt afgezet. De samenhang tussen de marktprijs en de hoeveelheid die in de markt wordt aangeboden loopt dan volgens SMITH als volgt: (1954, p. 49) „the market price of every particular commodity is regulated by the proportion between the quantity which is actually brought to market and the demand of those who are willing to pay the natural price of the commodity, or the whole value of the rent labour and profit, which must be paid in order to bring it thither.” Hij onderkende reeds het onderscheid in verschuivingen van en langs de vraagcurve, waarbij hij (1954, p. 52) meende, dat de laatstgenoemden veel meer voorkwamen: „The price of the one species of commodities varies only with the variations in the demand: that of the other varies, not only with the variations in the demand but with the much greater and more frequent variations in the quantity of what is brought to market in order to supply that demand”.

Ook RICARDO (1957, p. 260) benadrukt, dat slechts bij tijdelijke verstoring in vraag en aanbod de prijs door vraag- en aanbodsverhoudingen wordt bepaald: „It is the cost of production which must ultimately regulate the price of commodities, and not, as has been often said, the proportion between the supply and demand”. Alleen bij gemonopoliseerde goederen wordt volgens hem (1957, p. 262) de prijs door vraag- en aanbodsverhoudingen bepaald: „Commodities which are monopolized either by an individual or by a company vary according to the law which Lord LAUDERDALE has laid down: they fall in proportion as the sellers augment their quantity, and rise in proportion to the eagerness of the buyers to purchase them; their price has no necessary connection with their natural value; but the prices of commodities which are subject to competition and whose quantity may be increased in any moderate degree, will ultimately depend, not on the state of demand and supply, but on the increased or diminished cost of their production.”

De grensnutschool

Hoewel de klassieken SMITH en RICARDO reeds een aantal wezenlijke punten in de samenhang tussen prijs en hoeveelheid in de markt aanstipten, gingen zij niet diep in op het vraaggedrag, omdat zij, zoals wij reeds opmerkten, slechts die marktsituatie relevant achtten, waarin de marktprijs gelijk is aan de natuurlijke prijs. Dit veranderde echter bij de latere zogenaamde grensnutschool, die marktsituaties, waarin de prijs afwijkt van de natuurlijke, niet minder interessant beschouwde. Deze gewijzigde belangstelling vloeyde voort uit de opvatting van de theoretici van de grensnutschool, dat de waarde van een goed samenhangt met het nut, dat men eraan ontleent, dit in tegenstelling tot de geciteerde klassieken, SMITH en RICARDO, die de produktiekosten van het goed hiervoor bepalend achtten.

De waarde van een goed en dus de prijs, wordt in de theorie van de grens-

¹⁾ We mogen opmerken, dat zoals bekend in geval van vrije concurrentie de natuurlijke prijs slechts bij een horizontale aanbodscurve onafhankelijk is van de stand van de vraagcurve.

nutschool bepaald door het nut, dat men aan de laatst geconsumeerde eenheid ontleent, het grensnut. Dit grensnut neemt bij toenemende behoeftebevrediging af. Deze eigenschap, ook wel de wet van GOSSEN genoemd, en de veronderstelling, dat de consument met zijn beperkte middelen naar maximale behoeftebevrediging streeft, leidt tot de conclusie, dat de vraag naar een goed slechts toeneemt bij prijsdaling. Dit betekent overigens niet, dat in de prijsleer der grensnutschool het aanbod geen plaats krijgt. Zo leest men bij JEVONS (1871, p. 160): Labour effects supply, and supply affects the degree of utility, which governs value, or the ratio of exchange."

Een latere vertegenwoordiger van de grensnutschool, VON WIESER (1914, p. 256), brengt naast het dalend grensnut de concurrentie der kopers om de aangeboden goederen, als een belangrijk element in de prijsvorming naar voren. „Für die Masse der Güter kann man das Preisgesetz einfach dahin fassen, dass der Preis dem Grenzgebote der wirksamen Nachfrage folgt, d.h. dem niedrigsten Gebote das noch zugelassen werden muss, damit das ganze Angebot ohne Rest abgesetzt werden könne."

Benadrukten de klassieken te eenzijdig de produktiekosten als prijsbepalende factor, de grensnutschool legde in dit opzicht een wellicht overdreven nadruk op de vraag. Bij MARSHALL leest men dan ook, dat de invloed van veranderingen in de vraag op de prijs afhankelijk is van het verloop van de aanbodscurve, dus of produktieuitbreiding geschiedt tegen toenemende, afnemende of constante grenskosten. In het algemeen zullen we volgens hem (1925, p. 349) naarmate de periode welke we beschouwen korter is, meer aandacht aan de invloed van de vraag, naarmate de periode langer is, meer aandacht aan de invloed van het aanbod op de waarde moeten besteden.

De formulering der vraagfunctie, Cournot, Marshall

Zowel de klassieke schrijvers als die van de grensnutschool gaven belangrijke beschouwingen over de samenhang tussen gevraagde hoeveelheid en prijs, maar waren vaak niet exact in hun formulering.¹⁾ Echter reeds vóór de opkomst van de grensnutschool gaf COURNOT (1938) een diepgaande beschouwing over de vraag naar een goed. Hij maakte bezwaar²⁾ tegen de weinig nauwkeurige omschrijving van de zogenaamde wet der vraag door een groot aantal van zijn tijdgenoten en stelde (1938, p. 49): „Admettons donc que le débit ou la demande annuelle D est pour chaque denrée, une fonction particulière $F(p)$ du prix p de cette denrée. Connaître la forme de cette fonction, ce serait connaître ce que nous appelons la loi de la demande ou du débit." Als eigenschappen van deze functie worden door hem genoemd:

- a) Continuïteit, althans wanneer het aantal kopers groot is.
- b) De vraag stijgt in het algemeen bij prijsdaling en omgekeerd; de veranderingen van prijs en gevraagde hoeveelheid hebben een tegengesteld teken.
- c) De functie $D = F(p)$ is een partiële functie; eventuele andere systematische invloeden op de vraag worden niet in de beschouwing betrokken.

COURNOT (1938, p. 48, 49) wees erop, dat bepaalde luxe goederen bij prijsstijging exclusief zijn en daarom meer gevraagd worden, waardoor zij een uitzondering vormen op de algemene regel onder b) genoemd. Hoewel het begrip

¹⁾ Dit laatste geldt niet voor alle vertegenwoordigers der grensnutschool; zie bijvoorbeeld Walras.

²⁾ Zie de wet van Lord LAUDERDALE in het citaat van RICARDO op p. 7, waarin verschuivingen van en langs de vraagcurve niet duidelijk worden onderscheiden.

vraagelasticiteit door hem nog niet werd gebruikt, benaderde hij dit dicht. Immers, hij maakte een onderscheid in: a) goederen, waarbij de vraag omgekeerd evenredig toeneemt met een prijsverlaging, b) goederen zoals industriële producten waar deze stijging meestal meer dan omgekeerd evenredig is; c) goederen – COURNOT noemde als voorbeeld brandhout –, waarbij deze stijging minder dan omgekeerd evenredig is.

MARSHALL integreerde de meer wiskundig geformuleerde theorie der vraag, welke door COURNOT was opgezet, met de verdieping der inzichten, die door de theorie der grensnutschool was verkregen. Hij formuleerde de algemene wet der vraag aldus (1925, p. 99): „The greater the amount to be sold, the smaller must be the price at which it is offered in order that it may find purchasers, or in other words, the amount demanded increases with a fall in price and diminishes with a rise in price”. Het dalend grensnut, gecombineerd met de behoefte van de consument om van zijn schaarse middelen een maximale behoeftebevredestiging te verkrijgen, zijn hiervan de oorzaak. De elasticiteit van de vraag wordt door hem gedefinieerd als $\frac{dx}{x} / - \frac{dy}{y}$ (x : vraag; y : prijs) (1925, p. 839).¹⁾

Evenals bij COURNOT heeft de vraagfunctie bij MARSHALL een partiëel karakter, maar MARSHALL geeft duidelijk aan in welke opzichten de „ceteris paribus” clausule tekort schiet. Hierbij wijst hij onder meer op veranderingen in de koopkracht van het geld, veranderingen in de consumptiegewoonten, wijzigingen in het voor consumptie beschikbare inkomen, de bevolkingsgroei en de prijzen van concurrerende producten.

De opbouw van de prijsinvloed in substitutie- en inkomenseffect, het werk van Hicks en Allen.

Terwijl de uitbreiding van de vraagtheorie zich na MARSHALL enerzijds richtte op een meer algemene formulering van de vraagfunctie door het invoegen van meer verklarende variabelen, werd anderzijds gestreefd naar een dieper inzicht in de werking van de prijs op de vraag.

HICKS en ALLEN (1934) toonden aan, wat voorheen reeds door SLUTZKY op wiskundige wijze was afgeleid, dat de verandering der vraag bij een prijswijziging enerzijds het gevolg is van een verandering in het reële inkomen en anderzijds van de substitutie met andere goederen. Grafisch wordt hun theorie als volgt weergegeven.

Gaat men voor één consument uit van een verzameling indifferentiecurven $a---g$, die de gelijkwaardige combinaties van goederen A en B bij verschillende nutsniveau's uitbeelden (Figuur 1) en introduceert men daarnaast de lijn DE die de mogelijke combinaties weergeeft, welke de consument met zijn beschikbaar inkomen kan kopen. Neemt men tevens aan, dat de consument een zo hoog mogelijk nutsniveau wil bereiken, dan is dit slechts mogelijk, indien hij die combinatie kiest, welke wordt weergegeven door het raakpunt P van DE met de indifferentiecurve b .

In dit punt P geldt, dat de marginale substitutieverhouding tussen A en B gelijk is aan de reciproke van de prijsverhouding. Daalt de prijs van B , dan zal een nieuw evenwichtspunt P_1 ontstaan waar DE' aan d raakt. We zien, dat de hoeveelheid van B in de nieuwe evenwichtscombinatie P_1 is toegenomen.

¹⁾ Volgens STAEHLE zou NÖRDLING het eerste de elasticiteitsformule gepubliceerd hebben. (International Economic Papers No. 10, p. 5).

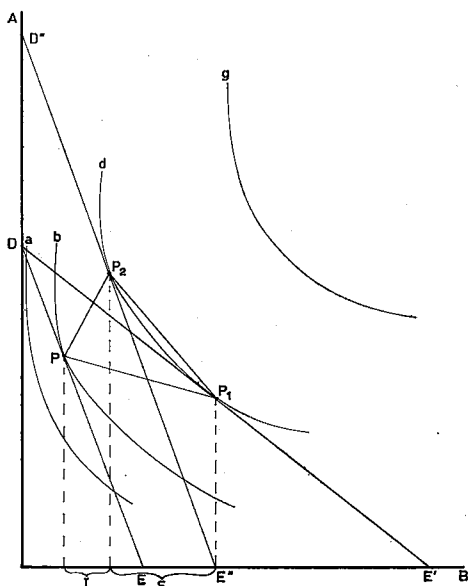


FIG. 1. Ontbinding van de reactie van de vraag op een prijsverandering in inkomens- en substitutie effect.

Het is duidelijk, dat een punt P_2 op d mogelijk is bij gelijkblijvende prijzen van A en B indien het inkomen voldoende stijgt.¹⁾

Ontbinding van de vector PP_1 in PP_2 en P_2P_1 maakt het mogelijk de verandering in de vraag naar B te splitsen in I , die het gevolg is van een verandering in het reële inkomen en S , die samenhangt met de substitutie van andere goederen.

Hieruit valt te concluderen dat de vraag naar een goed meestal stijgt bij een dalende prijs. Alleen wanneer het inkomenseffect tegengesteld aan en in absolute waarde groter dan het substitutie-effect is, zal een prijsdaling een inkrimping der vraag tot gevolg hebben, een weinig voorkomende situatie, soms als „Giffen case” aangeduid.

Het dalend verloop van de vraagcurve is in deze afleiding niet meer gebaseerd op een nutsfunctie met dalend verloop, maar op de veronderstelling van dalende marginale substitutieverhoudingen. Dit laatste is immers noodzakelijk om een convexe indifferentiecurve te mogen aannemen, welke vereist is om tot één raakpunt van budgetlijn en indifferentiecurve te kunnen komen. Een aanwijzing voor de convexiteit der indifferentiecurven is volgens HICKS (1946, p. 22, 23) in de praktijk gelegen. Immers zouden zij niet convex zijn, dan houdt dit in dat meer raakpunten van een bepaalde budgetlijn met een indifferentiecurve mogelijk zijn; deze raakpunten zijn dan echter instabiel. Aangezien er in de praktijk stabiele evenwichtspunten voorkomen moet het volgens HICKS als zeer waarschijnlijk worden beschouwd, dat de indifferentiecurven inderdaad convex zijn.

Een algemener bewijs van Hicks en Samuelson, dat de vraag negatief samenhangt met de prijs

HICKS heeft in een latere studie (1956) afgezien van het gebruik van indif-

¹⁾ Een andere mogelijkheid om te splitsen in een inkomens- en substitutie-effect heeft men door het inkomen zó te verminderen, dat nog net de combinatie P in de nieuwe prijssituatie kan worden aangetrokken; (zie ALLEN 1956, p. 667).

ferentiecurven om te bewijzen, dat de vraagcurve een dalend verloop heeft. De veronderstelling van een continue indifferentiecurve betekent immers, dat de consument alle mogelijke combinaties van twee goederen weet te onderscheiden, welke eenzelfde nut verschaffen, hetgeen hem niet reëel voorkwam. Om tot een algemener geldend bewijs te komen, ging hij uit van de volgende veronderstellingen:

- a) de consument is in staat om bepaalde combinaties consumptiegoederen, die zich aan hem voordoen, te ordenen volgens het principe van zwakke ordening b.v. $A \geq B$.
- b) deze zwakke ordening is consistent; bij voorbeeld indien A rechts van B ligt, is B links van A gelegen.
- c) de rangschikking is transitief of met andere woorden als $A > B$ en $B > C$ dan is $A > C$.
- d) de consument prefereert $(1+x) \cdot A + B$ boven $A + B$ indien $x > 0$.

Indien AB de budgetlijn is bij bepaalde prijzen van A en B , zal de consument een bepaalde combinatie S kiezen; geen andere combinatie wordt meer dan S gewaardeerd. Wordt de prijs van B zodanig verlaagd, dat de nieuwe mogelijkheden worden weergegeven door de budgetlijn AB' , dan zal de consument een punt op deze curve gaan kiezen als de meest gewenste combinatie.

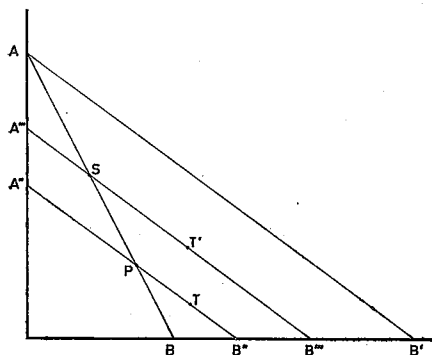


FIG. 2. Grafiek behorende bij het bewijs, volgens HICKS (1956) en SAMUELSON (zie HICKS (1956) dat de vraag toeneemt bij prijsdaling als gevolg van het substitutie effect.

Vermindert men in deze nieuwe prijs situatie het inkomen zodanig, dat de consument hetzelfde reële inkomen behoudt en de combinatie T van A en B kan kopen, die hetzelfde nut verschaft als S , dan moet dit punt T gelijk zijn aan P of rechts van P op de lijn $A'B''$ liggen. Immers iedere combinatie gelegen op $A''P$ zal volgens veronderstelling d) minder gewaardeerd worden dan de combinatie gelegen op AP , die dezelfde hoeveelheid B bevat, en een grotere hoeveelheid A . De combinaties weergegeven door $A''P$ worden minder gewaardeerd dan de combinatie S ; de combinatie T kan dus niet hiertoe behoren en moet gelegen zijn op PB'' .

SAMUELSON (zie HICKS 1956, p. 61), volgt een iets andere bewijsvoering. Hij laat het inkomen na de prijsverlaging van B zover dalen, dat het voor de consument mogelijk is nog net de combinatie S te kopen. De dan te kiezen combinatie T' op $A''B'''$ moet dan gelijk zijn aan S of rechts hiervan gelegen zijn. Analooq aan HICKS' bewijs prefeert men combinaties op AS boven die op $A''S$. Aangezien aan de combinatie S de voorkeur gegeven wordt boven de andere punten op AS , moet volgens b) de gekozen combinatie T' gelijk zijn aan S of rechts hiervan liggen.

Met deze meer algemene bewijzen door HICKS en SAMUELSON van een toename der vraag bij prijsdaling als gevolg van het substitutie-effect, sluiten wij de beschouwingen over de vraagfunctie $q_i, t = f(p_i, t)$ af. In deze paragraaf bleek, dat de beschouwingen die sinds MARSHALL aan de partiële vraagfunctie zijn gewijd, als belangrijkste resultaat een dieper inzicht in de door hem en COURNOT reeds genoemde eigenschappen der vraagfunctie hebben opgeleverd.¹⁾

2.2.2. $q_i, t = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t)$

MARSHALL gaf reeds aan welke moeilijkheden een partiële analyse van de vraag oproept voor het empirisch onderzoek. Zo is het verwaarlozen van de prijzen van de concurrerende goederen vaak niet realistisch. Het is dan ook niet verwonderlijk dat een aantal theoretici van meer algemene formuleringen van de vraagfunctie zijn uitgegaan. Zo stelde WALRAS de vraag naar een goed afhankelijk van de prijzen van alle goederen in de markt, die herleid zijn tot de prijs van een basisgoed, „le numéraire”.

Ten aanzien van de eigenschappen van deze algemene vergelijking concludeerde WALRAS (1952, p. 142): „Plusieurs marchandises étant données à l'état d'équilibre général sur un marché ou l'échange se fait avec intervention de numéraire, si, toutes choses restant égales d'ailleurs, l'utilité d'une de ces marchandises augmente ou diminue pour un ou pour plusieurs des échangeurs, le prix de cette marchandise en numéraire augmente ou diminue.

Si toutes choses restant égales d'ailleurs, la quantité d'une de ces marchandises augmente ou diminue chez un ou chez plusieurs des porteurs, le prix de cette marchandise diminue ou augmente.”

HICKS geeft in „Value and Capital” (1946, p. 309) een wiskundig bewijs voor de negatieve waarde van de coëfficiënten van de prijzen van het goed in kwestie en de positieve waarde van de coëfficiënten der substitutiegoederen, welk bewijs hij baseerde op de maximalisatie van het nut door de consument onder de beperking van een gegeven inkomen. Dit is in feite een meerdimensionale uitbreiding van het voor Figuur 1 uitgewerkte bewijs. Evenals voor dit bewijs bij Figuur 1 heeft HICKS in zijn „A revision of demand theory” voor dit meerdimensionale bewijs bezwaar geopperd tegen de noodzaak van de veronderstelling, dat door de consument diverse indifferentievlakken kunnen worden onderscheiden.

Uitgaande van de veronderstellingen op p. 11 menen wij analoog aan de bewijsvoering van SAMUELSON in 2.1. voor deze vraagfunctie $q_i, t = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t)$ te kunnen bewijzen, dat het substitutie-effect van een prijsverlaging positief is en dat bij deze prijsverlaging de vraag van sommige andere goederen, de zogenaamde substitutiegoederen, afneemt, mits men het inkomenseffect van de prijsverandering buiten beschouwing laat.

Stel, in de uitgangssituatie besteedt de consument zijn inkomen y over n verschillende goederen, zodat $y = \sum_{l=1}^n q_l p_l$ waarbij q_l en p_l respectievelijk de gekochte hoeveelheid en de prijs van goed l weergeven.

Daalt nu p_i tot p_i^* en veronderstellen wij, dat y volledig wordt besteed, dan zal gelden: $y = \sum_{l=1}^n q_l^* p_l + q_i^* p_i^* (l \neq i)$. Wij nemen aan, dat het inkomen

¹⁾ LANCASTER (1957, p. 354) maakte over de werkzaamheden van de theoretici op het gebied van de economische vraagtheorie de opmerking: „they attempted to squeeze the last drop out of demand theory, but they did not realize that they were squeezing a stone, nor that the drops were water and not blood”.

nu vermindert van y tot y_0 , zodat voor y_0 nog net de hoeveelheid $\sum_{l=1}^n q_l$ in de nieuwe prijssituatie kan worden aangetrokken, dus $y_0 = \sum_{l=1}^n q_l p_l + q_i p_i^*$ ($l \neq i$). De consument zal echter een andere besteding van y_0 kiezen zodat $y_0 = \sum_{l=1}^n q_l^0 p_l + q_i^0 p_i^*$ ($l \neq i$). Wij kunnen nu bewijzen dat $q_i^0 \geq q_i$. Zou namelijk $q_i^0 < q_i$, dan geldt in de uitgangssituatie $y = \sum_{l=1}^n q_l^0 p_l + C$ ($C > 0$). Omdat $\sum_{l=1}^n q_l$ werd verkozen boven $\sum_{l=1}^n q_l^0 + C$ en dus ook boven $\sum_{l=1}^n q_l^0$ moet dit ook gelden voor de situatie waarin het inkomen y_0 bedraagt. Aangezien echter $\sum_{l=1}^n q_l^0$ verkozen wordt boven $\sum_{l=1}^n q_l$ moet daarom bij consistent consumentengedrag $q_i^0 \geq q_i$.

Indien in de combinatie $\sum_{l=1}^n q_l^0$ die bij y_0 wordt aangetrokken $q_i^0 > q_i$ en $\sum_{l=1}^n q_l$ nog net met y_0 kan worden gekocht, moet voor sommige goederen j ($j \neq i$) gelden, dat $q_j^0 < q_j$ immers $\sum_{l=1}^n q_l p_l + q_i^0 p_i^* > y_0$ ($l \neq i$).

Ten opzichte van deze goederen j heeft het goed i een substitutieve werking. Het is mogelijk, dat voor een aantal van de n goederen de gevraagde hoeveelheid niet reageert op de verandering van p_i naar p_i^* en het goed i is neutraal ten opzichte van deze goederen. De eventuele overige goederen gedragen zich complementair ten opzichte van deze veranderingen van $q_i \rightarrow q_i^0$ en vertonen dus een toename, $q_c^0 > q_c$ ($c \neq j$; $c \neq i$). De indeling in complementaire, neutrale en substitutie-goederen wordt in de prijstheorie gekoppeld aan het totale effect van een prijsverandering, dus van het inkomenseffect plus substitutie-effect. Het inkomenseffect is meestal positief (zie 2.2.3) en zal dan bij daling van p_i de toename van de vraag naar i en de complementaire produkten c versterken. De afname van de gevraagde hoeveelheid van de substitutiegoederen j , zal als gevolg van het inkomenseffect worden afgezwakt. Dit laatste kan echter slechts van praktische betekenis zijn, indien aan het goed i een groot gedeelte van y wordt besteed en de vraag naar j zeer inkomensgevoelig is.

Om de invloed van de prijzen der goederen $l = (1 \dots i-1, i+1, \dots n)$ op de vraag naar i te karakteriseren gebruikt men het begrip kruis-elasticiteit. Dit is de relatieve verandering van de vraag naar i gedeeld door de daaraan ten grondslag liggende relatieve verandering van de prijs van l , in formule

$$\varepsilon_{i,l} = \frac{d \log q_i}{d \log p_l};$$

is $i = l$ dan heeft men de reeds geformuleerde prijselasticiteit. De kruiselasticiteit is evenals de prijselasticiteit gedefinieerd onder de ceteris paribus veronderstelling. Omdat deze laatste veronderstelling vaak niet realistisch is, maakt men wel gebruik van het begrip substitutie-elasticiteit, om de invloed van relatieve prijsveranderingen op relatieve veranderingen in de vraag te karakteriseren. Deze is in formule uitgedrukt

$$\varepsilon_{i,l} = \frac{d \log q_i/q_l}{d \log p_i/p_l}.$$

Het is zonder meer duidelijk, dat de consument bij de aankoop van een bepaald goed i nooit de prijsontwikkeling van alle overige consumptiegoederen afzonderlijk in zijn beschouwingen zal betrekken. Meestal zal hij zich te dien aanzien beperken tot een aantal goederen, die zeer substitutief zijn ten opzichte van i en die, welke een sterk complementair karakter dragen; ~~de~~ HEERTJE (1960; p. 99) spreekt in dit kader van strategische prijzen. Welke de strategische prijzen voor de consument zijn, kan slechts in empirisch onderzoek worden geverifieerd. Het is mogelijk dat het prijsniveau van een groep produkten,

waarvan de prijzen individueel vrijwel geen invloed op de vraag naar i uitoefenen, wel van betekenis is en door een prijsindex in de vraagfunctie van goed i moet worden opgenomen.

2.2.3. $q_i, t = f(y_t)$

Bij de beschouwing van de vraag als functie van de prijs hebben we gezien, dat de invloed van een prijsverandering op de vraag gedeeltelijk het gevolg is van veranderingen in het reële inkomen die uit deze prijsverandering voortvloeien. Los van een prijsverandering van goed i oefenen veranderingen in het reële inkomen vaak een grote invloed uit op de vraag naar een goed i . Dit verband tussen de vraag naar een goed en de hoogte van het inkomen wordt vaak aangeduid als Engelcurve, naar de Duitser ERNST ENGEL. Uit zijn onderzoekingen (zie COCHRANE, BELL (1956, p. 188) kwam hij tot de volgende conclusie, welke als de Wet van ENGEL bekend staat. Naarmate het inkomen van de consument toeneemt, wordt een geringer percentage der totale uitgaven aan voeding besteed; of ruimer geformuleerd de uitgaven aan levensnoodzakelijke goederen zullen relatief dalen, die aan hoogwaardige goederen relatief stijgen bij toename van het inkomen.

Macro-economisch duidt men het verband tussen totale consumptie en inkomen aan met consumptiefunctie; van deze functie wordt meestal aangenomen, dat ze lineair is en de eerste afgeleide, de marginale consumptiegeïgheid, een waarde heeft tussen 0 en 1.¹⁾

Afgezien van de kwestie of er zeer kostbare en exclusieve goederen bestaan, die een permanent luxe karakter bezitten, moet worden geconstateerd, dat veel zogenaamde luxe goederen nieuwe goederen zijn, dat wil zeggen goederen, die pas een korte tijd in de markt zijn. In de tijd wijzigen de consumptiegewoonten vaak vrij snel en maken dergelijke nieuwe consumptie-goederen een ontwikkeling door van exclusief tot alledaags. Door deze veranderingen in de consumptiegewoonten tendeeft de reactie van de vraag op inkomensveranderingen in de tijd naar nul; dit nu geeft aan het verband tussen de vraag en het inkomen op lange termijn een irreversibel karakter.

De samenhang tussen het inkomen en de vraag naar een goed wordt vaak gekarakteriseerd door de zogenaamde inkomenselasticiteit, die analoog aan de prijselasticiteit is gedefiniëerd als

$$\epsilon_y = \frac{d \log q_i}{d \log y}.$$

Een nadere verfijning, die hierbij wordt aangebracht is, dat de coëfficiënt wordt berekend voor veranderingen in de vraag naar uitgaven dan wel hoeveelheid. Het is mogelijk, dat de toename der uitgaven leidt tot de aankoop van hogere kwaliteiten of van grotere service, maar dat de gevraagde hoeveelheid constant blijft, althans in veel geringere mate stijgt. Zijn c_i de uitgaven aan en q_i de gevraagde hoeveelheid van een goed bij een prijs p_i dan geldt

$$\epsilon_{y_u} = \frac{d \log c_i}{d \log y} \text{ en } \epsilon_{y_h} = \frac{d \log q_i}{d \log y},$$

¹⁾ Beschouwt men sparen als een luxe goed tegenover consumeren als meer noodzakelijk, dan is de veronderstelling, dat de marginale consumptiegeïgheid tussen 0 en 1 ligt en daalt wanneer het inkomen stijgt, analoog met de wet van Engel.

waarbij ε_{y_u} en ε_{y_h} de inkomenselasticiteiten, gemeten naar uitgaven, respectievelijk hoeveelheid zijn. Er geldt nu

$$\frac{d \log c_i}{d \log y} = \frac{d \log q_i p_i}{d \log y} = \frac{d \log q_i}{d \log y} + \frac{d \log p_i}{d \log y}$$

dus $\varepsilon_{y_u} = \varepsilon_{y_h} + \varepsilon_{y_k}$ waarbij ε_{y_k} de relatieve verandering van de prijs, samenhangend met een relatieve verandering in het inkomen y met 1%, of de kwaliteitselasticiteit, weergeeft.

2.2.4. $q_i, t = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t, y_t)$

Naast de strategische prijzen oefent vaak de hoogte van het inkomen gelijktijdig invloed uit op de vraag. In empirisch onderzoek zullen dan een aantal prijzen en het inkomen in de vraagfunctie worden opgenomen. De invloeden van p en y op q_i, t zijn, zoals in 2.2.2. en 2.2.3. voor prijzen en inkomens afzonderlijk werd uiteengezet. Omvat de vraagfunctie voor het goed i de prijzen van alle goederen, die in het budget van de consument voorkomen, dus $\sum_{l=1}^n q_l, t, p_l, t = y_t$ dan geldt: $f(\lambda p_1, t \dots \lambda p_i, t \dots \lambda p_n, t, \lambda y_t) = f(p_1, t \dots p_i, t \dots p_n, t, y_t)$; de vraagfunctie is homogeen van de orde nul. Tevens geldt dan $\varepsilon_y = \sum_{l=1}^n \varepsilon_{i, l}$ (zie WOLD 1953; p. 111) waarbij ε_y de inkomenselasticiteit en $\varepsilon_{i, l}$ de prijselasticiteit respectievelijk kruiselasticiteiten van het goed i weer geven.

2.2.5. $q_i, t = f(p_1, t, \dots p_i, t, \dots p_n, t, y_t, x_1, t, \dots x_n, t)$

Buiten prijzen en inkomen wordt de vraag vaak door een aantal andere systematische factoren beïnvloed. Zijn ze meetbaar, dan kunnen ze in de vraagfunctie worden opgenomen. Dit geldt bij voorbeeld ten aanzien van de temperatuur en haar invloed op de consumptie van bepaalde dranken. Een groot aantal echter, zoals reclame, service, is moeilijk of niet meetbaar.

Zoals bij alle handelingen, die met een zekere regelmaat worden verricht, ontwikkelt de consument ten aanzien van zijn inkomensbestedingen, vooral de noodzakelijke, een bepaald consumptiepatroon. Dit zal onder meer door prijs- en inkomensveranderingen van blijvend karakter worden beïnvloed; echter vooral een aantal van de reeds gesignaleerde onmeetbare factoren zijn hiervoor van betekenis. Een van deze moeilijk meetbare invloeden wordt door DUESENBERRY (1952, p. 26, 27) aangeduid als het demonstratie-effect. Hij stelt, dat iedere familie een bepaalde consumptiegewoonte krijgt, welke een beschermende muur vormt tegen de wensen naar hogere kwaliteitsgoederen. De hogere kwaliteitsgoederen worden gedemonstreerd door de handel, maar vooral door andere consumenten. Hierdoor wordt de beschermende muur der consumptiegewoonten doorbroken, ook zonder dat enige verandering in prijzen en inkomen optreedt. Aan deze demonstratie van betere goederen, welke de behoefte stimuleert en de vraag bij gelijkblijvende prijsverhoudingen en inkomensgrootte doet toenemen, levert de reclame een belangrijke bijdrage, terwijl de manier, waarop het produkt aan de consument aangeboden wordt, de verpakking en sortering, hiervoor eveneens van betekenis zijn.

Veranderingen in de consumptiegewoonten voltrekken zich meestal geleidelijk en de wijzigingen in de vraag, die hieruit voortvloeien zijn daarom vaak

trendmatig. In de vraagfuncties wordt om die reden de tijd vaak als verklarende factor voor deze trendmatige veranderingen in de vraag opgenomen.

Het is mogelijk, dat bij de individuele consument zeer specifieke factoren een systematische invloed op de vraag uitoefenen. De betekenis van dergelijke factoren verschilt vaak aanzienlijk bij verschillende consumenten en heeft voor de vraag van een groep consumenten meestal weinig betekenis.

2.3. DYNAMISCHE VRAAGTHEORIEËN

De vraagtheorieën, welke in de voorgaande hoofdstukken werden geschetst, zijn statisch. Men veronderstelt, dat de aanpassing van de vraag aan veranderingen in prijzen en inkomen onmiddellijk, hetzij binnen de periode, waarop de waarnemingen betrekking hebben, plaats vindt. Het kan echter voorkomen, dat deze aanpassing met een zekere vertraging tot stand komt. Een statische benadering is dan ontoereikend en er zijn dynamische theorieën ¹⁾ ontwikkeld, waarbij variabelen, die op verschillende tijdstippen betrekking hebben, met elkaar in verband worden gebracht. We zullen hier nader op ingaan, waarbij de indeling, vermeld op p. 5, wordt gevolgd.

2.3.1. $q_{it, t} = f(p_{it, t}, \dots, p_{it, t-n})$

Wordt de vraag naar een goed i uitsluitend bepaald door de prijs van i en reageert de consument met zekere vertraging op prijsveranderingen, dan is de meest algemene vorm van de vraagfunctie $q_{it, t} = f(p_{it, t}, \dots, p_{it, t-n})$.

Voor een beter inzicht in de oorzaken en de vorm van de invloed die de vertraagde prijzen op de vraag uitoefenen, delen wij de periode, die verloopt tussen het moment, waarop de prijsverandering optreedt en waarop de vraag wordt gerealiseerd in als volgt:²⁾

- a) informatieperiode: de tijd welke verstrijkt tussen het moment, waarop de prijsverandering wordt ingevoerd en dat, waarop de consument zich hiervan bewust wordt.
- b) incubatieperiode: de tijd gelegen tussen het ogenblik, waarop de consument de prijsverandering waarneemt en dat, waarop hij besluit tot aankoop over te gaan.
- c) reactieperiode: de tijd, die verstrijkt tussen het ogenblik, waarop de consument een beslissing neemt tot aankoop van het goed en het moment, waarop de aankoop wordt gerealiseerd.

Als de totale tijdsduur van deze perioden zo kort is, dat zij valt binnen de periode, waarop de waarnemingen in een vraagonderzoek betrekking hebben, is een statische formulering van de vraag geoorloofd.

De informatieperiode zal langer duren als de prijsberichtgeving slecht georganiseerd is, dan wel een zo groot aantal producten wordt aangeboden, dat de consument niet onmiddellijk de prijsverandering waarneemt. Al naar gelang het produkt kan de informatieperiode verschillen, maar zij lijkt van te verwaarlozen grootte in westerse economieën, waar de marktberichtgeving goed

¹⁾ De begrippen statisch en dynamisch worden hier gebruikt volgens de definitie van FRISCH en TINBERGEN (1949, p. 11).

²⁾ Deze indeling is in hoge mate analoog aan de indeling die THURLINGS (1961, p. 11) maakt voor de periode, waarin de producent het aanbod instelt op gewijzigde prijsverhoudingen.

is georganiseerd en de verkopers veel moeite doen om de consument van prijsverlagingen op de hoogte te stellen.

De duur van de incubatieperiode kan naar produkt en consument verschillen. In de eerste plaats immers zal de consument zich een oordeel trachten te vormen over het al of niet permanent karakter van de prijsverandering en de reacties der concurrerende produkten – deze aspecten worden door NERLOVE (1958) aangeduid met psychologische onzekerheden –. Ook is het mogelijk, dat een gevestigde verbruiksgewoonte zal moeten worden overwonnen om de consumptie van een goed, waarvan de prijs gedaald is, uit te breiden, zeker als dit zal gaan ten koste van andere goederen. Dit geldt wellicht nog in sterkere mate voor een eventuele inkrimping van het gebruik bij prijsstijging. NERLOVE (1958) spreekt van psychologische starheden.

Heeft de consument besloten zijn vraag aan te passen aan de opgetreden veranderingen in prijzen, dan is het mogelijk, dat de voorgenomen wijziging slechts met een zekere vertraging kan worden gerealiseerd. Zo kan het zijn, dat de infrastructuur van de consument een uitbreiding van het verbruik na een prijsdaling niet toestaat, doordat complementaire goederen niet in voldoende mate beschikbaar zijn. Ook is het denkbaar, dat periodiciteit van loon- en salaris-uitbetaling de aankopen in een bepaalde periode concentreert.

Naast deze factoren, welke voor een groot gedeelte worden aangeduid met institutionele starheden ¹⁾, is het mogelijk, dat de producenten slechts met een zekere vertraging bij machte zijn om aan de vraag te voldoen. Dit wordt aangeduid met technologische starheden.

Het hoeft geen betoog, dat het effect van de genoemde oorzaken op de vertraging der vraag al naar gelang het produkt kan verschillen en dat zij bij duurzame en kostbare produkten meer invloed uitoefenen dan bij goedkope produkten.

Om de invloed van de vertrapte prijzen op de vraag te meten, moet een hypothese worden gesteld hoe deze prijzen in de vraagfunctie tot uiting worden gebracht. In de litteratuur vallen drie standpunten te onderscheiden.²⁾

- a) Men maakt geen bijzondere veronderstellingen over de wijze, waarop vertrapte prijzen invloed op de vraag uitoefenen.
- b) Men neemt aan, dat de invloed van de vertrapte prijzen in de tijd op een speciale wijze verloopt.
- c) Men veronderstelt, dat de oorzaken van de vertraging een bepaald karakter hebben, waaruit een speciale formulering van de vraagfunctie kan worden afgeleid.

ad a) Tot de groep onder a) genoemd behoort onder andere TINBERGEN (1949 a), die de vraagvergelijking als volgt formuleert:

$$q_t = a_0 + \sum_{i=0}^{\infty} b_i p_{t-i} \quad (2.1)$$

Op grond van empirisch onderzoek gaat hij door uitbreiding van het aantal vertrapte variabelen na, welke vertrapte prijzen nog invloed hebben op de vraag. De korte en lange termijn elasticiteiten zijn dan respectievelijk:

$$\varepsilon_{k.t.} = b_0 \frac{\bar{p}}{\bar{q}}; \quad \varepsilon_{l.t.} = \left(\sum_{i=0}^{\infty} b_i \right) \frac{\bar{p}}{\bar{q}} \quad \begin{array}{l} \bar{p} = \text{gemiddelde prijs} \\ \bar{q} = \text{gemiddelde hoeveelheid} \end{array}$$

¹⁾ КОУСК (1954, p. 6) spreekt van objectieve en subjectieve redenen voor vertrapte reacties en onderscheidt de objectieve in technologische en institutionele redenen.

²⁾ Zie ook NERLOVE (1958; p. 8, 9).

Het gebruik van deze methode in empirisch onderzoek stuit vaak op de statistische moeilijkheid van de correlatie tussen de verklarende variabelen, terwijl zij tevens veel werk vraagt door de noodzaak om een groot aantal alternatieve mogelijkheden te onderzoeken.

ad b) Velen benaderen het effect van vertraagde prijzen door aan te nemen, dat de invloed hiervan volgens een speciale verdeling in de tijd verloopt. Reeds FISHER (zie NERLOVE 1958, p. 10) introduceerde een verdeelmodel voor de invloed van de prijs in de vraagvergelijking.

$$q_t = a_0 + \int_0^{\infty} b(u) p(t-u) du, \quad (2.2)$$

waarbij $b(u)$ de kansdichtheid van een logaritmisch normale verdeling is. Een dergelijke formulering houdt in, dat de prijsinvloed op de vraag spoedig haar maximum bereikt en daarna geleidelijk afneemt. Anderen gaan uit van een discontinue verdeling van de invloed der prijzen uit voorafgaande perioden. Zo veronderstelt KOYCK dat de invloed der vertraagde prijzen vanaf een zeker tijdstip afneemt volgens een meetkundige reeks.

Zijn vraagvergelijking wordt dan:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_{t-1} + \dots + \alpha_l p_{t-l} + \sum_{m=0}^{\infty} \lambda^m \alpha_{l+1} p_{t-l-m} \quad 0 < \lambda < 1 \quad (2.3)$$

dus

$$\lambda q_{t-1} = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 p_{t-1} + \lambda \alpha_2 p_{t-2} + \dots + \lambda \alpha_l p_{t-l} + \sum_{m=0}^{\infty} \lambda^{m+1} \alpha_{l+1} p_{t-l-m-1} \quad (2.4)$$

(2.3)-(2.4) levert

$$q_t - \lambda q_{t-1} = (\alpha_0 - \lambda \alpha_0) + \alpha_1 p_t + (\alpha_2 - \lambda \alpha_1) p_{t-1} + \dots + (\alpha_{l+1} - \lambda \alpha_l) p_{t-l} \quad (2.5)$$

Neemt de invloed der vertraagde prijzen onmiddellijk volgens een meetkundige reeks af, dan wordt de vraagvergelijking:

$$q_t = (\alpha_0 - \lambda \alpha_0) + \alpha_1 p_t + \lambda q_{t-1} \quad (2.6)$$

Dit model is uit theoretisch oogpunt aantrekkelijk, omdat de invloed van alle mogelijke vertraagde prijzen is verdisconteerd in de vergelijking. Bovendien is het voor empirisch onderzoek hanteerbaar; immers het is duidelijk dat de schatting van vergelijking (2.6) aanzienlijk minder werk vraagt dan van TINBERGEN's model (2.1).

De methode KOYCK in de vorm (2.6) houdt in, dat de invloed van de prijs in t maximaal is en daarna snel afneemt volgens een meetkundige reeks. De formulering van de vraagvergelijking (2.3) is uiteraard algemener, maar dan gelden tot op zekere hoogte bezwaren als tegen TINBERGEN's formulering konden worden aangevoerd.

SOLOW (1960) ontwikkelde een algemener model, waarvan KOYCK's formulering een speciaal geval is. Hij neemt aan, dat de coëfficiënten van de vertraagde prijzen in de vraagvergelijking gelijk zijn aan $\beta \binom{r+i-1}{i} (1-\lambda)^r \lambda^i$,

waarbij $\binom{r+i-1}{i} \lambda^i (1-\lambda)^r = P(i; r, 1-\lambda)$, dus de kans dat in een serie

onafhankelijke experimenten met kans op succes $(1 - \lambda)$ het r -de succes optreedt in het $(r + i)$ -de experiment (FELLER 1957, p. 155)¹⁾. De keuze van deze kansverdeling baseert hij op de veronderstelling, dat de consument eerst op prijsveranderingen reageert, als hij r stimuli van een bepaald type heeft onderzocht, waarbij deze stimuli optreden met een kans die gelijk is aan het aantal malen succes in een serie onafhankelijke experimenten met een kans $(1 - \lambda)$ op succes. De vraagvergelijking wordt nu:

$$q_t = \beta(1 - \lambda)^r \sum_{i=0}^{\infty} \binom{r+i-1}{i} \lambda^i p_{t-i} \quad (2.7)$$

β , λ en r zijn specifieke parameters. De waarden van β , λ en r bepalen het patroon, waarlangs de coëfficiënten der vertraagde prijzen afnemen. Voor $r = 1$ is dit model identiek met dat van KOYCK. Ook SOLOW's model kan tot een eenvoudiger vraagvergelijking worden herleid. Niettemin is het schatten van deze vergelijking veel moeilijker dan van de vergelijking van KOYCK.

LADD en TEDFORD (1959) veronderstellen, dat de invloed van de vertraagde prijzen op de vraag afneemt volgens een rekenkundige reeks. Hun vraagvergelijking met vertraagde prijzen luidt:

$$q_t = \alpha + \alpha_0 p_t + \alpha_1 p_{t-1} + \dots + \alpha_n p_{t-n} \quad (2.8)$$

$$\alpha_i = \alpha_1 + (i-1)k = \alpha_{i-1} + k \quad i = 2 \dots n$$

$$\alpha_{n+1} = \alpha_1 + nk = 0 \quad k \text{ en } \alpha \text{ hebben tegengesteld teken.}$$

$$q_t = \alpha + \alpha_0 p_t + \alpha_1 \sum_{i=1}^n p_{t-i} + k \sum_{i=2}^n (i-1) p_{t-i} = \alpha + \alpha_0 p_t + n\alpha_1 \sum_{i=1}^n p_{t-i}/n + k \sum_{i=2}^n (i-1) [\sum_{i=2}^n (i-1) p_{t-i} / \sum_{i=2}^n (i-1)] \quad (2.9)$$

$$= \alpha + \alpha_0 p_t + \alpha_1^* p_{r,t} + k^* p_{g,t}$$

$p_{r,t}$ = rekenkundig gemiddelde van de prijzen in het verleden.

$p_{g,t}$ = gewogen gemiddelde van de prijzen in het verleden.

De vraagvergelijking van LADD en TEDFORD met vertraagde prijzen is dus tot een eenvoudige formulering te herleiden. De periode, waarover vertraagde prijzen nog invloed op de vraag uitoefenen, is in deze formulering arbitrair.

Door het opnemen van een gemiddelde van prijzen uit n voorafgaande jaren zal men zeker bij hoge waarden van n over lange tijdreeksen moeten beschikken om de vraagvergelijking te kunnen schatten.

ad c) NERLOVE (1958, p. 18, 19) maakt zoals reeds vermeld een onderscheid in vertraagde invloeden, die voortkomen uit starheden en die het gevolg zijn van onzekerheden. Hij werkt een vraagmodel uit, waarbij hij aanneemt, dat de vraag zich als gevolg van starheden met een vertragsingsfactor δ aan de gewijzigde prijs situatie aanpast.

Zijn vraagmodel luidt dan:²⁾

$$q_t - q_{t-1} = \delta(q_t^* - q_{t-1}) \quad (2.10)$$

$$q_t^* = \alpha p_t \quad (2.11)$$

$$q_t - q_{t-1} = \delta(\alpha p_t - q_{t-1}) = \delta \alpha p_t - \delta q_{t-1} \quad (2.12)$$

q_t : vraag in periode t

q_t^* : lange termijn vraag behorende bij de prijs p_t

δ : vertragsingsfactor

¹⁾ SOLOW (1960; p. 396) noemt dit ons inziens ten onrechte de kans op het r -de succes in het $(r + i)$ -de experiment bij een kans op succes λ .

²⁾ Deze afleiding van (2.12) wijkt af van die welke door NERLOVE werd gegeven in (1958, p. 19).

Het blijkt dat deze veronderstelling tot hetzelfde resultaat leidt als de hypothese van KOYCK.

Ook werkt NERLOVE (1958, p. 20 e.v.) een model uit, waarbij hij uitgaat van de veronderstelling dat de vertraagde reacties van de vraag op prijsveranderingen voortkomen uit onzekerheden ten aanzien van de toekomstige prijs. Hij neemt aan, dat de consument zich met een vertraging aanpast aan de nieuwe prijs. Het vraagmodel luidt dan als volgt:

$$(p^*_t - p^*_{t-1}) = \beta (p_t - p^*_{t-1}) \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.13)$$

$$q_t = \alpha p^*_t \quad (2.14)$$

$$\begin{aligned} q_t &= \alpha [\beta p_t + (1 - \beta)p^*_{t-1}] = \alpha [\beta p_t + (1 - \beta)(\beta p_{t-1} + (1 - \beta)p^*_{t-2})] = \\ &= \alpha [\beta p_t + (1 - \beta)\beta p_{t-1} + (1 - \beta)^2 p^*_{t-2}] = \\ &= \alpha \beta p_t + \alpha(1 - \beta)\beta p_{t-1} + \alpha(1 - \beta)^2 \beta p_{t-2} + \dots = \\ &= \gamma p_t + \gamma \lambda p_{t-1} + \gamma \lambda^2 p_{t-2} + \dots \text{ voor } \alpha\beta = \gamma, \quad (1 - \beta) = \lambda \end{aligned} \quad (2.15)$$

q_t = gevraagde hoeveelheid in periode t

p_t = werkelijke marktprijs in periode t

p^*_t = verwachte normale prijs in periode t

β = constante.

Ook onder deze veronderstelling van vertraagde reacties voortvloeiend uit onzekerheden leidt het model van NERLOVE tot KOYCK's formulering van de vraagvergelijking met vertraagde prijzen.

Gaat men ervan uit, dat de vertragingen zowel voortkomen uit onzekerheden als starheden, dan wordt het model veel moeilijker (zie NERLOVE 1958, p. 55-57).

KOYCK en NERLOVE kwamen op verschillende manieren tot dezelfde vraagvergelijking om de invloed van vertraagde prijzen op de vraag te meten. Wij menen echter, dat men ook tot formulering van deze vraagvergelijking voor een groep consumenten kan komen zonder dat vertraagde reacties op prijzen worden aangenomen. Dit is onder andere het geval, indien het gedrag van de individuele consumenten in hoge mate beïnvloed wordt door dat van hun omgeving. De mate, waarin de individuele consument zich in zijn gedragingen door de omgeving laat beïnvloeden, is afhankelijk van de frequentie, waarin hij dit goed in zijn omgeving ziet gebruikt worden. Deze frequentie hangt zeer nauw samen met het gemiddelde verbruik in de omgeving van de consument gedurende de periode, voordat hij zelf tot aanschaf overgaat. Stellen we als hypothese, dat de prijs en het „demonstratie-effect” van invloed zijn op de vraag van consument j en dat de vraagfunctie lineair is, dan luidt de vraagvergelijking van consument j :

$$q_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} p_t + \alpha_{j2} q_{t-1} \quad (2.16), \quad q_{t-1}: \text{ het totale verbruik van de } n \text{ consumenten uit de omgeving van } j \text{ in } (t-1).$$

De macro-vraagvergelijking van de n consumenten als de somming van de n microvergelijkingen luidt nu:

$$\sum_{j=1}^n q_{jt} = \sum_{j=1}^n \alpha_{j0} + p_t \sum_{j=1}^n \alpha_{j1} + q_{t-1} \sum_{j=1}^n \alpha_{j2} \quad (2.17)$$

of:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 q_{t-1} \quad (2.18)$$

waarbij: $\alpha_0 = \sum_{j=1}^n \alpha_{j0}$ $\alpha_1 = \sum_{j=1}^n \alpha_{j1}$ $\alpha_2 = \sum_{j=1}^n \alpha_{j2}$

Deze macro-vraagvergelijking is identiek met het model van KOYCK en NERLOVE, waarbij de invloed van vertraagde prijzen op de vraag wordt verondersteld. Heeft buiten de prijs een trendmatige verandering in de consumptiegegewoonten van de consument invloed op de vraag, dan zal ook een goede beschrijving van de vraag worden verkregen door het model:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 q_{t-1} \quad (2.19)$$

Het model KOYCK-NERLOVE voor vertraagde reacties op prijsveranderingen in zijn vereenvoudigde vorm $q_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 q_{t-1}$ is dus in economische zin niet geïdentificeerd en men kan de waarde $[\alpha_1/(1 - \alpha_2)] \bar{p}/\bar{q}$ niet als de prijs-elasticiteit op lange termijn interpreteren, indien het demonstratie-effect of een geleidelijke verandering in de consumptiegegewoonten van betekenis zijn voor de vraag.

2.3.2. $q_t, t = f(y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-n})$

In de statische vraagtheorie wordt ingegaan op de samenhang tussen de grootte van de vraag en het inkomen in dezelfde periode. Vaak echter zal de grootte van het inkomen in voorgaande perioden eveneens invloed op de vraag uitoefenen; zo heeft de consument op grond van het genoten inkomen in voorgaande jaren dikwijls een bepaald consumptiepatroon ontwikkeld, waardoor aanpassing van de vraag aan veranderingen in het inkomen slechts geleidelijk plaats vindt.

Evenzeer is het waarschijnlijk, dat de aankopen, speciaal van duurzame goederen, mede worden beïnvloed door de grootte van het inkomen, dat men in de toekomst denkt te verdienen. Hoewel de individuele consument soms enige kennis heeft over de omvang van zijn toekomstig inkomen, is dit voor een groep consumenten moeilijk vast te stellen.

Terwijl men vaak de invloed van het inkomen uit het verleden op de vraag tracht te meten door naast y_t, y_{t-1} als verklarende variabele in de vergelijking op te nemen, zijn enkele speciale hypothesen gesteld met betrekking tot de manier, waarop de inkomens uit het verleden de vraag beïnvloeden. Zo stelt DUESENBERY (1952, p. 87) dat het hoogste inkomen uit het verleden van grote invloed is op de vraag, wat volgens hem samenhangt met de irreversibiliteit van de vraag. Heeft de consument zich op een bepaald inkomen ingesteld, dan zal hij niet graag zijn uitgaven inkrimpen. Hij wil het bereikte consumptieniveau behouden, omdat hij de verkregen welvaart wenst te handhaven en voor de buitenwereld niet achteruit wil gaan.

DUESENBERY formuleert zijn consumptievergelijking aldus:

$$\frac{c_t}{y_t} = a + b \frac{y_t}{y_0} \quad (2.20)$$

c_t : de consumptie per hoofd in t

y_t : het inkomen per hoofd in t

y_0 : het hoogste inkomen uit het verleden per hoofd

MODIGLIANI (zie FRIEDMAN (1957, p. 138)) gebruikte een vrijwel identieke formulering om de invloed van het vertraagde inkomen in de vergelijking op te nemen:

$$c_t = a_0 + a_1 y_0 + a_2 y_t + a_3 y_{t-1} \quad (2.21)$$

y_{t-1} = het inkomen per hoofd in $t-1$

De gedachte, dat onder de vertraagde inkomens vooral het hoogste inkomen uit het verleden van belang is voor de grootte van de vraag, is tot op zekere hoogte arbitrair. FRIEDMAN geeft een meer algemene benadering van de invloed van vertraagde inkomens op de consumptie. Hij denkt hiertoe het gemeten inkomen, zowel als de gemeten consumptie opgebouwd uit een permanente en een toevalscomponent.

Zijn model luidt:

$$y = y_p + y_t \quad y: \text{gemeten inkomen} \quad c: \text{gemeten consumptie} \quad (2.22)$$

$$c = c_p + c_t \quad y_p: \text{permanent inkomen} \quad c_p: \text{permanente consumptie} \quad (2.23)$$

$$c_p = k y_p \quad y_t: \text{toevallig inkomen} \quad c_t: \text{toevallige consumptie} \quad (2.24)$$

$$\rho_{y_t y_p} = \rho_{y_t c_t} = \rho_{c_t c_p} = 0 \quad \rho: \text{correlatie coëfficiënt}$$

Het permanent inkomen omschrijft FRIEDMAN (1957, p. 21) als: „...reflecting the effect of those factors that the unit regards as determining its capital value wealth: the nonhuman wealth it owns; the personal attributes of the earners in the unit, such as their training, ability, personality; the attributes of the economic activity of the earners, such as the occupation followed, the location of the economic activity, and so on.” De waarde van k wordt volgens FRIEDMAN bepaald door de interestvoet, de verhouding van „nonhuman wealth” tot het inkomen en de preferenties van de consument.

Uit waarnemingen van c en y moet dan k worden geschat.

Buiten de genoemde hypothesen van DUESENBERY, MODIGLIANI en FRIEDMAN, kunnen ook de modellen die in de voorgaande paragraaf voor de invloed van vertraagde prijzen werden behandeld, voor vertraagde inkomens worden toegepast. Ten aanzien van het gebruik van deze modellen gelden dan dezelfde beperkingen als in 2.3.1 werden aangegeven.

$$2.3.3. \quad q_i, t = f(p_1, t \dots p_1, t-n, \dots, p_i, t \dots p_i, t-n, \dots, p_w, t \dots, p_w, t-n)$$

Oefenen niet alleen de prijs van het goed i , maar tevens de prijzen van een aantal substitutieprodukten een vertraagde werking op de vraag uit, dan zal bij het expliciet opnemen van alle vertraagde prijzen de functie weinig geschikt zijn voor empirisch onderzoek. Is deze functie lineair, dan zou de vraagvergelijking de vorm krijgen:

$$q_i = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_{i+1} p_1, t-i + \sum_{i=0}^n \beta_{i+1} p_2, t-i \dots + \sum_{i=0}^n \theta_{i+1} p_k, t-i \quad (2.25)$$

In het empirisch onderzoek zal bij een dergelijke formulering het aantal verklarende variabelen te groot zijn voor het aantal beschikbare waarnemingen, waaruit de vraagvergelijking moet worden geschat. Verloopt de invloed van de vertraagde prijzen volgens het model van KOYCK, dan kan men dit model slechts tot de eenvoudige vraagvergelijking herleiden, indien de meetkundige reeksen van de coëfficiënten der vertraagde prijzen voor de respectieve prijzen $p_1 \dots p_w$ dezelfde reden hebben, immers:

$$q_i = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i p_1, t-i + \alpha_2 \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i p_2, t-i + \dots + \alpha_w \sum_{i=0}^{\infty} \xi^i p_w, t-i \quad (2.26)$$

dus:

$$q_i - \lambda q_{i-1} = \alpha_0 - \lambda \alpha_0 + \alpha_1 p_1, t + \alpha_2 p_2, t + \alpha_2 \sum_{i=0}^{\infty} (\delta^{i+1} - \delta^i \lambda) p_2, t-(i+1) \dots + \alpha_w p_w, t + \alpha_w \sum_{i=0}^{\infty} (\xi^{i+1} - \xi^i \lambda) p_w, t-(i+1) \quad (2.27)$$

We zien dat hieruit slechts een eenvoudige vraagvergelijking ontstaat als $\lambda = \delta = \dots = \xi$. Dezelfde voorwaarde geldt voor de vereenvoudiging van het algemene model van SOLOW. In het model van NERLOVE, waarin vertraagde vraagreacties voortkomen uit onzekerheden, moet analoog met de genoemde voorwaarde in KOYCK's model gelden, dat in

$$p_{i,t}^* - p_{i,t-1}^* = \beta_i(p_{i,t} - p_{i,t-1}^*) \quad (i = 1 \dots w) \quad (2.28)$$

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_w,$$

om de vraagvergelijking tot een eenvoudige vorm te kunnen herleiden.

Daarentegen hoeven in NERLOVE's model, waarin de vertraagde reacties van de vraag het gevolg zijn van starheden, geen nadere restricties worden aangebracht, immers:

$$q_t - q_{t-1} = \delta(q_t^* - q_{t-1}) \quad (2.29)$$

$$q_t^* = \alpha_1 p_{1,t} + \alpha_2 p_{2,t} + \dots + \alpha_w p_{w,t} \quad (2.30)$$

$q_t^* =$ vraag op lange termijn bij de prijzen $p_{i,t}$ ($i = 1 \dots w$)
 $q_t =$ vraag in periode t .

Substitutie van (2.29) in (2.30) levert:

$$q_t = \delta \alpha_1 p_{1,t} + \delta \alpha_2 p_{2,t} + \dots + \delta \alpha_w p_{w,t} + (1 - \delta) q_{t-1} \quad (2.31)$$

Het valt eveneens gemakkelijk in te zien, dat het model van LADD geen nadere moeilijkheden oproept, indien vertraagde vraagreacties op meer prijzen voorkomen. Immers op dezelfde manier als in het model met slechts de prijs van één produkt als verklarende variabele kunnen hier de vertraagde prijzen van p_i ($i = 1 \dots w$) in rekenkundige en gewogen gemiddelden worden samengevat. Op deze wijze echter zal het aantal verklarende variabelen zeer snel toenemen.

2.3.4. $q_{i,t} = f(p_{i,t} \dots p_{i,t-n}, y_t \dots y_{t-n})$

In de voorgaande dynamische formuleringen van de vraagfunctie zijn de vertraagde reacties van de vraag op prijzen en inkomens afzonderlijk beschouwd. Daarentegen oefenen vertraagde inkomens en prijzen vaak gelijktijdig invloed uit op de vraag. Wij zullen ons in deze subparagraaf beperken tot de kwestie in hoeverre speciale voorwaarden aan de reeds genoemde modellen van KOYCK, NERLOVE, SOLOW en LADD, moeten worden gesteld, wil men ze tot een voor praktisch onderzoek hanteerbaar model kunnen herleiden.

Deze voorwaarden zijn analoog aan die, welke in de voorgaande subparagraaf golden voor de vraagfunctie, waarin vertraagde vraagreacties op meer prijzen werden uitgedrukt.

Zo kan de vraagvergelijking van KOYCK's model slechts tot een eenvoudige vorm worden herleid, indien de meetkundige reeksen van de coëfficiënten van vertraagde prijzen en vertraagde inkomens dezelfde reden bezitten. Dit blijkt als volgt:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j p_{t-j} + \beta \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j y_{t-j} \quad 0 < \delta < 1, \quad 0 < \lambda < 1 \quad (2.32)$$

$$\lambda q_{t-1} = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j p_{t-(j+1)} + \lambda \beta \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j y_{t-(j+1)} \quad (2.33)$$

dus:

$$q_t - \lambda q_{t-1} = \alpha_0(1 - \lambda) + \alpha_1 p_t + \beta y_t + \beta \sum_{j=0}^{\infty} (\delta^{j+1} - \lambda \delta^j) y_{t-(j+1)} \quad (2.34)$$

en voor $\lambda = \delta$:

$$q_t - \lambda q_{t-1} = \alpha_0(1 - \lambda) + \alpha_1 p_t + \beta y_t \quad (2.35)$$

Voor het vraagmodel van NERLOVE, waarin de vertraagde reacties aan starheden worden toegeschreven, zijn geen nadere beperkingen nodig om dit model tot een eenvoudige vraagvergelijking te herleiden. In het model met vertraagde vraagreacties als gevolg van onzekerheden moeten de reactiecoëfficiënten β en γ in $(p_t^* - p_{t-1}^*) = \beta(p_t - p_{t-1}^*)$ en $(y_t^* - y_{t-1}^*) = \gamma(y_t - y_{t-1}^*)$ gelijk zijn. Deze bewijzen zijn analoog aan die in de voorgaande subparagraaf 2.3.3 met meer vertraagde prijzen.

De methode LADD geeft onder deze specificatie van de vraagfunctie evenmin als bij meer vertraagde prijzen speciale moeilijkheden. Naast de rekenkundig en gewogen gemiddelden van de prijs moeten nu ook die van het inkomen in de vraagvergelijking worden opgenomen.

$$2.3.5. \quad q_i, t = f(p_1, t \dots p_1, t - n, \dots p_i, t \dots p_i, t - n, \dots, p_w, t \dots p_w, t - n, y_t \dots y_t - n)$$

Deze formulering is een samenbundeling van 2.3.3 en 2.3.4 en brengt geen nieuwe aspecten naar voren ten aanzien van de besproken modellen met vertraagde prijzen en inkomens. De restricties onder 2.3.3 en 2.3.4 vermeld, gelden ook hier, wil men tot een vraagmodel komen, dat geschikt is voor empirisch onderzoek.

2.4. ENIGE AGGREGATIEPROBLEMEN

In de besproken vraagtheorie werden de vraagfuncties en hun eigenschappen afgeleid op grond van het gedrag van de individuele consument. In het praktisch onderzoek moet de vraagfunctie geschat worden op grond van gegevens, welke betrekking hebben op een groep van personen. Deze geschatte functie voor een groep, de macrovraagfunctie geeft dan het verband aan tussen de vraag van een groep consumenten en de vraagbepalende factoren. Theoretisch kan men de vraagfunctie van de groep benaderen door de vraagfuncties van de afzonderlijke consumenten, de microvraagfuncties, te sommeren; dit is echter praktisch niet uitvoerbaar.

Het is daarom wenselijk na te gaan, hoe dit verband tussen de macrofunctie en de som der microfuncties is, temeer omdat de eigenschappen der vraagfunctie afgeleid zijn uit de microfunctie. Gaan we ervan uit, dat de vraagfunctie door een lineaire vergelijking valt weer te geven, dan moet dit verband tussen micro- en macrovergelijking bepaald worden uit de samenhang tussen de coëfficiënten der macro- en die der micro-vergelijkingen. Terwijl soms de macro-coëfficiënt ¹⁾ een eenvoudige sommering der micro-coëfficiënten is, kunnen afwijkingen hierop voorkomen. Een ander punt, dat bij de overgang van micro-vergelijking naar macro-vergelijking de aandacht verdient is de interdependentie van het consumentengedrag. De wederzijdse beïnvloeding van de consumenten kan een wezenlijk aspect zijn van de macro-vergelijking; we hebben hieraan in 2.3.1 reeds aandacht besteed. In deze paragraaf wordt slechts voor enkele speciale gevallen nagegaan, welke invloed de aggregatie heeft op de samenhang tussen micro- en macro-coëfficiënten van de vraagfunctie.

Alle potentiële kopers treden in de markt en reageren onafhankelijk van elkaar op prijs- en inkomensveranderingen.

¹⁾ Hier worden zowel exacte micro- als macro-vraagfuncties verondersteld (zie ALLEN 1956, p. 696 e.v.).

Wij nemen aan dat de vraag van de individuele consument bepaald wordt door de prijs van het goed en het inkomen.¹⁾ Ook veronderstellen wij, dat de prijs welke de individuele consumenten ontmoeten dezelfde is, daarentegen dat hun inkomens verschillen. De micro-vraagvergelijking luidt dan:

$$q_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}p_t + \alpha_{j2}y_{jt} \quad (2.36)$$

$j = 1 \dots n$ consumenten

q_{jt} = vraag van consument j

p_t = prijs van het goed in kwestie

y_{jt} = inkomen van consument j

Sommering van deze microvergelijkingen levert voor de totale vraag van de n consumenten:

$$\sum_{j=1}^n q_{jt} = \sum_{j=1}^n \alpha_{j0} + p_t \sum_{j=1}^n \alpha_{j1} + \sum_{j=1}^n \alpha_{j2} y_{jt} \quad (2.37)$$

In empirisch onderzoek wordt uitgegaan van de volgende macro-vraagvergelijking:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 y_t \quad (2.38)$$

Aangezien deze macrovergelijking de som der microvergelijkingen moet zijn, volgt hieruit:

$\sum_{j=1}^n \alpha_{j0} = \alpha_0$: de constante der macrovergelijking is de som van de constanten der microvergelijkingen.

$\sum_{j=1}^n \alpha_{j1} = \alpha_1$: de coëfficiënt van de prijs in de macrovraagvergelijking is de som van de coëfficiënten van de prijs in de microvergelijkingen.

$\sum_{j=1}^n \alpha_{j2} y_{jt} = \alpha_2 y_t$: wij kunnen stellen $y_{jt} = k_j y_t$, waarbij k_j het aandeel van consument j in het totale inkomen aangeeft, dus: $y_t \sum_{j=1}^n k_j \alpha_{j2} = y_t \alpha_2$ en $\sum_{j=1}^n \alpha_{j2} k_j = \alpha_2$ dus de coëfficiënt van het inkomen in de macrovraagvergelijking is een gewogen som van de micro-coëfficiënten, waarbij het gewicht gelijk is aan het aandeel van de consument in het totale inkomen. De coëfficiënt van het inkomen in de macrovergelijking is niet alleen afhankelijk van de grootte van de micro-coëfficiënten, maar tevens van de inkomensverdeling. Wij zien, dat een wijziging van de inkomensverdeling invloed op de consumptie uitoefent door verandering in de coëfficiënt van het inkomen in de macrovraagvergelijking.

De koper j treedt in de markt, indien de prijs gedaald is tot een zeker niveau $p_j, 0$.

In deze situatie verschilt het aantal kopers in de markt al naar gelang de prijs-hoogte. De macrofunctie is dan uit een wisselend aantal microfuncties opgebouwd. We nemen weer aan dat de vraag van consument j bepaald is door de prijs van het goed en zijn inkomen. De microvergelijking luidt dan:

$$q_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}p_t + \beta_j y_{jt} \quad j = 1 \dots n \quad (2.39)$$

De macrovraagvergelijking als sommering van de microvergelijkingen luidt:

$$\sum_{j=1}^m q_{jt} = \sum_{j=1}^m \alpha_{j0} + \sum_{j=1}^m \alpha_{j1} p_t + \sum_{j=1}^m \beta_j y_{jt} \quad (2.40)$$

$0 < m < n$ al naar gelang de waarde van p_t

¹⁾ Omwille van de eenvoud van formulering zijn concurrerende prijzen niet in de vergelijking opgenomen; opname hiervan brengt geen wezenlijk verschil in de conclusie.

Stelt men de macrovraagvergelijking voor door:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_1 + \beta y_t \quad (2.41)$$

dan zijn de waarden van de coëfficiënten niet constant, maar afhankelijk van het prijsniveau in de markt.

De grootte van deze coëfficiënten α_0 , α_1 en β wordt bepaald door de grootte der microcoëfficiënten en het patroon volgens welke de kopers in de markt treden. Het lijkt een aannemelijke hypothese, dat dit patroon ten nauwste samenhangt met de koopkracht c.q. het inkomen van de consument en dat de inkomensverdeling op deze wijze niet alleen de coëfficiënt β beïnvloedt, maar ook α_0 en α_1 . Bij een dergelijk vraagpatroon heeft de macrovraagfunctie door de veranderingen in het aantal kopers bij wijziging van prijs hoogte, vooral in het gebied der hoge prijzen geen lineair verloop, ook al zou de microvraagfunctie wel lineair zijn. De hier geschetste situatie lijkt slechts voor te komen bij kostbare consumptiegoederen. Voor de meeste landbouwprodukten mag worden aangenomen dat zij binnen het financieel bereik van iedere potentiële consument liggen en is het hier geschetste probleem van geen groot belang te achten. Bij kostbare consumptiegoederen waarvoor het hier genoemde verschijnsel van belang is, zal het moeilijk zijn om het patroon, volgens welke de kopers in de markt treden, vast te stellen. Niettemin is het hier gestelde van belang voor de praktische betekenis, die men aan de uit onderzoekingen geschatte coëfficiënten mag toekennen.

3. EIGENSCHAPPEN VAN HET LANDBOUWPRODUKT, ALSMEDE DE WIJZE VAN AFZET EN VERBRUIK EN HUN BETEKENIS VOOR HET FORMULEREN VAN DE VRAAGFUNCTIE

3.1. INLEIDING

In het voorgaande hoofdstuk hebben wij een groot aantal alternatieve formuleringen van de vraagfunctie ontmoet. Om hieruit één of een beperkt aantal mogelijke hypothesen als vraagfunctie te selecteren, moeten de eigenschappen van het produkt, benevens de wijze van verbruik en afzet, nader worden onderzocht. Hoe op deze manier de vraagfunctie voor landbouwprodukten in de kleinhandelsmarkt nader kan worden gepreciseerd, zal ons in 3.2 bezig houden.

Nu zal de belangstelling zich vaak niet beperken tot het vraaggedrag van de consument in de kleinhandelsmarkt. Het doel van een vraagonderzoek voor de landbouw is immers meer inzicht te krijgen in de kwestie: tegen welke prijs kunnen boer en tuinder hun produkten afzetten? Hoewel voor een groot deel, vindt men hierop geen volledig antwoord door een analyse van de vraag, zoals de consument deze in de kleinhandelsmarkt uitoefent. Landbouwprodukten doorlopen immers, alvorens de consument te bereiken, diverse schakels van de bedrijfskolom, alwaar handel en verwerkende industrie een eigen invloed uitoefenen op de gevraagde hoeveelheden en prijzen. Hierdoor kunnen deze invloeden af boerderij en in de kleinhandelsmarkt voor dezelfde periode aanzienlijk verschillen.

Ofschoon voor iedere schakel in de agrarische bedrijfskolom kan worden onderzocht welke krachten de vraag beheersen, die door deze schakel op de

voorgaande wordt uitgeoefend, beperken we ons buiten de vraag van de consument in de kleinhandelsmarkt tot die van de verwerkende industrie en groot-handel bij de agrarische producent, de vraag af boerderij.

De verschillen in de vraagfunctie af boerderij ten opzichte van die in de kleinhandelsmarkt (3.3) kunnen van tweeërlei aard zijn. Enerzijds zijn de marktomstandigheden af boerderij vaak afwijkend, zodat de vraagfunctie anders moet worden geformuleerd (3.3.2), anderzijds verschilt de invloed van prijzen en inkomen op beide niveau's (3.3.3). Zo kan meer aandacht voor de voorraadvorming gewenst zijn, terwijl de vraag af boerderij ook dikwijls moet worden verdeeld in één of meer van de deelvragen, onmiddellijk binnenlands verbruik in onverwerkte vorm, industrieel verbruik en uitvoer. In welke mate de invloed van prijzen en inkomen op de vraag uiteenlopen af boerderij en in de kleinhandelsmarkt, hangt samen met de structuur en de grootte van de marge.

Hoewel uit de genoemde punten van dit hoofdstuk voldoende inzicht kan verkregen worden om één of een beperkt aantal hypothesen als vraagfunctie te stellen, kan het voorkomen, dat de waargenomen prijzen en gevraagde hoeveelheden de vraagfunctie niet toereikend uitbeelden, omdat de prijs niet slechts door vraag en aanbod, maar ook door andere omstandigheden wordt beïnvloed. In hoeverre met dergelijke omstandigheden moet worden rekening gehouden, zullen we tot slot van dit hoofdstuk nagaan voor overheidsinmenging, machtsposities van marktpartijen en voor de contractteelt (3.3.4).

3.2. DE EIGENSCHAPPEN VAN HET LANDBOUWPRODUKT, BENEVENS DE WIJZE VAN VERBRUIK EN AANKOOP IN ZOVERRE ZIJ VAN BELANG ZIJN VOOR HET VASTSTELLEN VAN DE VRAAGFUNCTIE IN DE KLEINHANDELSMARKT

3.2.1. *De eigenschappen van landbouwprodukten en hun betekenis voor het formuleren van de vraagfunctie*

Hoewel landbouwprodukten een uiteenlopend karakter bezitten, hebben ze een aantal eigenschappen gemeen, die het mogelijk maken de vraagfunctie nader te preciseren.

Landbouwprodukten zijn niet duurzaam en weinig houdbaar. Landbouwprodukten zijn slechts voor eenmalig gebruik geschikt, met andere woorden niet duurzaam. Het onderscheid tussen vervangingsvraag en initiële vraag, noodzakelijk bij veel duurzame consumptiegoederen, doet voor landbouwprodukten dus niet ter zake, tweede handsmarkten hebben evenmin betekenis.

Bij houdbare consumptiegoederen moet men erop bedacht zijn, dat de hoeveelheid, die in een bepaalde periode tegen zekere prijs wordt gekocht, niet slechts afhankelijk is van factoren ontleend aan het uiteindelijk verbruik, doch tevens beheerst wordt door factoren van speculatieve aard. Voor het merendeel van de landbouwprodukten is voorraadvorming van enige betekenis door de consument wegens de snelle kwaliteitsvermindering uitgesloten, terwijl omgekeerd de consumptie niet ten laste van een aanwezige voorraad op peil kan worden gehouden.

Hoewel de ontwikkelingen in koel- en conserveertechniek de mogelijkheid tot voorraadvorming bij de consument vergroten, verkleinen op hun beurt

toenemende variatie in het aanbod van landbouwprodukten en beperkte woonruimte de behoefte, resp. de mogelijkheid hiertoe.

Ofschoon voorraadvorming nog voor een enkel landbouwprodukt betekenis kan hebben ¹⁾, hoeft zij, zeker indien de gebruikte gegevens betrekking hebben op een jaar, niet expliciet in de vraagfunctie van de kleinhandelsmarkt te worden opgenomen.

Landbouwprodukten zijn homogene produkten. In het proces van economische groei verschijnen voortdurend nieuwe, voorheen onbekende, industriële produkten in de markt, terwijl reeds bestaande produkten worden geperfectioneerd. De introductie van een industrieprodukt geschiedt veelal door „sales promotion”, terwijl het handhaven van het marktaandeel eveneens afhankelijk is van de bekwaamheid waarmede reclame, verpakking en aanduiding van het goed zich aanpast aan de veranderende smaak en voorkeur van het publiek. Bij vraaganalyse van duurzame industriële goederen moet men dan ook een groot aantal factoren in de beschouwing betrekken, waarvan de invloed op de vraag moeilijk kwantitatief is uit te drukken, zoals veranderingen in de gebruiksmogelijkheden, reclame en service.

Terwijl bij landbouwprodukten de keuze van de consument mede bepaald wordt door een aantal niet meetbare eigenschappen van het produkt, samen te vatten in de categorieën voedingswaarde, smaak, kleur, geur en vorm, zijn deze minder gedifferentieerd en veel stabielere dan bij industriële produkten. Immers, er is slechts zelden sprake van werkelijk nieuwe, tot dusverre onbekende, produkten in de landbouw, daarentegen wel van verbetering van de vanouds bekende voortbrengselen. Dit laatste geschiedt, evenals de introductie van nieuwe produkten in de landbouw, geleidelijk.

Landbouwprodukten kunnen daarom als homogene produkten worden beschouwd en de invloed van eventuele geleidelijke veranderingen in de genoemde eigenschappen op de vraag kan door een trendfactor in de vraagfunctie tot uiting worden gebracht.

De wijze van produktie bevordert prijsschommelingen. De voortbrenging is bij landbouwprodukten vaak slecht aangepast aan de bestaande behoefte, doordat zij tot stand komt op een groot aantal kleine bedrijven, die met elkaars produktiebeleid geen rekening houden, maar dit vaak afstemmen op de prijzen van het voorgaande jaar. Oogstschommelingen per ha. kunnen deze onevenwichtigheid nog vergroten. Aangezien de houdbaarheid van veel landbouwprodukten beperkt is, vloeien uit deze omstandigheden grote schommelingen voort in het aanbod en in de prijzen. Deze bewegelijkheid van de prijzen maakt de consument prijsbewust en een zekere gebondenheid aan een bepaald produkt, zoals bij merkartikelen optreedt, wordt hierdoor afgezwakt.

In de vraagfunctie zal de prijs van het produkt, mede om deze reden, moeten worden opgenomen als een belangrijke determinant van de vraag.

3.2.2. Enige aspecten van de verbruik- en aankoopgewoonten van landbouwprodukten

Het verbruik geschiedt in combinatie met andere landbouw-

¹⁾ Voor consumptieaardappelen constateerde het N.I.A.M., dat (1960, tabel 8) in de periode medio 1958-mid 1959, 33,1% van de Nederlandse huishoudingen voorraadaan-kopen verrichtte.

produkten. Het verbruik van landbouwprodukten vindt meestal niet geïsoleerd, maar in combinatie met andere landbouwprodukten plaats, welke combinaties dikwijls door consumptiegewoonten bepaald worden en soms aan seizoenen gebonden zijn. Landbouwprodukten, die een grote overeenkomst in de eigenschappen, op p. 30 genoemd, vertonen en tevens in dezelfde combinaties worden geconsumeerd, zijn niet talrijk.

In de vraagfunctie hoeft dan ook slechts een beperkt aantal prijzen van substitutieprodukten expliciet te worden opgenomen.

Daarentegen zijn veel uiteenlopende landbouwprodukten geschikt, om aan een bepaalde voedingsbehoefte te voldoen en in die zin is het aantal substitutieprodukten groot. De substituerende werking van een dergelijke groep produkten kan eventueel tot uiting worden gebracht door in de vraagfunctie een prijs-index van deze groep op te nemen.

De aankopen worden met korte tussenpozen in kleine hoeveelheden verricht. We hebben er reeds op gewezen, dat bij landbouwprodukten voorraadvorming door de consument vrijwel niet voorkomt. De aankopen van landbouwprodukten geschieden dan ook meestal met korte tussenpozen en in kleine hoeveelheden, als gevolg waarvan iedere aankoop slechts beslag legt op een zeer klein gedeelte van de koopkracht van de consument.

Zowel de informatie- als de incubatieperiode van de consument (zie 2.3.1) zullen dus kort zijn en vertraagde prijzen hoeven meestal niet in de vraagfunctie als verklarende variabelen te worden opgenomen.

Sommige landbouwprodukten worden als noodzakelijke, andere als luxe voedingsmiddelen aangemerkt. Verkeert de consument nog op een laag bestaansniveau, dan zal een verruiming van de koopkracht zich vooral richten op zogenaamde noodzakelijke landbouwprodukten; is een redelijk bestaansniveau bereikt, dan zal een toename van het inkomen steeds meer worden besteed aan niet noodzakelijke produkten, die bijzonder gewaardeerd worden en door hun prijsniveau voorheen niet in de gewenste hoeveelheid konden worden geconsumeerd. ENGEL concludeerde reeds, dat voedingsmiddelen hiertoe slechts beperkte mogelijkheden bezitten en dat bij inkomensvergroting steeds een relatief kleiner gedeelte van het inkomen aan voeding wordt besteed. Echter ook voor de beperkte groep bijzonder gewaardeerde landbouwprodukten is deze hoge inkomenselasticiteit van tijdelijke aard. Immers met de groei van het inkomen zullen deze elasticiteiten dalen, doordat de consument bij voortgaande uitbreiding van de consumptie van een bepaald produkt, mede door de behoefte aan variatie in het menu, spoedig een verzadigingsniveau bereikt. Het luxe karakter van het produkt gaat dan verdwijnen.

Deze ontwikkeling wordt vaak versneld, doordat het als gevolg van inkomensstijging gestegen verbruik een proces in beweging brengt, dat wellicht in de loop van de tijd door autonome technische ontwikkeling op gang gekomen zou zijn en op zichzelf bijdraagt tot een spoedige verzadiging van de markt. Door de stijging van de vraag kan de produktie immers vaak in dergelijke omvang plaats vinden, dat een aanmerkelijke kostendaling kan worden gerealiseerd. Aangenomen, dat deze als gevolg van de concurrentie wordt doorgegeven aan de consument, wat het geval is voor landbouwprodukten, wordt de feitelijke vraagvermeerdering onder de gecombineerde invloed van inkomensverbetering en prijsverlaging aangewakkerd en worden des te sneller het punt

van verzadiging en dus lage inkomenselasticiteiten in de markt bereikt.¹⁾

De factor inkomen zal dus vaak een belangrijke invloed op de vraag hebben en moet daarom in de vraagfunctie worden opgenomen. Om genoemde redenen zal men bij de interpretatie van de inkomenselasticiteit met de mogelijkheid van een snelle daling rekening moeten houden.

3.2.3. *Conclusie ten aanzien van de formulering der vraagfunctie in de kleinhandelsmarkt*

Uit de genoemde eigenschappen van het produkt, de consumptie- en aankoopgewoonten, mogen we besluiten, dat de vraagfunctie naar landbouwprodukten in de kleinhandelsmarkt in het algemeen kan worden beschreven door:

$$q_i = f(p_i, p_j, P, y, t) \quad j = 1 \dots n, \quad i \neq j$$

q_i = de vraag naar goed i .

p_i = de prijs van goed i .

y = het inkomen van de consument.

p_j = prijs van nabije substitutiegoederen j . $j = 1 \dots n$, $i \neq j$. n is klein b.v. 3 of minder.

P = prijsindex van een grote groep meer verwijderd concurrerende goederen.

t = tijd, een trend in het verbruik van goed i .

3.3. DE MARKTOMSTANDIGHEDEN IN ZOVERRE ZIJ VAN BETEKENIS ZIJN VOOR HET VASTSTELLEN VAN DE VRAAGFUNCTIE AF BOERDERIJ

3.3.1. *Inleiding*

De conclusie in de voorgaande paragraaf ten aanzien van de vraagfunctie in de kleinhandelsmarkt is als werkhypothese onvoldoende voor een vraagonderzoek af boerderij, omdat de omstandigheden, waaronder de aankopen af boerderij plaats vinden, vaak aanzienlijk afwijken van die in de kleinhandelsmarkt. Zo worden de aankopen van handel en industrie af boerderij in veel grotere eenheden uitgevoerd, waardoor veel kleinere prijsverschillen per eenheid produkt reeds interessant worden voor koper en verkoper. Er zijn echter meer omstandigheden, die de vraagfunctie af boerderij doen verschillen van die in de kleinhandelsmarkt.

De groothandel zal zijn aankopen niet alleen afstemmen op de onmiddellijke behoeften van de consumenten, maar ook op de voor de toekomst verwachte vraag- en aanbodsontwikkelingen. Dit geldt minstens evenzeer voor de aankopen van de verwerkende industrie. Is het om deze reden soms wenselijk een afzonderlijke vraagfunctie voor voorraadvorming, hetzij industriële verwerking, te introduceren, meer noodzakelijk nog voor een verantwoorde analyse van de vraag af boerderij is, althans bij een groot aantal Nederlandse landbouwprodukten, het onderscheid tussen binnenlandse en buitenlandse vraag. Immers in de buitenlandse markt wijken zowel het consumentengedrag, als de concurrentieverhoudingen vaak aanzienlijk af van die in de binnenlandse. In hoeverre het noodzakelijk en mogelijk is deze deelvragen in afzonderlijke vraagfuncties uit te drukken, zullen wij in 3.3.2 behandelen.

Tussen de prijs op de inkoopmarkt en de verkoopmarkt van handel en industrie bestaat een afstand, die aan allerlei fluctuaties is onderworpen, maar

¹⁾ Voorbeelden hiervan vindt men onder andere bij eieren en slachtkuikens in de Verenigde Staten.

tenminste een dekking moet opleveren voor de kosten verbonden aan de door bedoelde bedrijfstakken geleverde economische prestaties. Deze prijsafstand brengt teweeg, dat de invloed van de prijzen op de vraag in de kleinhandelsmarkt verschilt van die af boerderij. De omstandigheid, dat aan het door de landbouw geleverde produkt door de industrie en handel dienstbetoon wordt toegevoegd, veroorzaakt voorts, dat de invloed van het inkomen op de vraag in deze markten verschillend is.

In 3.3.3 zullen de oorzaken van deze verschillen nader worden geanalyseerd en voor de factor prijs het verschil in de elasticiteiten op beide niveau's worden vastgesteld bij uiteenlopende marge-structuur.

3.3.2. *Over de noodzaak van het onderscheiden van deelvragen*

De vraag ten behoeve van voorraadvorming. De oogst van een aantal landbouwprodukten, bij voorbeeld akkerbouwgewassen, is aan een korte periode gebonden. Ook indien de geoogste produkten houdbaar zijn, zal de agrarische producent deze toch meestal wegens gebrek aan opslagruimte, hetzij vanwege financieringsmoeilijkheden op korte termijn aan groothandel of verwerkende industrie verkopen. Het al of niet verwerkte produkt wordt echter gedurende een lange periode, soms het hele jaar, door de consument afgenomen. Deze spreiding van de produktie in de tijd is slechts mogelijk, doordat groothandel en verwerkende industrie voorraden opbouwen, waaruit de kleinhandel in binnen- en buitenland, regelmatig kan worden voorzien.

Zijn dus voorraadaankopen noodzakelijk, omdat de oogst- en consumptieperiode van een produkt niet samenvallen, daarnaast worden zij ook uitgevoerd uit louter speculatieve overwegingen. Zeker de laatstbedoelde voorraadaankopen oefenen meestal een stabiliserende werking uit op de marktprijzen, omdat ze tot stand komen in een periode met grote aanvoer en de aldus gevormde voorraden worden afgestoten in een periode van betrekkelijke schaarste.

Is de periode, waarover voorraden worden aangehouden, langer dan die, waarop de gebruikte tijdreeksgegevens betrekking hebben, dan zal men de vraag ten behoeve van voorraadvorming afzonderlijk moeten analyseren. Aangezien overwegingen van prijsvoordeel een belangrijke rol spelen bij deze vraag, zal hierbij de voor de toekomst verwachte prijs, samenhangend met de te verwachten schaarste worden afgewogen tegen de te maken opslagkosten en renteverlies. Deze factoren moeten om die reden zo mogelijk in de vraagfunctie worden opgenomen. Dat de prijs van grote betekenis is voor het voorraadbeleid, blijkt bij voorbeeld uit een studie van MEINKEN (1955) naar de afzet en prijsvorming van tarwe in de Verenigde Staten, waarin hij constateerde, dat de prijselasticiteit van de vraag ten behoeve van voorraadvorming aanzienlijk groter is dan van de vraag voor directe consumptie.

Maakt men in een onderzoek gebruik van jaargegevens, dan lijkt ons het aantal landbouwprodukten, waarbij de vraag ten behoeve van voorraadvorming in een afzonderlijke vraagfunctie moet worden weergegeven, beperkt, omdat vele niet langer dan één jaar houdbaar zijn zonder aanzienlijk kwaliteitsverlies, terwijl de voorraden meestal worden afgestoten, voordat de nieuwe oogst wordt aangevoerd.

Voert men echter zijn onderzoek uit met gegevens, die op kortere perioden betrekking hebben, dan is het zeer wel mogelijk, dat men ook bij minder houdbare produkten met deze deelvraag ten behoeve van voorraadvorming rekening

dient te houden, vooral, omdat met de vooruitgang in de techniek het bewaren meer uitvoerbaar en economisch beter mogelijk wordt.

De vraag voor industriële verwerking. Het behoeft geen nader be-
toog, dat bij landbouwprodukten, die voor een zeer groot gedeelte industrieel
worden verwerkt; de vraag van de industrie af boerderij in een afzonderlijke
functie moet worden uitgedrukt.¹⁾ Deze industriële vraag zal worden bepaald
door de verwachtingen, die men heeft over de afzet van het verwerkte produkt
en de ontwikkeling van de produktiekosten, welke invloeden in de industriële
vraagfunctie tot uitdrukking moeten worden gebracht.

De tegenovergestelde situatie doet zich voor bij landbouwprodukten, die
merendeels in hun natuurlijke vorm door de consument worden gekocht en
slechts in beperkte mate industrieel worden verwerkt. De industrie stelt in deze
gevallen soms niet zulke hoge eisen aan het produkt en treedt slechts in de
markt, wanneer de prijzen zeer laag zijn (bij voorbeeld tomaat, appel). De in-
dustriële vraag heeft in dergelijke gevallen een bufferwerking op de marktprijs,
maar treedt te sporadisch op om haar vraagfunctie te schatten.

Bij weer andere landbouwprodukten is zowel de consumptie in verwerkte
als onverwerkte vorm van betekenis. Dit geldt voor steeds meer produkten
door de groei van de verwerkende industrie. Het is mogelijk dat de industriële
vraag in bepaalde kwaliteiten of variëteiten is geïnteresseerd, waardoor af-
zonderlijke analyse wordt vergemakkelijkt. Zijn industriële vraag en vraag
voor consumptie in onverwerkte vorm op dezelfde kwaliteiten gericht, dan zal
tussen deze vragen concurrentie bestaan. In hoeverre dan de vraagfuncties van
de afzonderlijke deelvragen zijn te schatten, zal afhangen van het beschikbare
statistisch materiaal.

De vraag voor uitvoer. De vraag, door het buitenland uitgeoefend, is
voor de prijs van menig Nederlands landbouwprodukt van doorslaggevende
betekenis. Dit geldt vooral voor de zogenaamde veredelingsprodukten en het is
derhalve begrijpelijk, dat de uitvoer bij veel Nederlandse landbouwprodukten
speciale belangstelling geniet.

De exportvraag hangt uiteraard ten nauwste samen met de ontwikkeling van
de vraag in de kleinhandelsmarkt van het importerende land en een vraagfunctie
voor de uitvoer zou hieruit moeten worden afgeleid. Echter buiten de fac-
toren, die de consumptie in het importerende land bepalen, zijn nog andere
van betekenis voor de uitvoermogelijkheden:

a) De vraag door het buitenland op de Nederlandse markt uitgeoefend, is
mede afhankelijk van de grootte der binnenlandse produktie in het betreffende
land en de concurrentie van andere exporterende landen. Grote veranderingen
in deze factoren doen zich vooral voor bij gewassen, waarvan de opbrengsten
per ha sterk variëren en het areaal gemakkelijk kan worden uitgebreid, c.q.
ingekrompen, dus het aanbod van de binnenlandse producenten en concu-
rerende exportlanden wisselvallig is. Dergelijke snelle veranderingen treden ook
op bij landbouwprodukten, zoals eieren, waarvan de produktieomvang niet aan
een bepaalde areaalgrootte gebonden is en op korte termijn kan worden ge-
wijzigd.

¹⁾ Bij volledige afzet via de industrie is de industriële vraag uiteraard identiek met de vraag
af boerderij.

b) De uitvoer kan gespreid zijn over een groot aantal landen, waarvan een aantal slechts beperkte hoeveelheden afneemt.

Wordt een produkt naar een groot aantal landen uitgevoerd, dan is de exportvraag op de Nederlandse markt de som van de deelvragen in de betreffende landen. De uitvoer naar sommige van deze landen heeft een toevallig karakter. Alleen wanneer een land regelmatig grote hoeveelheden afneemt, heeft het zin om een vraagfunctie van de uitvoer vast te stellen. Het bepalen van de vraagfunctie voor de uitvoer als geheel is afgezien van andere factoren slechts mogelijk, indien de uitvoer overwegend op enkele grote continue afnemers is gericht en de landen, die nu en dan kopen of kleine hoeveelheden afnemen, tezamen van ondergeschikte betekenis zijn in het totaal van de afzet.

c) Tarieven, contingenteringen, minimumprijsregelingen en phytosanitaire maatregelen kunnen de bestaande uitvoermogelijkheden aanzienlijk verminderen. Deze maatregelen voorkomen, dat de uitvoer uitsluitend de resultante is van de ontwikkeling van de vraag en de concurrentiepositie der overige aanbieders. In hoeverre met deze maatregelen bij het schatten van een exportvraagfunctie rekening kan worden gehouden, zal worden gezien onder 3.4.1.

Het is echter duidelijk, dat de voorspellingskracht van geschatte vraagfuncties aanzienlijk aan waarde inboet, indien op korte termijn herhaaldelijk grote veranderingen in deze maatregelen worden aangebracht.

De vraag voor onmiddellijke consumptie in onverwerkte vorm. Deze deelvraag is een afgeleide van de vraag in de kleinhandelsmarkt en bevat geen speciale aspecten buiten de invloed van dienstverlening en het daarmee samengaannde margebeleid van de handel. Deze punten zullen echter in 3.3.3 aan de orde worden gesteld.

3.3.3. De verschillen in de invloed van prijzen en inkomen op de vraag af boerderij en in de kleinhandelsmarkt

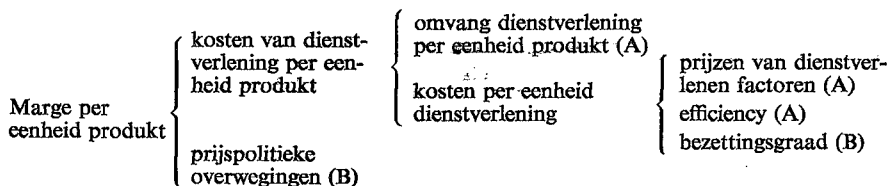
3.3.3.1. De marge en haar betekenis voor de verschillen in de invloed van de prijs op de vraag af boerderij en in de kleinhandelsmarkt

De werkzaamheden van handel en eventueel verwerkende industrie, brengen het landbouwprodukt binnen het bereik van de consument. De beloning, die hiervoor in rekening wordt gebracht, schept een afstand tussen de prijs, die de consument moet betalen en die de agrarische producent ontvangt. Voor landbouwprodukten, die op hun weg van producent naar consument weinig of geen verwerking ondergaan, is deze prijsafstand, de marge ¹⁾, de beloning voor de dienstverlening van de handel.

De grootte van de marge wordt door een groot aantal factoren bewerkstelligd, die in hun veranderingen niet parallel lopen met de prijs af boerderij. Dit heeft tot gevolg, dat de marge een eigen invloed uitoefent op prijsveranderingen in de kleinhandelsmarkt. Om nu de verschillen in de prijzen op beide niveau's en de daaruit voortvloeiende verschillen in de invloed van de prijs op de vraag te kunnen beoordelen, is een inzicht in de structuur van de marge, en de ontwikkeling hiervan noodzakelijk.

¹⁾ We wijken hier af van het woordgebruik in de praktijk, waar met marge meestal de relatieve prijsafstand wordt bedoeld. In hoeverre het woord marge ook op de beloning van de verwerkende industrie van toepassing is, laten we hier buiten beschouwing.

De factoren, die de hoogte van de marge bepalen, zijn in het volgende schema weergegeven.



(A): factoren op lange termijn werkzaam

(B): factoren op korte termijn werkzaam

Aan de hand van dit schema zullen wij de ontwikkeling schetsen in de factoren, die de marge op lange en korte termijn bepalen en daarna voor enkele margestructuren het verschil tussen de prijselasticiteit in de kleinhandelsmarkt en af boerderij vastleggen.

3.3.3.1.1. Ontwikkeling in de factoren, die op lange termijn de marge bepalen.

De omvang van de dienstverlening per eenheid produkt. De omvang van de dienstverlening neemt met stijgende welvaart toe, waardoor het aandeel van de handel in de consumenten-gulden toeneemt. Hiervoor kunnen de volgende oorzaken worden aangegeven:

a) Het groeiende inkomen richt zich op hoogwaardige en nieuwe produkten. We hebben reeds opgemerkt, dat landbouwprodukten in deze sector niet zo talrijk zijn vertegenwoordigd en dat kwaliteitsverhoging, vooral op korte termijn, moet worden verkregen door sortering, verpakking en verwerking, hetgeen de omvang der dienstverlening vergroot.

b) De toename van de welvaart gaat gepaard met het duurder worden van de factor arbeid, hetgeen gezinshulp duurder maakt, terwijl het tevens financieel aantrekkelijker wordt voor de huisvrouwen om buitenshuis te werken. Deze afname van de beschikbare arbeid in de huishoudingen stimuleert de behoefte aan dienstverlening.

De grote specialisatie in de produktie heeft tot gevolg, dat bepaalde activiteiten, die de landbouwer voorheen zelf vervulde (bij voorbeeld het sorteren van fruit), op schakels in de handelsketen worden overgedragen. Ook dergelijke ontwikkelingen verminderen het aandeel van de landbouwproducenten in de consumenten-gulden.

De ontwikkeling in de kosten per eenheid dienstverlening op lange termijn wordt bepaald door tegengestelde krachten. Enerzijds kan men een stijging in de prijs van de produktiefactor arbeid waarnemen, anderzijds valt in de organisatie van de afzet een voortdurende verbetering der efficiency vast te stellen.

Algemeen geldt, dat in de dienstensector de produktiefactor arbeid een zeer belangrijke plaats inneemt. Dit blijkt onder andere uit Amerikaanse onderzoeken, waarin voor 1956 werd vastgesteld, dat het aandeel der lonen in de totale afzetkosten voor voedingsmiddelen in de Verenigde Staten 48 % bedroeg (SCHMITT, 1959 p. 134).

Dat de toenemende arbeidslonen voor een aanzienlijk gedeelte kunnen worden opgevangen door verbetering der arbeidsproductiviteit, blijkt onder andere uit een studie van de Agricultural Marketing Service van het U.S.D.A. (1957, p. 5), waarin wordt vastgesteld, dat de arbeidskosten verbonden aan de afzet per eenheid produkt in 1956 slechts 30% meer bedroegen dan het gemiddelde van de jaren 1947 t/m 1949, hoewel in de overeenkomstige periode het gemiddeld uurloon met 49% was toegenomen. SCHMITT (1959, p. 137) merkt op, dat de reële afzetkosten in de Verenigde Staten per eenheid produkt niet gestegen zijn in de periode 1929-'57, wat erop wijst, dat verbetering in efficiëncy prijsstijgingen van de produktiefactoren, met name arbeid, hebben genivelleerd.

Voor de Nederlandse detailhandel stelde MULDER (1961, p. 536) vast, dat in de periode 1951-'58 een stijging van de produktiviteit met ca. 3,5% per jaar werd gerealiseerd en hij verwacht als gevolg van de bestaande mogelijkheden tot concentratie in de levensmiddelenbranche een verder voortgaande verbetering hierin.

3.3.3.1.2. Ontwikkeling in de factoren, die de marge op korte termijn beïnvloeden.

De factoren, die op lange termijn werkzaam zijn, veroorzaken een geleidelijke ontwikkeling in de marge. Daarbuiten echter doen zich van jaar tot jaar en binnen het jaar veranderingen in de marges voor, die het gevolg zijn van invloeden op korte termijn. Zo kunnen veranderingen in bezettingsgraad optreden, terwijl ook overwegingen van prijspolitiek invloed uitoefenen.

De invloed van de bezettingsgraad. De betekenis van de bezettingsgraad voor de marge verschilt al naar gelang de vaste, dan wel de variabele kosten in het afzetapparaat overwegen. Zijn de afzetkosten grotendeels variabel, dan zullen zij bij toenemende omzet per eenheid produkt veelal gelijk blijven, soms zelfs toenemen. Dit laatste, wanneer bij produktieuitbreiding op korte termijn de variabele produktiefactoren slechts tegen hogere beloning kunnen worden aangetrokken, bij voorbeeld bij de factor arbeid. Overwegen daarentegen de vaste kosten, dan zal vergroting van de omzet een betere bezetting van het afzetapparaat en dus verlaging van de marge mogelijk maken, indien nog een zekere overcapaciteit aanwezig is. Is daarentegen deze overcapaciteit benut, dan zal een vergroting van de omzet gepaard gaan met een verstoring van de meest ideale proportionaliteit in de samenwerking van de produktiefactoren.

Over korte periode gezien domineren de vaste kosten zeer sterk; omzetvergroting zal dan in geval van zekere overcapaciteit de kosten per eenheid van omzet verminderen. Een aanpassing van de marges aan deze veranderingen in de kosten op korte termijn is afhankelijk van de concurrentieverhoudingen en van de elasticiteit van de vraag.

De invloed van de prijspolitiek. Onvolkomenheid in de concurrentie maakt een eigen margebeleid mogelijk, dat niet zonder meer op kostenoverwegingen is gebaseerd. Naast deze overwegingen gaat namelijk de prijspolitiek van de handelaar mede een rol spelen bij de bepaling van de grootte der marge.

De verkoper zal immers zijn kosten willen dekken, maar tevens een aantrekkelijke winst willen maken, waarbij we er van afzien of maximalisatie van de winst wordt nagestreefd. De handelaar kan dit op uiteenlopende wijzen trach-

ten te verwezenlijken, waarbij de concurrentieverhoudingen en de aard van het produkt van betekenis zijn.

a) Zo kan hij de mening zijn toegedaan, dat een stabiele kleinhandelsprijs over een lange periode de beste waarborg biedt voor het gestelde doel en aangenomen, dat het hem mogelijk is dit doel uit te voeren, zal de marge een tegengesteld verloop met de producentenprijs vertonen.

b) In andere gevallen heeft de handelaar geen direct belang bij een stabiele kleinhandelsprijs. Dit komt met name voor bij produkten met een duidelijk seizoenspatroon in de aanvoer of met een zeer wisselvallig aanbod.

Is de vraag inelastisch, dan is de machtspositie van de handel in dergelijke gevallen bij tekortschietende oogsten groot, bij overvloedige oogsten daarentegen gering. Hij kan deze situatie benutten, door de marges bij stijgende prijzen te vergroten en bij dalende prijzen te verkleinen. Onder dergelijke omstandigheden is de marge dus evenredig met de prijzen. Hoever een handelaar een dergelijke positie kan uitbuiten, is afhankelijk van zijn concurrentiekracht tegenover andere handelaren.

c) De omstandigheid, dat een kleinhandelaar veelal een uitgebreid assortiment produkten moet voeren, maakt het toerekenen van de afzetkosten en het voeren van een prijspolitiek per produkt moeilijk. Dit brengt de kleinhandelaar ertoe voor zijn totale assortiment een vrij constante relatieve marge aan te houden, waarbinnen sommige produkten met lagere, ander met hogere dan de gemiddelde marges worden belast.

Welke van de hier beschreven motieven het margebeleid op korte termijn bepalen, zal men voor iedere concrete situatie afzonderlijk moeten onderzoeken.

3.3.3.1.3. De structuur van de marge en haar betekenis voor het verschil in de invloed van de prijs op de vraag af boerderij en in de kleinhandelsmarkt.

De structuur van de marge. Uit het voorgaande overzicht blijkt, dat een bonte veelheid van invloeden meespeelt bij het tot stand komen van de marge. De structuur van de marge zal dan ook voor ieder produkt afzonderlijk moeten worden onderzocht. In het algemeen echter menen we op grond van voorgaande beschouwingen de volgende mogelijke structuren van de marge te kunnen onderscheiden.

- a) De marge ¹⁾ is constant over een korte periode en varieert op lange termijn met de wijzigingen in de kosten van dienstverlening per eenheid produkt.
- b) De marge staat in een vaste verhouding tot de prijs af boerderij; er bestaat een constante relatieve marge.
- c) De marge is omgekeerd evenredig met de prijs van het produkt; de marge is kleiner, naarmate het prijsniveau hoger ligt.
- d) De marge is opgebouwd uit een constant element, zoals onder a) geschetst en een variabel gedeelte, zoals onder b) is aangegeven.
- e) De marge is opgebouwd uit een constant element, zoals onder a) is beschreven en een variabel gedeelte met een verloop als onder c) is aangeduid.

Het empirisch onderzoek moet ons inlichten, hoe de marge voor landbouwprodukten in feite verloopt. Uit verrichte onderzoekingen op dit gebied – een overzicht van dergelijke onderzoekingen zou ons te ver voeren – valt niet op te maken of één van de genoemde margestructuren het meest voorkomt.

¹⁾ Het zij nogmaals opgemerkt, dat wij onder marge de absolute prijsafstand tussen de kleinhandelsprijs en de prijs af boerderij verstaan.

Zo concludeert SCHMITT (1959, p. 137) in beschouwingen over marge-onderzoekingen in de V.S., dat de marges op korte termijn de neiging hebben om tegengesteld aan de producentenprijs te verlopen.

LENZ (1959, p. 30) nam voor een aantal groentegewassen in West Duitsland over de periode 1950 t/m 1956 waar, dat de marges uit een constant en een variabel gedeelte bestaan, welk laatste gedeelte positief gecorreleerd is met de prijs.

Dezelfde conclusie vermeldt ALLEN (1959, p. 123-128) voor de groothandelsmarges van groenten in Italië en in Nederland, respectievelijk op grond van weekgegevens in de periode 1952-1953 en op grond van maandgegevens over de periode januari 1953-juli 1957.

ROJKO (1957, p. 190) constateerde voor boter, Amerikaanse kaas en gecondenseerde melk, dat over de periode 1922-1953 exclusief 1930-1933 een verandering van 1% in de prijs af boerderij samengaat met een gelijk gerichte wijziging van 1% in de kleinhandelsprijs, hetgeen wijst op een constante relatieve marge.

MULDER (1961, p. 538) berekende voor niet duurzame produkten in de Nederlandse detailhandel een constante relatieve marge van 18,2%, gedurende de jaren 1951 t/m 1958.

Hoewel wij slechts enkele onderzoekingen hebben vermeld, hopen wij hiermee voldoende te hebben geïllustreerd, dat de verrichte onderzoekingen het bestaan van uiteenlopende structuren van de marge in de praktijk bevestigen.

De invloed van de structuur der marge op de samenhang tussen prijselasticiteiten af boerderij en in de kleinhandelsmarkt. Zijn in een bepaald onderzoek gegevens over prijzen en gevraagde hoeveelheden zowel af boerderij als in de kleinhandelsmarkt bekend, dan kan de invloed van de prijzen op de vraag voor beide niveau's worden geschat. In dergelijke onderzoekingen werd meestal geconstateerd, dat de prijselasticiteit in de kleinhandelsmarkt groter is dan af boerderij (KUZNETS: 1953, p. 882, 883). Deze conclusie treft men zeer veel aan in de literatuur (o.a. SCHMITT: 1959, p. 136 en ALLEN: 1959, p. 113).

Aan de hand van een vraagmodel zullen we nu trachten langs theoretische weg een inzicht te krijgen in de samenhang tussen de prijselasticiteiten in de kleinhandelsmarkt en af boerderij, en wel voor de door ons in 3.3.3.1.3. onderscheiden structuren van de marge. We doen dit aan de hand van het volgende model ¹⁾:

- | | |
|---------------------------------|--|
| (1) $Q = \alpha_0 + \alpha_1 P$ | Q = de vraag in de kleinhandelsmarkt |
| (2) $q = \beta_0 + \beta_1 p$ | q = de vraag af boerderij |
| (3) $Q = q$ | P = de kleinhandelsprijs |
| (4) $P = p + M$ | p = de prijs af boerderij |
| (5) $M = f(\dots)$ | M = de marge |

De prijselasticiteit af boerderij luidt

$$\epsilon = \frac{d \log q}{d \log p}.$$

¹⁾ In dit model zijn andere factoren, die buiten de prijs invloed uitoefenen op de grootte van de vraag, zoals inkomen en andere prijzen, constant verondersteld. Het is duidelijk dat analoog een vraagmodel kan worden uitgewerkt, waarbij de prijs als afhankelijke variabele wordt opgevat.

De prijselasticiteit in de kleinhandelsmarkt luidt

$$\eta = \frac{d \log Q}{d \log P}.$$

We veronderstellen, dat $\varepsilon < 0$, $\eta < 0$, $\alpha_1 < 0$, $\beta_1 < 0$, $\alpha_0 > 0$, $\beta_0 > 0$.

Afhankelijk van de structuur van de marge zal functie (5) uit ons model variëren:

a) Margestructuur. 3.3.3.1.3.a

(5) $M = f(z_1 \dots z_n)$ $z_1 \dots z_n$: de factoren onder 3.3.3.1.3.a) vermeld.

Substitutie van (3) en (4) in (1) levert:

$$q = \alpha_0 + \alpha_1(p + M) \text{ dus } \frac{dq}{dp} = \alpha_1 \text{ en } \varepsilon = \alpha_1 \frac{p}{q}$$

Tevens geldt nu dat:

$$\eta = \alpha_1 \frac{p + M}{q}$$

en dus

$$\eta = \varepsilon + \alpha_1 \frac{M}{q} = \varepsilon + \alpha_1 \frac{pM}{qp} = \varepsilon + \varepsilon \frac{M}{p} \quad \eta - \varepsilon = \varepsilon \frac{M}{p}$$

Het verschil tussen de elasticiteiten in de detailhandels- en groothandelsmarkt is in absolute waarde groter, naarmate de marge hoger en de prijs lager is. Tevens blijkt dat $|\eta| > |\varepsilon|$. In het speciale geval dat $M = p$ wordt $\eta = 2\varepsilon$.

b) Algemene formulering van de margestructuren 3.3.3.1.3 b) en c)

(5)' $M = \gamma p^\delta$ $\gamma > 0$, δ is een constante.

Substitutie van (5)' in (4) en daarna van (4), respectievelijk (3) in (1) levert:

$$q = \alpha_0 + \alpha_1(p + \gamma p^\delta), \text{ dus } \frac{dq}{dp} = \alpha_1(1 + \delta \gamma p^{\delta-1}) \text{ en}$$

$$\varepsilon = \alpha_1(1 + \delta \gamma p^{\delta-1}) \frac{p}{q}$$

Ook volgt hieruit:

$$\eta = \alpha_1 \frac{p + \gamma p^\delta}{q} \text{ dus } \eta - \varepsilon = \alpha_1 \gamma \frac{p^\delta}{q} (1 - \delta) = \alpha_1 \frac{M}{q} (1 - \delta)$$

Voor $\delta = 1$, m.a.w. margestructuur 3.3.3.1.3b) geldt nu $\eta - \varepsilon = 0$ en zijn dus de prijselasticiteiten af boerderij en kleinhandelsmarkt gelijk.

Voor $\delta < 1$ geldt: $|\eta| > |\varepsilon|$ welk verschil toeneemt naarmate δ kleiner is.

Voor $\delta > 1$ geldt nu $|\varepsilon| > |\eta|$ welk verschil toeneemt naarmate δ groter is.

c) Margestructuren 3.3.3.1.3d) en e).

(5) $M = M_0 + \gamma p^\delta$ $\gamma > 0$

(6) $M_0 = f(z)$ $M_0 > 0$

Substitutie van (5) in (4) en daarna (4) resp. (3) in (1) levert:

$$q = \alpha_0 + \alpha_1(p + M_0 + \gamma p^\delta) \text{ dus } \frac{dq}{dp} = \alpha_1(1 + \gamma \delta p^{\delta-1}) \text{ en}$$

$$\varepsilon = \alpha_1(1 + \gamma \delta p^{\delta-1}) \frac{p}{q} \text{ benevens } \eta = \alpha_1 \frac{p + M_0 + \gamma p^\delta}{q}$$

$$\begin{aligned}
 \eta - \varepsilon &= \alpha_1 \frac{p}{q} (\gamma p^{\delta-1} - \gamma \delta p^{\delta-1}) + \alpha_1 \frac{M_0}{q} = \alpha_1 \frac{\gamma p^{\delta}}{q} (1 - \delta) + \alpha_1 \frac{M_0}{q} = \\
 &= \alpha_1 \frac{M - M_0}{q} (1 - \delta) + \alpha_1 \frac{M_0}{q} = \alpha_1 \frac{M}{q} (1 - \delta) + \alpha_1 \frac{\delta M_0}{q} = \\
 &= \frac{\alpha_1}{q} [M - \delta(M - M_0)]
 \end{aligned}$$

We kunnen hierbij α_1 als volgt door β_1 substitueren:

$$\begin{aligned}
 \alpha_1 &= \frac{\beta_1}{(1 + \gamma \delta p^{\delta-1})} \text{ dus } \eta - \varepsilon = \frac{\alpha_1}{q} [M - \delta(M - M_0)] = \\
 &= \frac{\beta_1}{q(1 + \gamma \delta p^{\delta-1})} [M - \delta(M - M_0)] = \\
 &= \beta_1 \frac{p}{q} \frac{[M - \delta(M - M_0)]}{(p + \gamma \delta p^{\delta})} = \varepsilon \frac{M - \delta(M - M_0)}{p + \delta(M - M_0)}
 \end{aligned}$$

$$\text{Voor } \frac{-p}{M - M_0} < \delta < \frac{M}{M - M_0} \text{ geldt } |\eta| > |\varepsilon|$$

$$\text{Voor } \delta > \frac{M}{M - M_0} \text{ en } \delta < \frac{-p}{M - M_0} \text{ geldt } |\eta| < |\varepsilon|$$

Voor speciale gevallen krijgt men de volgende resultaten.

Is $\delta = 1$ m.a.w. margestructuur 3.3.3.1.3.d) dan geldt:

$$\eta - \varepsilon = \varepsilon \frac{M_0}{(1 + \gamma)p} \text{ en } |\eta| > |\varepsilon|$$

Is $\delta = 0$, m.a.w. margestructuur 3.3.3.1.3a), dan geldt:

$$\eta - \varepsilon = \varepsilon \frac{M}{p} \text{ en } |\eta| > |\varepsilon|$$

Is $\delta = -1$ m.a.w. margestructuur 3.3.3.1.3c), dan geldt:

$$\eta - \varepsilon = \varepsilon \frac{2M - M_0}{p + M_0 - M} \text{ en } |\eta| > |\varepsilon| \text{ mits } p > \gamma p^{\delta}$$

Het gehanteerde model bevat een aantal vooronderstellingen, die soms niet realistisch zijn, te weten:

$Q = q$ of met andere woorden, hetgeen de producent afzet, wordt ook in de periode, waarop de gegevens betrekking hebben, door de consument afgenomen. Voorraadmutaties bij de handel en verlies door bederf of onverkoopbaarheid van het produkt worden verwaarloosd. Ook wordt afgezien van vertragingen in het doorgeven van de prijzen af boerderij aan de kleinhandel die groter zijn dan de periode, waarop de afzonderlijke gegevens betrekking hebben.

Wegens het bezwaar dat $q = Q$ werd een alternatieve formulering van het vraagmodel gekozen, die in zoverre afwijkt, dat (3) $Q = q$ wordt vervangen door $q = Q + R$, waarbij R het verschil is tussen de afgenomen hoeveelheden

in beide markten. De grootte van R wordt bepaald door voorraadverandering bij de handel en door verlies. Voor dit gewijzigd vraagmodel werd het verband tussen de prijselasticiteit af boerderij en in de kleinhandelsmarkt geanalyseerd. Aangezien dit op analoge wijze als voor het geval $R = 0$ kan geschieden, zullen we ons beperken tot de margestructuur $M = M_0 + \gamma p^\delta$

Er geldt dan: $q - R = \alpha_0 + \alpha_1(p + M_0 + \gamma p^\delta)$ dus $\frac{dq}{dp} = \alpha_1 + \alpha_1 \gamma \delta p^{\delta-1}$ en

$$\varepsilon = \alpha_1(1 + \gamma \delta p^{\delta-1}) \frac{p}{q}$$

Tevens geldt: $\eta = \alpha_1 \frac{p + M_0 + \gamma p^\delta}{q - R}$ waaruit volgt:

$$\eta - \varepsilon = \alpha_1 \frac{p + M_0 + \gamma p^\delta}{q - R} - \alpha_1(1 + \gamma \delta p^{\delta-1}) \frac{p}{q}$$

Is R een bepaalde fractie van het afgenomen kwantum in de groothandelsmarkt, m.a.w. $R = \theta q$, dan kan het verschil tussen η en ε ook worden geschreven als:

$$\eta - \varepsilon = \alpha_1 \frac{p}{q} \left[\frac{1 + \gamma p^{\delta-1}}{1 - \theta} - (1 + \gamma \delta p^{\delta-1}) \right] + \alpha_1 \frac{M_0}{q(1 - \theta)}$$

Zijn de waarden van γ en δ zodanig, dat voor $\theta = 0$ $|\eta| > |\varepsilon|$ dan zal dit verschil voor $1 > \theta > 0$, dus $R > 0$, toenemen, echter voor $0 > \theta$, dus $R < 0$ kleiner worden.

Indien de door de landbouw afgezette hoeveelheden, alsook de prijzen af boerderij met een vertraging, groter dan de periode waarop de afzonderlijke gegevens betrekking hebben, aan de kleinhandel worden doorgegeven, zal er geen verband bestaan tussen de marges en de prijs af boerderij op hetzelfde moment. Het is mogelijk dat in een dergelijk geval een verband bestaat tussen de marges ten tijde t en de prijs af boerderij ($t - 1$). Vervanging van p en q in ons model door p_{t-1} en q_{t-1} wijzigt dan slechts in die zin de verkregen resultaten, dat p en q moeten vervangen worden door p_{t-1} en q_{t-1} .

3.3.3.2. Het verschil in de invloed van het inkomen op de vraag af boerderij en in de kleinhandelsmarkt

De vraag naar landbouwprodukten in de kleinhandelsmarkt kan men zich samengesteld denken uit de vraag naar het produkt, zoals het de boerderij verlaat en die naar de dienstverlening van de handel en verwerkende industrie. In het algemeen neemt men aan, dat de vraag naar diensten inkomensgevoeliger is dan de vraag naar landbouwprodukten, zoals zij de boerderij verlaten. Dit kan worden gestaafd met gegevens over de Verenigde Staten, waar, zie SCHULTZ (1953 p. 68, 70), een inkomenselasticiteit voor dienstverlening van 0,75 tot 0,80 werd gemeten. Dit is aanzienlijk hoger dan de inkomenselasticiteit voor voeding als geheel in dit land, waarvoor waarden tussen 0,24 en 0,30 werden gevonden (KUZNETS 1953, p. 891).

Ons zijn geen inkomenselasticiteiten voor dienstverlening in Nederland bekend. Niettemin doet de toenemende vraag naar verpakte en verwerkte produkten vermoeden, dat ook in ons land de inkomenselasticiteit van de vraag

naar dienstverlening groter is dan die van de vraag naar landbouwprodukten. Dit betekent dus, dat de inkomenselasticiteit van de vraag in geldswaarde, gemeten bij de kleinhandel, groter is dan af boerderij. De inkomenselasticiteit van de vraag naar hoeveelheid zal uiteraard op beide niveau's gelijk zijn.

3.3.4. *Enige bijzondere omstandigheden in de Nederlandse landbouwmarkten; overheidsingrijpen, machtsposities, contractteelt*

Buiten de factoren, in paragraaf 3.2 en 3.3 van dit hoofdstuk vermeld, doen zich soms speciale marktomstandigheden voor, waarmee bij het schatten van de vraagfunctie rekening dient te worden gehouden. We zullen ons hierbij beperken tot drie punten, die voor de afzet van Nederlandse landbouwprodukten van belang zijn:

1. Bij landbouwprodukten, die van grote betekenis zijn voor het inkomen van de agrarische producent, wordt het marktgebeuren dikwijls door de overheid uit beleidsoverwegingen beïnvloed.
2. De machtspositie van de vragers, hetzij aanbieders, bepaalt mede het prijsniveau, waartegen het produkt wordt afgezet.
3. Vooral bij landbouwprodukten, die industrieel worden verwerkt, worden de af te nemen hoeveelheden en prijzen vaak reeds vóór het afzetseizoen bij contract vastgelegd, waardoor zij soms afwijken van de bestaande vraag- en aanbodverhoudingen tijdens het afzetseizoen.

3.3.4.1. *Inmenging van de overheid in het marktgebeuren*

De overheid steunt op uiteenlopende manieren de prijzen van landbouwprodukten. Deze zijn voor ons slechts in zoverre van belang als ze de samenhang tussen gevraagde hoeveelheid en prijs doen afwijken van die, welke bij afwezigheid van een dergelijke inmenging zou bestaan.

De overheid garandeert de boer een bepaalde prijs voor zijn produkt. Een dergelijk garantiebeleid kan op verschillende wijzen worden gerealiseerd.

a) De regering kan een bodem in de markt leggen door de producenten toe te staan hun produkten tegen een vastgestelde garantieprijs aan de overheid te verkopen.

b) De markt wordt vrij gelaten en de producenten krijgen aan het einde van het oogstjaar het verschil tussen garantieprijs en gerealiseerde prijs uitgekeerd. Het is hierbij mogelijk, dat men slechts voor een gedeelte van de produktie een prijs garandeert.

ad a) Wordt deze methode van prijsgarantie-beleid gevolgd, dan heeft de vraagfunctie $q = f(p)$ een geknikt verloop, zoals in Figuur 3 is weergegeven. Schatting van de vraagfunctie uit waarnemingen, waarbij $p > p_0$ (p_0 is garantieprijs), levert geen moeilijkheden. Uit de waarnemingen waarbij $p = p_0$, zal men de hoeveelheden, die door de overheid zijn afgenomen, moeten verwijderen om een juiste schatting van de vraagfunctie te krijgen.

De prijsgarantieregeling ad b) wordt buiten de markt om uitgevoerd en levert geen probleem voor het schatten van de vraagfunctie.

De overheid treedt in de markt om de prijs op een gewenst niveau te houden.¹⁾ Treedt de overheid in de markt op momenten, dat zij de prijs laag

¹⁾ Dergelijke activiteiten kunnen ook door producenten worden beoefend.

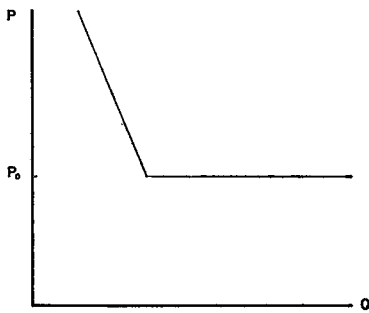
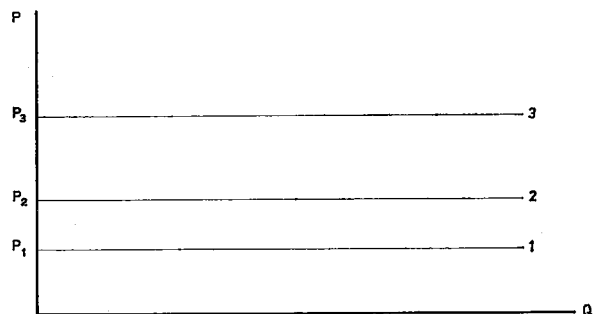


FIG. 3. Verloop der vraagcurve bij een garantiëprijs-systeem, waarbij verkoop aan de overheid tegen de minimum prijs mogelijk is.

acht, dan wordt op onregelmatige ogenblikken het aantal kopers vergroot en vindt een verschuiving van de vraagcurve plaats. Ook hier geldt, evenals bij ad a) werd opgemerkt, dat de aankopen door de overheidsorganen uit de waarnemingen moeten worden verwijderd om een zinvolle schatting van de vraagfunctie uit te voeren.

De overheid stelt voor iedere oogstperiode een bepaalde prijs vast. Onder deze omstandigheden is de prijs onafhankelijk van de afgezette hoeveelheid. Een vraagfunctie $q = f(p)$ bestaat dan niet en het verloop van de vraagten opzichte van de prijs valt in een grafiek door een horizontale lijn uit te beelden.

FIG. 4. De afzetcurve van een landbouwprodukt bij een door de overheid vastgestelde marktprijs.



De overheid steunt de prijs in de binnenlandse markt door maatregelen tegen de invoer van concurrerende goederen. Om de prijs voor een bepaald produkt op peil te houden, neemt de overheid vaak maatregelen tegen de invoer van concurrerende produkten. Er worden verschillende methoden toegepast om de druk van de invoer op de binnenlandse prijs af te zwakken, te weten:

- a) contingentering van de invoer,
- b) invoerrechten: 1. een bepaald percentage van de geldswaarde van de invoer (ad valorem tarief)
2. een vast bedrag per eenheid produkt (specifiek recht)
- c) minimumprijsmaatregelen: de invoer is verboden, indien de binnenlandse prijs daalt tot een vastgesteld minimumprijsniveau.

Dergelijke maatregelen zijn van grote betekenis voor de afzet van exporteerende landen en men zal er bij het schatten van de exportfunctie rekening mee moeten houden.

ad a) Door contingentering krijgt de uitvoerfunctie $q = f(p)$ een geknikt verloop (Figuur 3). Is het contingent uitgeput, dan heeft de prijs-hoogte geen betekenis meer voor de uitgevoerde hoeveelheid. Blijft de uitgevoerde hoeveelheid beneden het toegestane contingent, dan zijn geen speciale maatregelen nodig voor het vaststellen van de uitvoerfunctie; de waarnemingen van prijs en hoeveelheid in de buitenlandse markt gedurende de periode, dat het Nederlands contingent is uitgeput, hebben uiteraard geen betekenis voor onze analyse.

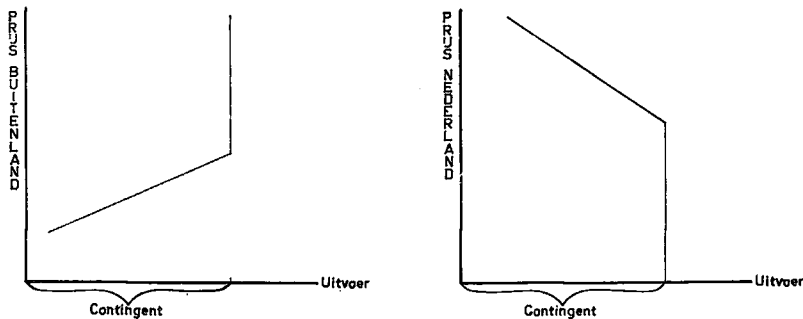


FIG. 5. De curve van de buitenlandse vraag bij contingentering van de uitvoer.

ad b) Wordt een ad valorem tarief van α geheven, dan is p^* , de prijs die de Nederlandse exporteur ontvangt ¹⁾ $[1/(1 + \alpha)]$ prijs buitenland.

Deze prijs p^* zullen we moeten gebruiken in plaats van de buitenlandse prijs, indien we de exportfunctie opvatten als een aanbodsfunctie. Vatten we de exportfunctie op als een vraagfunctie, dan zal de prijs waarop de buitenlandse consument zijn vraag afstemt, gelijk zijn aan $(1 + \alpha) \cdot p^*$.

Is het invoerrecht een vast bedrag β , dan is p^* de prijs, die de Nederlandse exporteur ontvangt: prijs buitenland $-\beta$ en die voor de buitenlandse consument: $p^* + \beta$.

Op deze wijze kunnen de relevante prijzen in het exportonderzoek worden gecorrigeerd, wat van belang is bij hoge en dikwijls schommelende invoerrechten.

ad c) Het gebruik van een minimum prijsregeling door de overheid houdt in, dat de invoer uit andere landen wordt stop gezet, indien de marktprijs daalt tot het vastgestelde minimumniveau. Gebeurt dit dikwijls, dan zal het schatten van een uitvoerfunctie hierdoor worden belemmerd. Hier zal dan een verantwoorde schatting van de vraagfunctie slechts mogelijk zijn uit waarnemingen, waarin de prijs hoger ligt dan het minimumprijsniveau.

De overheid steunt de consumentenprijzen. Naast het ingrijpen ten gunste van de producenten, verleent de overheid ook wel steun aan de consumenten door middel van subsidies. Afgezien van de marge, betaalt de consument in zo'n geval minder voor het produkt dan de producent ervoor ontvangt. Wijzigingen in de subsidie hebben geen betekenis voor de vraagfunctie van de consumenten in de kleinhandelmarkt, daarentegen wel voor de vraagfunctie af boerderij.

¹⁾ We zien hier af van complicaties, voortvloeiende uit wijzigingen in transportkosten en handelsmarges.

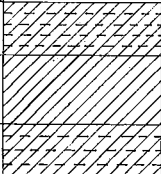
3.3.4.2. De invloed van machtsposities der marktpartijen op prijs en afzet

Het komt voor, dat de afzet en prijs mede bepaald worden door machtsposities van verkopers hetzij kopers. De invloed hiervan zou in de te schatten vraagfunctie tot uiting gebracht moeten worden, echter hij is niet te meten.

Of er machtsposities in de markt bestaan, is afhankelijk van de aantallen kopers en verkopers, dus van de marktvorm – we veronderstellen een homogeen goed –. Zijn er veel kopers – polyopsonie – dan kunnen zij geen machtspositie uitoefenen en zullen zij bij de heersende marktprijs die hoeveelheid afnemen, welke met hun behoefte overeenstemt. Weinig kopers, oligopsonie, of één koper, monopsonie, kunnen daarentegen wel hun positie uitbuiten om een gunstige prijs te bedingen. Voor het bepalen van de vraagfunctie van een produkt zal dus bij weinig vragers of één vrager in de markt met een dergelijke machtspositie rekening moeten worden gehouden. Het aantal aanbieders is hierbij niet van belang.

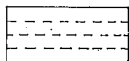
Of men de afzetfunctie van een verkoper kan vaststellen, hangt echter wel af van het aantal verkopers in de markt. Is dit zeer groot, polypolie, dan kan de individuele verkoper zijn produktie tegen de heersende marktprijs afzetten. Daarentegen is een beperkt aantal verkopers, oligopolie, bij machte om elkaars afzetmogelijkheden te beïnvloeden, wat het vaststellen van de afzetfunctie voor de individuele verkoper onmogelijk maakt. Is er slechts één aanbieder, monopolie, dan is de afzetfunctie identiek met de vraagfunctie van de totale markt.

De marktvormen, waaronder machtsposities van invloed zijn op afzet en prijs en hun betekenis voor het bepalen van de vraagfunctie kunnen we nu in het volgende schema samenvatten:

Vragers \ Aanbieders			
	Veel	Weinig	Een
Veel			
Weinig			
Een			



marktvorm geen probleem voor het statistisch meten van de vraagfunctie van de totale markt.



marktvorm geen probleem voor het statistische meten van de afzet functie voor individuele aanbieders.



mogelijke problemen voor het statistisch meten van de vraagfunctie, voortvloeiend uit machtspositie van vragers.

FIG. 6. Marktvormen waarin machtsposities der marktpartijen van belang zijn voor het schatten van de vraagfunctie.

Zijn machtsposities zeer belangrijk voor de prijsvorming, dan heeft het schatten van de vraagfunctie weinig zin. In de kleinhandelmarkten met grote aantallen kopers doen zich geen machtsposities aan de vraagzijde voor. Wel kan dit het geval zijn aan de aanbods zijde met name bij verwerkte en verpakte produkten.

Af boerderij komen machtsposities zowel aan vraag- als aanbodskant frequenter voor dan in de kleinhandelmarkt. Zo zijn de afzetcoöperaties soms gegroeid als reactie op de machtspositie van de handel. Concentratie van de aanbieders in coöperatieve afzetorganisaties vergroten de mogelijkheden tot het ontstaan van machtsposities; het zou hier te ver voeren om de ontwikkelingen op dit terrein in de Nederlandse landbouw te belichten.

Niettemin menen wij, dat de huidige concentratie in handel en verwerkende industrie het noodzakelijk maakt, dat men zich bij statistische vraaganalyse in de groothandelmarkt vergewist van de aanwezigheid van mogelijke machtsposities en hun betekenis voor het onderzoek.

3.3.4.3. De betekenis van de afzet door middel van contractteelt voor het schatten van de vraagfunctie

Het komt vooral bij de verwerkende industrie voor, dat de af te nemen hoeveelheid en de prijs reeds lang voor de afzetperiode contractueel zijn vastgelegd. Wordt op dergelijke wijze volledig in de behoefte van de industrie voorzien, dan heeft het geen zin om een vraagfunctie voor de industriële vraag af boerderij vast te stellen. Een andere mogelijkheid echter is, dat de industrie slechts een gedeelte van haar behoeften indekt door contractteelt en het restant aantrekt op de vrije markt. De samenhang tussen afgenomen hoeveelheid en betaalde prijs zal in dit geval moeten worden vastgesteld uit gegevens van de gemiddeld betaalde prijs

$$p_1 = \frac{q_0 p_0 + q_2 p_2}{q_0 + q_2}$$

en het totale afgenomen kwantum $q_1 = q_0 + q_2$, (q : afgenomen hoeveelheid, p : prijs; subscripten: 0: contractteelt, 1: totaal, 2: vrije markt).

Ons inziens benadert een dergelijke p_1 de prijs, die de industrie voor q_1 bereid zou zijn te betalen, indien geen contractteelt zou plaats vinden. Zou immers de industrie bij afwezigheid van contractteelt het kwantum q_1 aantrekken tegen een prijs p_3 , dan is het ons inziens waarschijnlijk dat $p_3 q_1 \geq p_0 q_0 + p_2 q_2$, aangezien de industrie de contractteelt niet zal bezigen, indien hieraan duidelijke financiële nadelen verbonden zijn. Anderzijds is het waarschijnlijk, dat landbouwproducenten contractteelt niet zullen ambiëren, indien hieruit voor hen een grote inkomstenderving voortvloeit. De situatie $p_3 q_1 \approx p_0 q_0 + p_2 q_2$ en dus $p_3 \approx p_1$ is daarom het meest waarschijnlijk. Contractteelt is onder deze omstandigheden nog aantrekkelijk voor de industrie, omdat men zekerheid heeft over tijdstip van aanvoer en kwaliteit van het produkt.

Aangezien $p_1 q_1 = p_0 q_0 + p_2 q_2$, geldt

$$p_2 = \frac{p_1 q_1 - p_0 q_0}{q_2}$$

en het blijkt dus, dat de prijs in de vrije markt, indien de behoefte der industrie gedeeltelijk wordt voorzien uit contractteelt, niet alleen afhangt van de omvang van het aanbod in de vrije markt, maar tevens van de omvang van de contract-

teelt. Een vraaganalyse, louter op grond van gegevens in de vrije markt, heeft daarom weinig zin. Aangezien $p_2 > p_1$, indien $p_1 > p_0$ en $p_2 < p_1$ indien $p_1 < p_0$ en tevens geldt $p_1 \approx p_3$, mogen we tot slot concluderen, dat de prijsfluctuaties in een vrije markt aanzienlijk groter zijn bij gedeeltelijke voorziening van de behoeften door middel van contractteelt dan bij louter aankopen op een vrije markt. Het schatten van een functioneel verband tussen afgezette hoeveelheid en prijs in de vrije markt heeft daarom weinig zin, indien de contractteelt van betekenis is.

4. ENIGE STATISTISCHE METHODEN VOOR HET SCHATTEN VAN DE VRAAGFUNCTIE EN PROBLEMEN, DIE ZICH BIJ HET GEBRUIK HIERVAN VOORDOEN

4.1. INLEIDING

Heeft men een inzicht in de onderwerpen, die in hoofdstuk 3 aan de orde zijn gesteld, dan is het mogelijk een beperkt aantal hypothesen als vraagfunctie te stellen. Welke hypothese de feitelijke structuur van de vraag het best benadert en hoe groot de invloed van de verschillende factoren op de vraag is, zijn punten, die moeten worden vastgesteld door uit tijdreeksgegevens de vraagfuncties te schatten.

In dit hoofdstuk zullen we om die reden, na in 4.2 enige opmerkingen te hebben gemaakt over de wiskundige vorm van de vraagfunctie, in 4.3 ingaan op enkele veel gebruikte statistische methoden voor het schatten van de vraagfunctie. De statistische eigenschappen van de verkregen schatters gelden slechts onder zekere voorwaarden ten aanzien van de gebruikte gegevens en de specificatie van de vraagfunctie. Is aan deze voorwaarden niet voldaan, dan dient men te weten in hoeverre de eigenschappen van de schatters hierdoor worden gewijzigd en of er speciale schattingsmethoden zijn ontwikkeld, die aan de andere omstandigheden beter zijn aangepast. Dit zal het onderwerp vormen van paragraaf 4.4.

De meeste van deze statistische methoden en problemen zijn reeds in veel standaardwerken behandeld (o.a. STONE, 1954; THEIL, 1958; WOLD, 1953). Zij worden hier echter uiteengezet in een formulering en bewijsvoering, die in hoge mate van genoemde studies afwijken, omdat wij zoveel mogelijk aansluiten bij de door KUIPER (1952; 1959) ontwikkelde notatie en begrippen aangaande vectorruimten in de regressietheorie. Tevens is een aantal punten verder uitgewerkt dan ons uit de literatuur bekend is.

Enkele onderwerpen van economisch-statistische aard, die van belang zijn bij het schatten van de vraagfunctie van landbouwprodukten, zullen tot slot van dit hoofdstuk in 4.5-4.8 nader worden beschouwd.

4.2. DE WISKUNDIGE VORM VAN DE VRAAGFUNCTIE

De vraagfunctie $y = f(x_1 \dots x_n)$, waarin $f(x_1 \dots x_n)$ de gevraagde hoeveelheid van een produkt en $x_1 \dots x_n$ de vraagbepalende factoren zijn, wordt dikwijls als een lineaire functie gedacht. Een dergelijke lineaire functie bezit geen maximum en kent evenmin een asymptotisch verloop naar een constante waarde. Voor een produkt, waarvan het verbruik een verzadigingsniveau nadert of

zich rond een noodzakelijk minimum beweegt, kunnen de reacties van de consument op prijzen en inkomens dus niet door deze lineaire functie worden uitgebeeld.

Meent men, dat de relatieve en niet de absolute veranderingen in y en x met elkaar samenhangen, dan wordt de vraagfunctie niet als lineair in de oorspronkelijke variabelen maar in de logaritmen uitgedrukt: $\log y = f(\log x_1, \dots, \log x_n)$. Heeft men het vermoeden dat de relatieve verandering van de vraag mede afhangt van het consumptieniveau, dan formuleert men de vraagfunctie wel als $y = f(\log x_1, \dots, \log x_n)$.

De genoemde formuleringen zijn de meest gebruikelijke in statistisch vraag-onderzoek uit tijdreeksgegevens. We willen er nog de ~~aanname~~^{aanname} op vestigen, dat het uitdrukken van de vraag in een functie met constante parameters geen verandering in het consumentengedrag ten opzichte van wijzigingen in prijs en inkomen toelaat over de periode, waarop het onderzoek betrekking heeft. Hebben zich nu structurele veranderingen in het consumentengedrag voorgedaan in deze periode, dan zal de periode vóór en na de structuurbreuk afzonderlijk moeten worden onderzocht.

4.3. ENIGE VEEL GEBRUIKTE STATISTISCHE METHODEN VOOR HET SCHATTEN VAN DE VRAAGFUNCTIE

Wij veronderstellen, dat de vraag naar een bepaald landbouwprodukt, y , afhankelijk is van een aantal systematische factoren ¹⁾ $x_1 \dots x_p$. Tevens nemen we aan, dat het verband tussen y en $x_1 \dots x_p$ kan worden uitgedrukt in de functie $y = f(x_1 \dots x_p)$, welke functie lineair wordt verondersteld. De waargenomen waarden van y werden buiten de waarde van de systematische factoren $x_1 \dots x_p$, bepaald door een aantal toevalsfactoren, waarvan de invloed wordt weergegeven door een stochastische toevalsterm u .

Beschikken we voor de variabelen y en $x_1 \dots x_p$ over tijdreeksen van T waarnemingen, waarbij we aannemen, dat die van $x_1 \dots x_p$ zonder meetfouten zijn, dan geldt voor de stochastische vector y gelegen in de T dimensionale Euclidische ruimte R^T :

$$y \cong x_1 \alpha_1 + \dots + x_p \alpha_p + u \equiv X\alpha + u^2)$$

$x_1 \dots x_p$ zijn vectoren, die een p dimensionale deelruimte D^p van R^T opspannen, waarin de verwachtingswaarde van y , $E(y)$ gelegen is:

$$E(y) = x_1 \alpha_1 + \dots + x_p \alpha_p \equiv X\alpha$$

$$E(uu') = \sigma^2 I$$

We wensen een zuivere en doeltreffendste schatter Xa van $X\alpha$ dus

$$E(Xa) = X\alpha = E(y) \text{ en } E[Xa - X\alpha]^2 \text{ is minimaal.}$$

a. De methode der kleinste kwadraten

We bepalen a zodanig, dat de afstand van de vector y tot Xa , dus $|y - Xa|$ minimaal is. Dit is het geval, indien Xa de loodrechte projectie is van y op de deelruimte D , opgespannen door de vectoren $x_1 \dots x_p$.

¹⁾ De gebruikte notatie is: x , x , X voor een variabele, vector, respectievelijk matrix; het stochastisch zijn wordt aangegeven door een vette letter.

²⁾ $\cong$ is een symbool voor isomoor: „Twee n dimensionale stochastieken $x = (x_1 \dots x_n)$ en $y = (y_1 \dots y_n)$ heten isomoor, indien ze dezelfde cumulatieve kansverdelingsfunctie hebben: $P(x_1 \leq z_1 \dots x_n \leq z_n) = P(y_1 \leq z_1 \dots y_n \leq z_n) = F(z)$ voor elke $z = (z_1 \dots z_n) \in R^n$ (KUIPER, 1959, p. 299).

Loodrechte projectie houdt in $X'[y - X\alpha] = 0$, dus $a = (X'X)^{-1}X'y$. Voor de schatter a van α geldt $a = (X'X)^{-1}X'y$ met covariantie matrix $E(a - \alpha)(a - \alpha)' = E[(X'X)^{-1}X'y - \alpha][(X'X)^{-1}X'y - \alpha]' = E[(X'X)^{-1}X'u][u'X(X'X)^{-1}] = \sigma^2(X'X)^{-1}$

Deze schatter is zuiver, immers

$$E(a) = E[(X'X)^{-1}X'y] = E[(X'X)^{-1}X'(X\alpha + u)] = \alpha.$$

Deze schatter is tevens doeltreffendst. Stel, een andere zuivere schatter van α is $[(X'X)^{-1}X' + B]y = a^*$ (B is een px_T matrix van constanten). Aangezien $E(a^*) = \alpha$, moet $BX = 0$ en is $E(a^* - \alpha)(a^* - \alpha)' = E[(X'X)^{-1}X' + B][B' + X(X'X)^{-1}] = \sigma^2[(X'X)^{-1} + BB']$. De diagonaal elementen van BB' zijn kwadraten en derhalve positief of nul. Dus is de variantie van iedere zuivere schatter a^* , ($a^* \neq a$), groter dan of gelijk aan de variantie van a (voor algemener bewijs zie THEIL, 1958, p. 530) en is a een doeltreffendste lineaire schatter van α . Hieruit volgt, dat $X\alpha$ een zuivere en doeltreffendste lineaire schatter van $X\alpha$ is.

b. De „Maximum Likelihood” methode

Men tracht een zodanige schatter Xa van $X\alpha$ vast te stellen, dat de kansdichtheid van de bijbehorende y in de waarnemingsuitkomst y maximaal wordt. Nemen we aan, dat in het voorgaand statistisch model $u \cong \sigma\chi_T^{(1)}$ dan geldt $y \cong X\alpha + \sigma\chi_T$ en de schatter Xa van $X\alpha$ moet zo zijn, dat de kansdichtheid

$$f(y|X) = \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^T \exp. - \frac{[y - Xa]' [y - Xa]}{2\sigma^2} \text{ maximaal is, dus } [y - Xa]'$$

$[y - Xa]$ moet minimaal zijn. Deze eis is identiek met die van de methode der kleinste kwadraten onder a) en leidt tot dezelfde schatter als we daar vonden.²⁾

4.4. ENIGE PUNTEN, WAARIN DE VRAAGFUNCTIE EN DE GEBRUIKTE GEGEVENS VAAK AFWIJKEN VAN DE SPECIFICATIE ONDER 4.3.

Bij een statistische vraaganalyse komt het voor, dat men een gebrekkig inzicht in het consumentengedrag heeft en de specificatie van de vraagfunctie daarom onvolledig is.

Vaker echter wordt het schatten van de vraagfunctie gehinderd door het ontbreken van bepaalde gegevens of de omstandigheid, dat de tijdreeksgegevens niet voldoen aan de specificatie van het statistisch model in 4.3. De betekenis en de gevolgen van afwijkingen van de specificatie onder 4.3. zullen we belichten voor de volgende gevallen:

1. De specificatie luidt $E(y) \in D^p$, opgespannen door $x_1 \dots x_p$, terwijl in werkelijkheid geldt $E(y) \in D^q$, opgespannen door $x_i \dots x_q \quad i \leq p$.
2. De specificatie luidt $E(uu') = \sigma^2 I$, terwijl in werkelijkheid geldt $E(uu') = \sigma^2 \Gamma$ (Γ is een $T \times T$ matrix; $\Gamma \neq I$).
3. De specificatie luidt $E(y_1) \in D^{m+1}$, opgespannen door de vectoren $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$, $x_1 \dots x_L$, terwijl $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$ onbekend zijn.

¹⁾ χ is de eendimensionale standaard normale stochastiek met verwachting 0 en spreiding 1;

$p(\chi < t) = \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\exp. - \frac{t^2}{2} \right) dt$ en χ_T is de T dimensionale standaardnormale stochastiek (KUIPER, 1959, p. 300).

²⁾ Volledigheidshalve zij hier opgemerkt, dat de schatter van σ volgens de „Maximum Likelihood” methode onzuiver is.

4.4.1. De specificatie luidt $E(y) \in D^p$, terwijl in werkelijkheid geldt $E(y) \in D^q$

De specificatie bij $E(y) \in D^p$ luidt:

$$y \cong x_1 \alpha_1 + \dots + x_p \alpha_p + \sigma_{\chi_T} \equiv X\alpha + \sigma_{\chi_T}$$

$$E(y) = x_1 \alpha_1 + \dots + x_p \alpha_p \equiv X\alpha$$

De specificatie bij $E(y) \in D^q$ luidt:

$$y \cong x_i \alpha_i + \dots + x_q \alpha_q + \sigma_{\chi_T} \equiv X^* \alpha^* + \sigma_{\chi_T}$$

$$E(y) = x_i \alpha_i + \dots + x_q \alpha_q \equiv X^* \alpha^*$$

In het geval dat $i = 1, i + 1 = 2, \dots, q = p$ zijn beide specificaties identiek. Geldt dit echter niet, dan kan men de volgende mogelijkheden onderscheiden.

$D^p \perp D^q$

De deelruimte D^p , opgespannen door de vectoren $x_1 \dots x_p$ heeft geen vector gemeen met de deelruimte D^q opgespannen door de vectoren $x_{p+1} \dots x_q$. De specificatie $E(y) \in D^p$ is dus volledig fout, wat zal blijken doordat de schatters $a_1 \dots a_p$ van $\alpha_1 \dots \alpha_p$ niet statistisch betrouwbaar van nul afwijken.

$D^p \subset D^q$

De deelruimte D^p waarin volgens onze specificatie $E(y)$ gelegen is, vormt op haar beurt een deelruimte van D^q , waarin $E(y)$ in feite geacht moet worden te liggen. Stelt men de basisvectoren van D^p , $x_1 \dots x_p$ voor in de matrix X en die van D^q , $x_1 \dots x_q$, ($q > p$) in X^* dan zijn de kleinste kwadratenschatters van α en α^* respectievelijk $a = (X'X)^{-1}X'y$ en $a^* = (X^{*'}X^*)^{-1}X^{*'}y$.

Staan de vectoren $x_{p+1} \dots x_q \in D^q$, loodrecht op de deelruimte D^p , dan is $x_p + jx_k = 0$ ($j = 1, \dots, q - p$; $k = 1 \dots p$).

De $p \times p$ deelmatrix der eerste p termen van kolommen en rijen van $(X^{*'}X^*)^{-1}$ vormen dan $(X'X)^{-1}$ en de eerste p termen van de vectoren a en a^* zijn gelijk. Onjuiste specificatie heeft onder die omstandigheden geen invloed op de schatters $a_1 \dots a_p$ van $\alpha_1 \dots \alpha_p$. Deze schatters van $\alpha_1 \dots \alpha_p$ zijn zuiver.

Staan de vectoren $x_{p+1} \dots x_q$ niet loodrecht op D^p dan geldt niet, dat de deelmatrix van de p termen van rijen en kolommen in $(X^{*'}X^*)^{-1}$ gelijk is aan $(X'X)^{-1}$ en dus $(a_1 \dots a_p) \neq (a_1^* \dots a_p^*)$. Van de grootte van het verschil $a_j - a_j^*$ ($j = 1, \dots, p$) kunnen we ons als volgt een indruk vormen.

Stel de specificatie luidt:

$$y \cong x_1 \alpha_1 + \sigma_{\chi_T} \quad E(y) = x_1 \alpha_1 \quad E(y) \in D^1$$

terwijl de specificatie zou moeten luiden:

$$y \cong x_1 \alpha_1 + x_2 \alpha_2 + \sigma_{\chi_T} \quad E(y) = x_1 \alpha_1 + x_2 \alpha_2 \quad E(y) \in D^2$$

Loodrechte projectie van y op D^1 levert de kleinste kwadratenschatting $x_1 a_1 = y_1$ van $x_1 \alpha_1$. Loodrechte projectie van y op D^2 levert de kleinste kwadratenschatting $x_1 a_1^* + x_2 a_2^* = y_2$. De vector $y - y_2$ staat loodrecht op D^2 , dus loodrecht op de vector x_1 en de vector $y - y_1$ loodrecht op D^1 , dus ook loodrecht op de vector x_1 . Het vlak opgespannen door $y - y_2$ en $y - y_1$ en derhalve ook de vector $y_2 - x_1 a_1$, in dit vlak gelegen staan loodrecht op x_1 . Is φ de hoek tussen x_1 en x_2 dan geldt nu $|x_1 a_1 - x_1 a_1^*| = |x_2 a_2^* \cos \varphi|$ en, $\cos \varphi = r_{x_1 x_2} \equiv r$, dus $(a_1 - a_1^*)^2 x_1' x_1 = a_2^{*2} r^2 x_2' x_2$

$$(a_1 - a_1^*)^2 = a_2^{*2} r^2 \frac{x_2' x_2}{x_1' x_1} \text{ en } (a_1 - a_1^*) = \pm a_2^* r \sqrt{\frac{x_2' x_2}{x_1' x_1}}$$

$$\begin{aligned} \text{Tevens geldt: } y_2^2 - y_1^2 &= x_2' x_2 a_2^{*2} \sin^2 \varphi = x_2' x_2 a_2^{*2} (1 - \cos^2 \varphi) = \\ &= x_2' x_2 a_2^{*2} (1 - r^2). \end{aligned}$$

Zoals reeds werd opgemerkt, geldt $a_1 = a_1^*$ voor $x_1 \perp x_2$, dus wanneer $\varphi =$

$= 90^\circ$ en $\cos \varphi = 0$. Tevens blijkt, dat, naarmate φ kleiner en dus r groter wordt, de afwijking van de schatting a_1 ten opzichte van a_1^* toeneemt; daarentegen dat dan de afstand $|y_1 - y_2|$ afneemt, dus de schattingen y_1 onder de verkeerde en y_2 onder de correcte specificatie in absolute waarde minder verschillen.

$D^p \supset D^q$

De deelruimte D^q waarin $E(y)$ in werkelijkheid gelegen is, vormt een deelruimte van D^p , waarin $E(y)$ volgens onze specificatie gelegen is. Staan de vectoren $x_{q+1} \dots x_p$ ($p > q$) van D^p loodrecht op D^q dan zullen zij niet bijdragen tot de verklaring van de variantie in y en zullen de geschatte coëfficiënten $a_{q+1} \dots a_p$ van $x_{q+1} \dots x_p$ niet statistisch betrouwbaar van nul afwijken.

De andere mogelijkheid is dat $D^p = D^q$ met andere woorden de vectoren $x_{q+1} \dots x_p$ ($p > q$) zijn lineaire combinaties van de vectoren $x_1 \dots x_q$. Een zuivere en doeltreffendste schatting van $E(y)$ wordt verkregen door loodrechte projectie van de vector y op de ruimte D^q . Een dergelijke schatting is uniek uit te drukken in een lineaire combinatie van de vectoren $x_1 \dots x_q$, maar op oneindig veel manieren als een lineaire combinatie van de vectoren $x_1 \dots x_q \dots x_p$ en schatting van de coëfficiënten $\alpha_1 \dots \alpha_p$ is dan niet eenduidig.

Is $E(y) \in D^q$, opgespannen door $x_1 \dots x_q$ en vormen sommige van deze vectoren, bijvoorbeeld x_q en x_{q-1} een kleine hoek, dan zal dit, zoals we op p. 52 zagen, de schattingen van de coëfficiënten van x_q en x_{q-1} niet ongemoeid laten. Uit onze conclusies op p. 49 mogen we besluiten, dat a_{q-1} de schatting van α_{q-1} aanzienlijk zal verschillen al naar gelang x_q al of niet in onze specificatie is opgenomen. Is de invloed van x_{q-1} en x_q op y gelijk gericht, beiden positief dan wel beiden negatief, dan zal bij een kleine hoek tussen x_q en x_{q-1} het verschil tussen de schatting van $E(y)$ gering zijn bij het al of niet opnemen van x_q in onze specificatie.

Een mogelijkheid om schattingen a_{q-1} en a_q van de coëfficiënten α_{q-1} en α_q te verkrijgen bij een kleine hoek tussen x_q en x_{q-1} is, dat men x_q ontbindt in een vector, samenvallend met een vector x_q^* loodrecht op de vector x_{q-1} , waarbij de laatste, x_q^* , in de plaats van x_q wordt gesteld. Deze methode is aantrekkelijk, indien de vector x_q^* in economische zin kan worden geïnterpreteerd. Zijn de vectoren x_{q-1} en x_q sterk afwijkend van loodrecht, omdat de variabelen x_{q-1} en x_q lineair afhankelijk zijn van een derde variabele x_{q+1} , dan kan men de specifieke invloed van x_{q-1} en x_q , in zoverre deze niet met x_{q+1} samenhangt, afscheiden door de vectoren x_{q-1} en x_q te ontbinden in een component, die samenvalt met de vector x_{q+1} en een loodrecht op x_{q+1} . Dit is uit te voeren door de specificatie $E(y) \in D^q$, opgespannen door $x_1 \dots x_q$, te wijzigen in $E(y) \in D^{q+1}$ opgespannen door $x_1 \dots x_{q+1}$, x_{q-1} , x_q . Loodrechte projectie van y op D^{q+1} levert nu schattingen voor de coëfficiënten van x_{q-1} en x_q , die de invloed van x_{q-1} en x_q op y weergeven, in zoverre deze niet met x_{q+1} samenhangen.

$D^p \cap D^q$ is niet leeg.

De specificatie $E(y) \in D^p$, terwijl geldt $E(y) \in D^q$ impliceert in dit geval, dat een aantal verklarende variabelen overbodig en een aantal verklarende variabelen vergeten zijn in de specificatie van de vraagfunctie. Als zodanig valt dit probleem uiteen in die van de twee voorgaande gevallen, $D^p \supset D^q$, $D^p \subset D^q$ en we zullen om die reden hieraan verder geen aandacht schenken.

4.4.2. De specificatie luidt $E(\mathbf{uu}') = \sigma^2 \mathbf{I}$, terwijl in werkelijkheid geldt $E(\mathbf{uu}') = \sigma^2 \Gamma$ (Γ is een $T \times T$ matrix; $\Gamma \neq \mathbf{I}$)

Probleem en algemene oplossing. De veronderstelling $E(\mathbf{uu}') = \sigma^2 \mathbf{I}$ houdt in, dat de stochastische toevalstermen geen autocorrelatie bezitten. Autocorrelatie in toevalstermen kan volgens COCHRANE en ORCUTT (1949, p. 36) voortkomen uit:

a) systematische fouten als gevolg van een verkeerde keuze van de wiskundige vorm der vraagfunctie; aangezien tijdreeksen dikwijls autocorrelatie vertonen, zijn fouten van deze soort ook vaak geautocorreleerd.

b) het vergeten van een of meer verklarende variabelen in de vraagfunctie.

c) de omstandigheid, dat de tijdreeksgegevens soms niet precies meten wat vereist wordt voor de uit te voeren vraaganalyse.

Autocorrelatie in de toevalstermen kan ook voortvloeien uit de omstandigheid, dat de gegevens op een korte periode betrekking hebben, waardoor toevallige invloeden, die in de periode t werkzaam zijn, ook nog hun invloed doen voelen in de periode $t + 1$.

Is autocorrelatie in de toevalstermen aanwezig, dan kan de vraagfunctie niet worden gespecificeerd als:

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &\cong \mathbf{X}\alpha + \sigma_{\chi_T} & E(\mathbf{y}) &= \mathbf{X}\alpha & \text{maar als:} \\ \mathbf{y} &\cong \mathbf{X}\alpha + \sigma \Gamma \chi_T & E(\mathbf{y}) &= \mathbf{X}\alpha \end{aligned}$$

Schatting van α volgens de methode der kleinste kwadraten levert onder deze specificatie een zuivere, maar geen doeltreffendste schatter van α . Is Γ een niet singuliere matrix, dan kan men de specificatie van de vraagfunctie herleiden tot $\mathbf{y}^* \cong \mathbf{X}^* \alpha + \sigma_{\chi_T}$ waarbij $\mathbf{y}^* = \Gamma^{-1} \mathbf{y}$ en $\mathbf{X}^* = \Gamma^{-1} \mathbf{X}$. De schatter $\mathbf{a}$ van α volgens de methode der kleinste kwadraten, $\mathbf{a} = (\mathbf{X}^{*'} \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^{*'} \mathbf{y}$ is een zuivere en doeltreffendste schatter van α . Deze methode stuit echter op de moeilijkheid, dat Γ onbekend is. Bij autocorrelatie in de toevalstermen zal men dan eerst Γ moeten schatten om tot doeltreffender schatters van α en $\mathbf{X}\alpha$ te kunnen komen.

Enkele toetsen op aanwezigheid van autocorrelatie in de toevalstermen. Een aantal toetsen voor de aanwezigheid van autocorrelatie in de toevalstermen zijn de volgende:

a) VON NEUMANN en HART hebben tabellen opgesteld van de waarschijnlijkheid, dat men een waarde krijgt voor

$$\frac{\delta^2}{s^2} = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T u_t^2} \cdot \frac{T}{T-1}$$

(u_t toevalsterm voor periode t ; $t = 1 \dots T$), die kleiner is dan een bepaalde waarde, die uit steekproeven van uiteenlopende grootten wordt verkregen, onder de veronderstelling dat geen autocorrelatie in de toevalstermen aanwezig is (KLEIN 1953, p. 90).

KLEIN merkt op, dat het gebruik van schattingen voor de u 's in plaats van de werkelijke waarden voor het vaststellen van δ^2/s^2 enigermate onzuivere resultaten oplevert.

b) DURBIN en WATSON (1950) hebben voor

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T u_t^2}$$

kritieke grenzen vastgesteld en wel zo, dat voor waarden van d groter dan een zekere d_u de nulhypothese, er bestaat geen autocorrelatie, niet wordt verworpen, voor waarden van d kleiner dan een zekere benedengrens, d_L , de nulhypothese moet worden verworpen, terwijl voor het gebied $d_L \leq d \leq d_u$ geen uitspraak mogelijk is.

c) THEIL en NAGAR (1961) berekenden voor het door VON NEUMANN gebruikte verhoudingsgetal exacte kritieke grenzen. Voor waarden hoger dan deze grenzen wordt de nulhypothese, er bestaat geen autocorrelatie in de toevalstermen, niet verworpen; voor waarden kleiner dan deze grenzen daarentegen wel. Deze grenzen zijn bepaald onder de veronderstelling, dat de waarde van de i le verschillen der verklarende variabelen $x_{i, t+1} - x_{i, t}$ ($i = 1 \dots p$; $t = 1 \dots T - 1$) klein zijn ten opzichte van de waarden van de oorspronkelijke variabelen $x_{i, t+1}$.

Het schatten van de autocorrelatiecoëfficiënt Om bij aanwezigheid van autocorrelatie in de toevalstermen tot doeltreffender schatters van α te kunnen komen, zal men de matrix Γ moeten schatten. Een veel gemaakte veronderstelling is, dat de toevalstermen u_t ($t = 1 \dots T$) een Markov-keten van de eerste orde vormen.

De vraagfunctie kan dan als volgt worden gespecificeerd:

$$\begin{aligned} y &\cong X\alpha + u & u &= \begin{pmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_t \end{pmatrix} \\ u_k &= u_{k-1} + v_k \\ v_k &\cong \sigma\chi \\ (u_k | u_{k-1} = u_{k-1}) &\cong \rho u_{k-1} + \sigma\chi \end{aligned}$$

Een schatter r van ρ kan op verschillende manieren worden vastgesteld. Enkele methoden hiertoe zijn:

a) Het schatten van ρ volgens de methode der kleinste kwadraten.

$$r = \frac{u - 1' u_0}{u - 1' u - 1} \quad u - 1 = \begin{pmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_{t-1} \end{pmatrix} \quad u_0 = \begin{pmatrix} u_2 \\ \vdots \\ u_t \end{pmatrix}$$

Aangezien $r = \rho + \frac{u - 1' \sigma\chi_{T-1}}{u - 1' u - 1}$ geldt $E(r | u - 1 = u - 1) = \rho$.

b) THEIL en NAGAR (1961) gaan uit van $\frac{\text{variantie}(u - u - 1)}{\text{variantie } u} = 2(1 - \rho)$

Een schatter van $\frac{\text{variantie}(u - u - 1)}{\text{variantie } u} = q = \frac{u' A u}{u' u}$

waarin de matrix

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & & \\ 0 & & & & \\ \vdots & & & & \\ 0 & \cdots & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

Een schatter van ρ wordt dan $r = 1 - \frac{1}{2}Q^2$.

c) KLEIN (1953) ontwikkelde een methode voor het schatten van ρ die als volgt in haar werk gaat:

$$By \cong BX\alpha + Bu$$

$$B = \begin{bmatrix} -\rho & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & & & & \\ 0 & & & & \\ \vdots & & & & \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & -\rho \end{bmatrix}$$

een $(T-1) \times T$ matrix

$$(u_k | u_{k-1} = u_k - 1) \cong \rho u_{k-1} + \sigma_\epsilon \text{ (voor alle gehele } k).$$

KLEIN schat α en ρ volgens de methode der kleinste kwadraten door de eerste afgeleiden van $(Bu)'(Bu)$ naar α en ρ gelijk te stellen aan nul. Dit levert een schatter a van α in X , y en ρ en een andere betrekking van ρ in X , y en α . Substitutie van α door a in de laatste betrekking levert een hogere machtsvergelijking in ρ , waaruit ρ moet worden geschat.

Het schatten van α bij een bepaalde schatting van de autocorrelatiecoëfficiënt. Is een schatting r van ρ berekend, dan is een schatting B van B bekend en kan α worden geschat uit $By = BX\alpha + Bu$. Indien $r = \rho$, is de verkregen kleinste kwadratenschatter van α zuiver en doeltreffendst.

Meestal echter is $r - \rho \neq 0$ en is de autocorrelatie in de toevalstermen niet verdwenen. In hoeverre dan door deze procedure de autocorrelatie in de toevalsterm vermindert, willen wij thans nader bezien.

Noemen wij $Bu = u^*$, dan wordt de eventuele autocorrelatie tussen de termen van de reeks $u^*_1 \dots u^*_{T-1}$ bepaald door ρ^* die bij een schatting r van ρ gelijk is aan:

$$\begin{aligned} \rho^* &= \frac{E(u_{t+2} - ru_{t+1})(u_{t+1} - ru_t)}{E(u_{t+1} - ru_t)^2} = \\ &= \frac{E(u_{t+2}u_{t+1} - ru_{t+1}^2 - ru_t u_{t+2} + r^2 u_t u_{t+1})}{E(u_{t+1}^2 - 2ru_t u_{t+1} + r^2 u_t^2)} \end{aligned}$$

¹⁾ $0 \leq Q \leq 4$; het gebied, waarin Q ligt, wordt door genoemde auteurs onder de genoemde voorwaarde verijnd (THEIL, NAGAR 1961, p. 804) door transformatie van Q tot een β -variabele.

Stel $E(u_t^2) = \omega^2$ dus $E(u_t + 1u_t) = \rho\omega^2$ en $E u_t + k u_t = \rho^k \omega^2$, dan is:

$$\rho^* = \frac{\rho\omega^2 - r\omega^2 - r\rho^2\omega^2 + r^2\rho\omega^2}{\omega^2 - 2r\rho\omega^2 + r^2\omega^2} = \frac{\rho - r - r\rho^2 + r^2\rho}{1 - 2r\rho + r^2} = \frac{(\rho - r)(1 - r\rho)}{1 - 2r\rho + r^2}$$

Stel nu $r - \rho = \beta$ dan volgt hieruit:

$$\rho^* = \frac{-\beta(1 - \rho^2 - \rho\beta)}{1 - 2\rho^2 + \rho^2 + \beta^2} = \frac{-\beta(1 - \rho^2 - \rho\beta)}{1 - \rho^2 + \beta^2}$$

Voor $\beta = 0$ geldt $\rho^* = 0$ ongeacht de waarde van ρ en is geen autocorrelatie in de toevalstermen u_t^* ($t = 1 \dots T - 1$) aanwezig.

Voor $\beta \neq 0$ blijkt de mate van autocorrelatie in de termen u_t^* niet alleen afhankelijk van de waarde van β maar ook van de waarde van ρ . Enkele speciale gevallen zijn:

a) $\beta \neq 0$, $\rho = 1$. Ongeacht de waarde van β is $\rho^* = 1$ en is de autocorrelatie in de toevalstermen dus niet afgenomen.

b) $\beta \neq 0$, $\rho = 0$ $\rho^* = \frac{-\beta}{1 + \beta^2}$

De voorgestelde methode maakt de schatter van α minder doeltreffend. Zij heeft echter onder deze omstandigheden uiteraard geen zin, omdat voor $\rho = 0$ geen autocorrelatie in de toevalstermen bestaat.

c) $\beta \neq 0$, $\rho = \frac{1}{2}$ $\rho^* = \frac{-\beta(\frac{3}{4} - \frac{1}{2}\beta)}{\frac{3}{4} + \beta^2}$

Voor waarden van β , die ten opzichte van $\frac{3}{4}$ zeer klein zijn, zal $\rho^* \approx -\beta$

$$\rho^* = \frac{-\beta(1 - \rho^2 - \rho\beta)}{(1 - \rho^2) + \beta^2} = -\beta + \frac{\rho}{1 - \rho^2} \beta^2 + \frac{1}{1 - \rho^2} \beta^3 + \dots$$

Het blijkt dus, dat bij deze procedure om α te schatten, de autocorrelatie in de toevalsterm meestal afneemt, maar niet geheel verdwijnt. De door COCHRANE en ORCUTT voorgestelde methode om de voorgestelde procedure nogmaals te herhalen, indien de autocorrelatie in de toevalstermen u_t^* van betekenis is, zal dan ook meestal een verdere vermindering van de autocorrelatie inhouden. Men moet dan uit de geschatte toevalstermen u_t^* een schatting r^* van ρ^* maken en vervolgens α schatten uit: $B^*By \cong B^*BX\alpha + B^*Bu$ waarbij

$$B^* = \begin{bmatrix} -r^* & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & & & & \\ 0 & & & & \\ 0 & & & & \\ 0 & \dots & 0 & -r^* & 1 \end{bmatrix}$$

een $(T - 2) \times (T - 1)$ matrix.

In het geval β zeer klein is, dus $\rho^* \approx -\beta$, geldt voor de schatting r^* van ρ^* $r^* \approx -\beta$ en dus $\rho = r - \beta \approx r + r^*$. Er kan dan een doeltreffender schatting

van α worden verkregen door toepassing van de methode der kleinste kwadraten op:

$$B^+ y \cong B^+ X \alpha + B^+ u \text{ waarbij}$$

$$B^+ = \begin{bmatrix} -(r + r^*) & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ 0 & \dots & & & -(r + r^*) & 1 \end{bmatrix}$$

een $(T - 1) \times T$ matrix

Een praktijkmethode, die bij aanwezigheid van autocorrelatie in de toevalstermen wordt toegepast is die der 1e verschillen hetgeen identiek is met het schatten van α uit $By \cong BX\alpha + Bu$ voor $r = 1$ in matrix B . Aangezien in het algemeen $\rho \neq 1$ zullen de termen van de reeks u^*_t ($t = 1 \dots T - 1$) nog autocorrelatie bezitten.

Immers in dit geval geldt:

$$\rho^* = \frac{(\rho - r)(1 - r\rho)}{1 - 2r\rho + r^2} = \frac{(\rho - 1)(1 - \rho)}{1 - 2\rho + 1} = \frac{-(1 - \rho)^2}{2(1 - \rho)} = \frac{-(1 - \rho)}{2}$$

voor $\rho = 1$ geldt, zoals we zouden verwachten, $\rho^* = 0$. Tevens geldt, dat:

$$|\rho^*| < |\rho| \text{ of } \left|\frac{1}{2}\rho - \frac{1}{2}\right| < |\rho| \text{ indien } \rho < -1 \text{ dan wel } \rho > \frac{1}{3}$$

Dus dan, en alleen dan, wanneer $\rho > \frac{1}{3}$ zal door genoemde praktijkmethode de autocorrelatie in de toevalsterm worden verminderd, waardoor doeltreffender schatters van α en $X\alpha$ kunnen worden verkregen.

Het is uiteraard mogelijk, dat de autocorrelatie volgens een ander schema verloopt. We beperken ons hier echter tot autocorrelatie in de toevalstermen volgens een MARKOV schema van de 1e orde.

4.4.3. De specificatie luidt $E(y_1) \in D^{m+l}$, waarbij D^{m+l} een deelruimte is van R^T , die wordt opgespannen door de vectoren $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$, $x_1 \dots x_l$ terwijl $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$ onbekend zijn.

In de voorgaande paragrafen zijn we ervan uitgegaan, dat de vraag y afhankelijk was van een aantal niet stochastische variabelen $x_1 \dots x_p$. Het komt echter voor, dat de vraag y afhankelijk is van een aantal niet stochastische variabelen $x_1 \dots x_l$ maar tevens van een aantal stochastische variabelen $y_2 \dots y_{m+1}$.

De specificatie luidt nu:

$$y_1 \cong y_2 \alpha_{1,2} + \dots + y_{m+1} \alpha_{1,m+1} + x_1 \gamma_{1,1} + \dots + x_l \gamma_{1,l} + \sigma \chi_T$$

$$E(y_1) = E(y_2) \alpha_{1,2} + \dots + E(y_{m+1}) \alpha_{1,m+1} + x_1 \gamma_{1,1} + \dots + x_l \gamma_{1,l} + \sigma \chi_T$$

Een zuivere en doeltreffendste schatter van $E(y_1)$ wordt verkregen door loodrechte projectie van y_1 , op de deelruimte D^{m+l} opgespannen door de vectoren $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$, $x_1 \dots x_l$.

De vectoren $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$ zijn echter onbekend en loodrechte projectie van y_1 op de deelruimte D^{m+l} is niet mogelijk. We kunnen nu twee gevallen onderscheiden.

4.4.3.1. $E(y_1 | C) \in D^{*m+l}$ waarbij D^{*m+l} , een deelruimte van R^T , is opgespannen door de vectoren $E(y_2 | y_2 = y_2) \dots E(y_{m+1} | y_{m+1} = y_{m+1})$, $x_1 \dots x_l$; $C = (y_2 = y_2, \dots, y_{m+1} = y_{m+1})$.

Zijn de stochastische variabelen $y_1 \dots y_{m+1}$ uit de vraagvergelijking in 4.4.3. niet interdependent, dan kan de vraagvergelijking onder 4.4.3 worden gespecificeerd als $E(y_1 | C) = E(y_2 | y_2 = y_2)\alpha_{1,2} + \dots + E(y_{m+1} | y_{m+1} = y_{m+1})\alpha_{1,m+1} + x_1\gamma_{1,1} \dots + x_l\gamma_{1,l}$; $C = (y_2 = y_2 \dots y_{m+1} = y_{m+1})$.

Aangezien geldt $(y_2 | y_2) = y_2 \dots (y_{m+1} | y_{m+1}) = y_{m+1}$ spannen de vectoren $y_2 \dots y_{m+1}$, $x_1 \dots x_l$ een $m+l$ dimensionale deelruimte D^{*m+l} op, waarin $E(y_1 | C)$ gelegen is. Loodrechte projectie van y_1 op deze deelruimte levert zuivere en doeltreffendste schatters van $E(y_1 | C)$.

Deze specificatie omvat de situatie, die WOLD (1960) actueel acht in zijn zogenaamd recursief systeem en „conditional causal chain”.

4.4.3.2. $E(y_1 - y_2\alpha_{1,2} \dots - y_{m+1}\alpha_{1,m+1}) \in D^l$ waarbij D^l de deelruimte van R^T is, die wordt opgespannen door de vectoren $x_1 \dots x_l$.

Een conditionele specificatie, als onder 4.4.3.1. gegeven werd, is niet mogelijk, indien de stochastische variabele y_2 waarden aanneemt, die niet onafhankelijk zijn van de waarden, die de stochastische variabele y_1 aanneemt en omgekeerd, of met andere woorden, indien y_2 en y_1 interdependent zijn. Geldt voor alle stochastische variabelen in de vraagvergelijking onder 4.4.3, dat zij interdependent zijn, dan moet de specificatie luiden:

$E(y_1 - y_2\alpha_{1,2} \dots - y_{m+1}\alpha_{1,m+1}) \in D^l$, de ruimte opgespannen door $x_1 \dots x_l$. Echter $\alpha_{1,2} \dots \alpha_{1,m+1}$ zijn onbekend, zodat evenmin een zuivere en doeltreffendste schatter van deze lineaire combinatie van $y_1 \dots y_{m+1}$ kan worden verkregen door loodrechte projectie op D^l . De methoden, om een zodanig gespecificeerde vraagfunctie te schatten, moeten ook de functies, die de andere stochastische variabelen uitbeelden, in hun berekeningen betrekken.

Aangezien het mogelijk is, dat in deze functies nog andere interdependente variabelen y_j ($j > m+1$) voorkomen, waarvan de functie om dezelfde reden in de berekeningen moet worden opgenomen, leidt een dergelijke specificatie van de vraagfunctie in het algemeen tot het beschouwen van een systeem van M functies voor de stochastische interdependente variabelen y_i ($i = 1 \dots M$). Dit kunnen we als volgt in een systeem van vergelijkingen weergeven:

$YA + X\Gamma \cong U$	$Y: T \times M$ matrix van de vectoren $y_1 \dots y_m$
$u_i \cong \alpha_i X_T \quad (i = 1 \dots M)$	$X: T \times q$ matrix van de vectoren $x_1 \dots x_q$
$E(Y)A + X\Gamma = 0$	$A: M \times M$ matrix van coëfficiënten
$E(u_i, u_j, t+r) = 0 \quad (j, i = 1 \dots M)$	$\Gamma: q \times M$ matrix van coëfficiënten
$r \neq 0$	$U: T \times M$ matrix van toevalstermen

Deze vergelijkingen worden de structurele vergelijkingen genoemd, aangezien hierin de structuur van het economisch proces wordt uitgebeeld.

Is de matrix A niet singulier, dan kan men dit systeem vergelijkingen herleiden tot:

$$Y \cong -X\Gamma A^{-1} + UA^{-1} \equiv X\Pi + V \quad \text{voor } \Pi = -\Gamma A^{-1}$$

$$E(Y) = X\Pi \quad V = UA^{-1}$$

De laatste eigenschap is als volgt te bewijzen:

b) De rijen van $V = UA^{-1}$ zijn dezelfde lineaire combinaties van die van U .

c) Uit a) en b) volgt dat: ¹⁾

Nemen we aan dat $(X'X) \approx t$ (covariantie matrix van x) dan geldt $(X'X)^{-1} \approx (1/t)$ (cov. matrix van x) $^{-1} = 0$ voor $t \rightarrow \infty$. De schatter $\mathbf{p}_j$ van π_j is zuiver en zijn variantie gaat naar nul voor $t \rightarrow \infty$, dus is hij asymptotisch raak.

$$\begin{array}{rccccccc} 1y_1 - x_{l+1}p_1, l+1 & \cdots & x_q p_1, q & = & x_1 p_{1,1} + \cdots + x_l p_{1,l} = w_1 \\ 0y_1 - x_{l+1}p_2, l+1 & \cdots & x_q p_2, q & = & x_1 p_{2,1} + \cdots + x_l p_{2,l} & - & y_2 = w_2 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0y_1 - x_{l+1}p_m+1, l+1 & \cdots & x_q p_m+1, q & = & x_1 p_{m+1,1} + \cdots + x_l p_{m+1,l} & - & y_{m+1} = w_{m+1}. \end{array}$$
$$y_1 = |\mathbf{B}_j|/|\mathbf{B}| \text{ waarbij}$$

$$|\mathbf{B}_j| = \begin{vmatrix} w_1 & \cdots & p_{1, l+1} \cdots & \cdots & p_{1, q} \\ \vdots & & & & \vdots \\ w_{m+1} & \cdots & p_{m+1, l+1} \cdots & \cdots & p_{m+1, q} \end{vmatrix}$$

$$|\mathbf{B}| = \begin{vmatrix} 1 & \cdots & p_{1, l+1} \cdots & \cdots & p_{1, q} \\ \vdots & & & & \vdots \\ 0 & \cdots & p_{m+1, l+1} \cdots & \cdots & p_{m+1, q} \end{vmatrix}$$

Is $q - l > m$, dan zijn de matrices B_j en B singulier en is door toepassing van CRAMERS regel y_1 niet in de variabelen $y_2 \dots y_{m+1}, x_1 \dots x_l$ uit te drukken. Een dergelijke uitdrukking is mogelijk, indien van de niet-stochastische variabelen $x_{l+1} \dots x_q$ een aantal $(q - l - m)$ aan het systeem zou kunnen worden

¹⁾ p_j is de schatting van π_j .

Meded. Landbouwhogeschool, Wageningen 62 (3), 1-133 (1962)

onttrokken. Afgezien van het feit, dat hierdoor een zekere informatie verloren gaat, is dit op $\binom{q-l}{q-l-m}$ manieren mogelijk. Men noemt in dit geval de structurele vergelijking overgeïdentificeerd.

Is $q-l < m$, dan zijn de matrices B_j en B singulier en kan y_1 evenmin in $y_2 \dots y_{m+1}$, $x_1 \dots x_l$ worden uitgedrukt. Het niet-singulier maken van deze matrices vereist het verwijderen van $m-(q-l)$ rijen uit de matrix B_j en dus ook van $m-(q-l)$ variabelen y_i ($i = 1 \dots m+1$). De structuurvergelijking kan ond erdeze omstandigheden nooit uit de geschatte herleide vormvergelijkingen worden bepaald en men noemt haar niet-geïdentificeerd.

4.4.3.3. Het schatten van een structurele vraagvergelijking in het geval deze overgeïdentificeerd is.

Is de vraagvergelijking uit 4.4.3 overgeïdentificeerd, dan kan men de structuurvergelijking uit de geschatte herleide vormvergelijkingen bepalen door $q-l-m$ variabelen x_i ($i = l+1, \dots, q$) uit het systeem vergelijkingen te verwijderen. Aangezien hierbij informatie verloren gaat, zou men kunnen nagaan welke $q-l-m$ -variabelen x_i ($i = l+1, \dots, q$) het minst bijdragen tot de verklaring van de veranderingen in y_1 en deze variabelen verwijderen. De in de praktijk van het vraagonderzoek meest toegepaste methoden voor het schatten van een overgeïdentificeerde vraagvergelijking, zijn de methode der kleinste kwadraten in twee ronden en de „Limited Information Maximum Likelihood” methode.

THEILS (1958, 1959) methode der kleinste kwadraten in twee ronden. Is een structurele vraagvergelijking uit het systeem van M vergelijkingen in 4.4.3.2 overgeïdentificeerd, bijvoorbeeld

$y_1 \cong y_2\alpha_{1,2} + \dots + y_{m+1}\alpha_{1,m+1} + x_1\gamma_{1,1} + \dots + x_{l-1}\gamma_{1,l} + \sigma_{1T}$
dan stelt THEIL ¹⁾ een schattingsmethode voor, die we als volgt kunnen weer-
geven:

a) Projecteer de vectoren y_j ($j = 2 \dots m+1$) loodrecht op de ruimte D^q , opgespannen door de vectoren $x_1 \dots x_q$. De schatters van $E(y_j)$, $y_j = x_1p_{j,1} + \dots + x_qp_{j,q}$ op deze wijze verkregen, zijn zuiver en asymptotisch raak.

b) Vervang de stochastische vectoren $y_2 \dots y_{m+1}$, in de vraagvergelijking door hun schatters uit a), te weten, $y_2 \dots y_{m+1}$ en projecteer y_1 op de ruimte opgespannen door $y_2 \dots y_{m+1}$, $x_1 \dots x_l$.

De langs deze weg verkregen schatter y_1 is een asymptotisch zuivere schatter immers, volgens onze specificatie geldt $E(y_1) = E(y_2)\alpha_{1,2} + \dots + E(y_{m+1})\alpha_{1,m+1} + x_1\gamma_{1,1} + \dots + x_{l-1}\gamma_{1,l}$.

Drukken we de vectoren $E(y_2) \dots E(y_{m+1})$, $x_1 \dots x_l$ uit in de matrix Z dan is een zuivere schatter van $\begin{pmatrix} \alpha \\ \gamma \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} a \\ g \end{pmatrix} = (Z'Z)^{-1}Z'y_1$.

Projectie van y_1 op de ruimte opgespannen door de vectoren $y_2 \dots y_{m+1}$, $x_1 \dots x_l$, voorgesteld door de matrix Z levert als schatting van $\begin{pmatrix} \alpha \\ \gamma \end{pmatrix} : \begin{pmatrix} a \\ g \end{pmatrix} = (Z'Z)^{-1}Z'y_1$.

¹⁾ BASSMAN (1957) ontwikkelde ook een dergelijke methode.

$$E \left[\begin{pmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{g} \end{pmatrix} \mid \mathbf{Z} = \mathbf{Z} \right] = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{Z} \begin{pmatrix} \alpha \\ \gamma \end{pmatrix}.$$

Aangezien $\mathbf{y}_j$ ($j = 2 \dots m+1$) asymptotisch rake schatters zijn van $\mathbf{y}_j$ ($j = 2 \dots m+1$), is $\mathbf{Z} = \mathbf{Z}$ voor $\tau \rightarrow \infty$ dus

$$E \left[\begin{pmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{g} \end{pmatrix} \mid \mathbf{Z} = \mathbf{Z} \right] = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} (\mathbf{Z}'\mathbf{Z}) \begin{pmatrix} \alpha \\ \gamma \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \gamma \end{pmatrix} \text{ voor } \tau \rightarrow \infty.$$

De „Limited Information Maximum Likelihood” methode.¹⁾

Gegeven de vraagvergelijking uit 4.4.3.2:

$$\mathbf{y}_1 \cong \mathbf{y}_2 \alpha_{1,2} + \dots + \mathbf{y}_{m+1} \alpha_{1,m+1} + \mathbf{x}_1 \gamma_{1,1} + \dots + \mathbf{x}_l \gamma_{1,l} + \sigma \chi_T$$

$$E(\mathbf{y}_1) = E(\mathbf{y}_2) \alpha_{1,2} + \dots + E(\mathbf{y}_{m+1}) \alpha_{1,m+1} + \mathbf{x}_1 \gamma_{1,1} + \dots + \mathbf{x}_l \gamma_{1,l}.$$

We nemen aan, dat deze vergelijking overgeïdentificeerd is. Uit de specificatie volgt nu, dat

$E(\mathbf{y}_1 - \mathbf{y}_2 \alpha_{1,2} - \dots - \mathbf{y}_{m+1} \alpha_{1,m+1}) = \mathbf{x}_1 \gamma_{1,1} + \dots + \mathbf{x}_l \gamma_{1,l} \equiv \mathbf{X}_l \gamma_l$ en loodrechte projectie van de lineaire combinatie $(\mathbf{y}_1 - \mathbf{y}_2 \alpha_{1,2} - \dots - \mathbf{y}_{m+1} \alpha_{1,m+1})$ op de ruimte D^l opgespannen door $\mathbf{x}_1 \dots \mathbf{x}_l$ geeft een zuivere en doeltreffendste schatter van deze lineaire combinatie. Echter $\alpha_{1,2} \dots \alpha_{1,m+1}$ zijn onbekend.

We weten dat $E(\mathbf{y}_i) = \mathbf{x}_1 \pi_{i,1} + \dots + \mathbf{x}_q \pi_{i,q}$ ($i = 1 \dots m+1$) dus dat de verwachtingswaarde van iedere lineaire combinatie van $\mathbf{y}_1 \dots \mathbf{y}_{m+1}$ in de ruimte D^q , opgespannen door $\mathbf{x}_1 \dots \mathbf{x}_q$, gelegen is.

Krachtens onze specificatie ligt slechts de verwachtingswaarde van een speciale lineaire combinatie van $\mathbf{y}_1 \dots \mathbf{y}_{m+1}$, in de deelruimte D^l van D^q . Aangezien we deze lineaire combinatie wensen te schatten, maar tevens weten, dat door loodrechte projectie van deze lineaire combinatie op de ruimte D^l schatters met statistisch aantrekkelijke eigenschappen, zuiverheid en asymptotische raakheid, worden verkregen, zullen we een dergelijke lineaire combinatie $\mathbf{y}^*$ van $\mathbf{y}_1 \dots \mathbf{y}_{m+1}$ kiezen, dat voor de loodrechte projecties van $\mathbf{y}^*$ op de ruimten D^l en D^q resp. $\mathbf{y}_l^*$ en $\mathbf{y}_q^*$ geldt: $|\mathbf{y}_l^* - \mathbf{y}_q^*|$ is minimaal. Dit nu is het geval, indien de hoek φ tussen de vectoren $\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_l^*$ en $\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_q^*$ minimaal is, dus $\cos \varphi = |\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_q^*|/|\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_l^*|$ is maximaal en $\sec \varphi = |\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_l^*|/|\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_q^*|$ is minimaal.

Noemen we $\mathbf{y}^* = (\mathbf{y}_1 - \mathbf{y}_2 \alpha_{1,2} - \dots - \mathbf{y}_{m+1} \alpha_{1,m+1}) = \mathbf{Y}_0 \alpha$

$$\mathbf{y}_q^* = (\mathbf{x}_1 d_1 + \dots + \mathbf{x}_q d_q) \equiv \mathbf{X}_q d \text{ en } d = (\mathbf{X}_q' \mathbf{X}_q)^{-1} \mathbf{X}_q' \mathbf{y}^*$$

$$\mathbf{y}_l^* = (\mathbf{x}_1 g_1 + \dots + \mathbf{x}_l g_l) \equiv \mathbf{X}_l g \text{ en } g = (\mathbf{X}_l' \mathbf{X}_l)^{-1} \mathbf{X}_l' \mathbf{y}^*$$

dan geldt voor $\sec \varphi$ is minimaal, ook $\sec^2 \varphi$ is minimaal

$$\begin{aligned} \sec^2 \varphi = s &= \frac{[\mathbf{y}^* - \mathbf{X}_l (\mathbf{X}_l' \mathbf{X}_l)^{-1} \mathbf{X}_l' \mathbf{y}^*]' [\mathbf{y}^* - \mathbf{X}_l (\mathbf{X}_l' \mathbf{X}_l)^{-1} \mathbf{X}_l' \mathbf{y}^*]}{[\mathbf{y}^* - \mathbf{X}_q (\mathbf{X}_q' \mathbf{X}_q)^{-1} \mathbf{X}_q' \mathbf{y}^*]' [\mathbf{y}^* - \mathbf{X}_q (\mathbf{X}_q' \mathbf{X}_q)^{-1} \mathbf{X}_q' \mathbf{y}^*]} = \\ &= \frac{\mathbf{y}^{*'} [\mathbf{I} - \mathbf{X}_l (\mathbf{X}_l' \mathbf{X}_l)^{-1} \mathbf{X}_l'] \mathbf{y}^*}{\mathbf{y}^{*'} [\mathbf{I} - \mathbf{X}_q (\mathbf{X}_q' \mathbf{X}_q)^{-1} \mathbf{X}_q'] \mathbf{y}^*} = \frac{\alpha' \mathbf{Y}_0' [\mathbf{I} - \mathbf{X}_l (\mathbf{X}_l' \mathbf{X}_l)^{-1} \mathbf{X}_l'] \mathbf{Y}_0 \alpha}{\alpha' \mathbf{Y}_0' [\mathbf{I} - \mathbf{X}_q (\mathbf{X}_q' \mathbf{X}_q)^{-1} \mathbf{X}_q'] \mathbf{Y}_0 \alpha} \\ &= \underbrace{\alpha' \mathbf{Y}_0' [\mathbf{I} - \mathbf{X}_l (\mathbf{X}_l' \mathbf{X}_l)^{-1} \mathbf{X}_l'] \mathbf{Y}_0 \alpha}_B = s \underbrace{\alpha' \mathbf{Y}_0' [\mathbf{I} - \mathbf{X}_q (\mathbf{X}_q' \mathbf{X}_q)^{-1} \mathbf{X}_q'] \mathbf{Y}_0 \alpha}_C \end{aligned}$$

$$\mathbf{B} \alpha - s \mathbf{C} \alpha = 0 \quad [\mathbf{C}^{-1} \mathbf{B} - s] \alpha = 0.$$

We kiezen die karakteristieke wortel van s uit $|\mathbf{C}^{-1} \mathbf{B} - s| = 0$, welke mini-

¹⁾ Deze methode is ontwikkeld door ANDERSON en RUBIN (1949).

maal is en bepalen de hierbij behorende eigenwaarde a van α . Hiermee is het mogelijk om schattingen g van γ vast te stellen.

Deze afleiding wijkt af van de door ANDERSON en RUBIN (1949) gevolgde.¹⁾

De schatter $y_l^* = X_l g$ is een asymptotisch rake schatter van $E(y^*)$. Immers nemen we aan dat $(X_l'X_l) \approx T$ (covariantiematrix van x_l), dan geldt $(X_l'X_l)^{-1} = (1/T)(\text{Cov. matrix } x_l)^{-1}$ en $(X_l'X_l)^{-1} = 0$ voor $T \rightarrow \infty$. Is $(X_q'X_q) \approx T$ (covariantiematrix van x_q) dan geldt $(X_q'X_q)^{-1} \approx (1/T)(\text{cov. matrix } x_q)^{-1}$ en $(X_q'X_q)^{-1} = 0$ voor $T \rightarrow \infty$.

Voor $T \rightarrow \infty$ geldt dan: $\sec \varphi = 1$, $\varphi = 0$ en dus $y_q^* = y_l^*$. Aangezien y_q^* een asymptotisch rake schatter van $E(y^*)$ is, geldt dit dus ook voor y_l^* .

4.5. DE BETEKENIS VAN DE IN 4.4.3 BESPROKEN SCHATTINGSMETHODEN VOOR OVERGEÏDENTIFICEERDE VRAAGVERGELIJKINGEN VAN LANDBOUWPRODUCTEN²⁾

De betekenis in het algemeen

Zijn de te verklaren variabele en één of meer verklarende variabelen in de vraagvergelijking interdependent, dan levert schatting door middel van de methode der K.K. onzuivere en niet doeltreffendste schatters. Is deze vraagvergelijking bovendien over-geïdentificeerd, dan zijn de L.I. en de K.K.T.R. veelgebruikte schattingsmethoden. Ten aanzien van de resultaten met deze schattingsmethoden is echter om de volgende redenen een zekere reserve geboden.

De schattingen volgens deze schattingsmethoden verkregen hebben asymptotische eigenschappen. Asymptotische zuiverheid en asymptotische raakheid zijn eigenschappen, die gelden, indien het aantal waarnemingen waaruit de vraagvergelijking wordt geschat, zeer groot is. Echter in de praktijk van het vraagonderzoek uit tijdreeksen, beschikt men bij gebruik van jaargegevens vaak niet over grote aantallen; zij zijn, om de gedachte te bepalen, meestal 20 of kleiner. Om die reden hebben o.a. WAGNER (1958), LADD (1956) BASMANN (zie CHRIST 1960) en NAGAR (1960) voor kleine steekproeven de eigenschappen van schatters volgens de methoden L.I. resp. K.K.T.R. en K.K. vergeleken. Hierbij ontleenden zij hun gegevens aan Monte Carlo experimenten met kunstmatig geconstrueerde modellen. WAGNER en BASMANN concludeerden in hun onderzoekingen, dat de L.I.-schatters zuiverder waren dan de K.K.-schatters. NAGAR concludeerde bij gebruik van hetzelfde model als WAGNER, dat ook de schatters volgens de methode der K.K.T.R. zuiverder waren dan die volgens de methode der K.K. In een uitvoerige bespreking van onderzoekingen onder andere van WAGNER en BASMANN komt CHRIST (1960) tot de conclusie: „They (deze onderzoekingen) suggest however, that while there will be cases in which the simultaneous equation methods of structural estimation do not give sufficient (if any) improvement over ordinary least squares to make their extra cost worth while, either for the purpose of getting the structural parameters per se or for the purpose of solving the structure to get reduced form parameters, there will also be cases in which the two stage least squares and

¹⁾ Ook KOOPMANS en HOOD geven (1953) een andere afleiding van deze methode.

²⁾ In deze paragraaf zullen wij de „Limited Information” methode en de methode der kleinste kwadraten in twee ronden afkorten als L.I., resp. K.K.T.R. en de methode der kleinste kwadraten als K.K.

limited information methods are worth while and in which the full information method gives still better results". Dergelijke onderzoeken naar de eigenschappen van schatters, uit kleine steekproeven vastgesteld, zijn nog te gering in aantal om te kunnen besluiten, dat ook bij kleine steekproeven de L.I. en K.K.T.R. voor overgeïdentificeerde vergelijkingen zijn te verkiezen boven de methode der K.K.

Soms leidt een foutieve specificatie van de vraagfunctie ten onrechte tot het gebruik van deze schattingsmethoden. Het komt voor, dat ten onrechte interdependentie tussen de te verklaren en één of meer verklarende variabelen wordt aangenomen en op grond hiervan voor overgeïdentificeerde vergelijkingen de schattingsmethoden K.K.T.R., hetzij L.I. worden gebruikt. Zo meent STROTZ, (1960), dat interdependentie tussen y_i en y_j $y_i \rightleftharpoons y_j$, neerkomt op een beïnvloeding, die moet worden weergegeven als $y_i, t - \theta \rightarrow y_j, t$ en $y_j, t - \theta \rightarrow y_i, t$ (t : tijdstip; $\theta > 0$).

De specificatie zou dan niet moeten luiden:

$$y_1, t \cong y_2, t^{\alpha_2} + \dots + y_{m+1}, t^{\alpha_{m+1}} + x_1, t\gamma_{1,1} + \dots + x_l, t\gamma_{1,l} + \sigma\chi$$

$$E(y_1, t) = E(y_2, t)^{\alpha_2} + \dots + E(y_{m+1}, t)^{\alpha_{m+1}} + x_1, t\gamma_{1,1} + \dots + x_l, t\gamma_{1,l}$$

maar:

$$y_1, t \cong y_2, t - \theta^{\alpha_2} + \dots + y_{m+1}, t - \theta^{\alpha_{m+1}} + x_1, t\gamma_{1,1} + \dots + x_l, t\gamma_{1,l} + \sigma\chi$$

$$E(y_1, t | c) = E(y_2, t - \theta | y_2, t - \theta = y_2, t - \theta) + \dots + E(y_{m+1}, t - \theta | y_{m+1}, t - \theta = y_{m+1}, t - \theta)^{\alpha_{m+1}} + x_1, t\gamma_{1,1} + \dots + x_l, t\gamma_{1,l}$$

waarbij:

$$c = (y_2, t - \theta = y_2, t - \theta \dots y_{m+1}, t - \theta = y_{m+1}, t - \theta)$$

Onder deze specificatie levert de methode der K.K. zuivere en doeltreffendste schatters. Voor het empirisch onderzoek is een dergelijke specificatie van weinig betekenis te achten, omdat de tijdsduur θ meestal te kort is om afzonderlijke waarnemingen voor t en $t - \theta$ te kunnen verrichten. WOLD meent, dat bij veel economische processen geen interdependentie, maar eenzijdige causale beïnvloeding voorkomt en dat dan schatting der vergelijkingen door de methode der K.K. verantwoord is. Is in een systeem van vergelijkingen, met eenzijdige causale beïnvloeding van de variabelen, de matrix van de coëfficiënten der endogene ¹⁾ variabelen, de matrix A in 4.4.3.2 p. 56, driehoekig, dan spreekt WOLD van een recursief systeem; in andere gevallen van „conditional causal chain”. Deze systemen vallen onder de specificatie van 4.4.3.1.

Het bestempelen van een variabele in de vraagvergelijking als exogeen is soms arbitrair, als dit geschiedt op grond van de causale beïnvloeding ²⁾, die men aanwezig acht. Omgekeerd kan een specificatie van variabelen als interdependent aanvechtbaar zijn. Bij het laatste dient men er echter rekening mee te houden, dat bij een interdependent systeem van vergelijkingen mogelijke fouten in de specificatie van de overige vergelijkingen doorwerken in de schatting van de vraagvergelijking. Dit is zeker van betekenis indien men, zoals LIU (1960) stelt, in het algemeen de neiging heeft om te weinig verklarende variabelen op te nemen in vergelijkingen, die economische processen uitbeelden. LIU's mening is ons inziens bij vraagvergelijkingen voor landbouwproducten niet juist (zie 3.2.3).

¹⁾ Endogene variabele: variabele, waarvan de waarde wordt bepaald door het economisch proces, dat we beschouwen. Exogene variabele: variabele, waarvan de waarde onafhankelijk is van het beschouwde economisch proces.

²⁾ KOOPMANS (1950, p. 394) spreekt hier van „approximate causal”.

De betekenis voor de vraaganalyse van landbouwprodukten

De ontwikkeling van schattingsmethoden voor vraagvergelijkingen, waarin de te verklaren variabele en een of meer verklarende variabelen interdependent zijn, heeft in de landbouweconomische literatuur een discussie uitgelokt in hoeverre de vraagvergelijking zo kan worden gespecificeerd, dat schatting volgens de methode der K.K. zuivere en doeltreffendste schatters oplevert. Fox (1953) meent, dat dit laatste het geval is, indien de volgende vragen negatief kunnen worden beantwoord:

- 1) Is supply of the given commodity affected by current prices?
- 2) Is consumption of a given commodity significantly affected by current price or by the demand for export or storage?
- 3) Is consumer income significantly affected by changes in price or consumption of the given commodity?
- 4) Is the supply of any competing commodity affected by the current price of the given commodity?
- 5) Is more than one major domestic outlet available for the given commodity?

Moeten daarentegen een of meer van deze vragen bevestigend worden beantwoord, dan zal één der onder 4.4.3.2 genoemde schattingsmethoden worden gebruikt.

Fox meent, dat voor de Verenigde Staten vaak een negatief antwoord op deze vragen kan worden gegeven. Voor Nederlandse verhoudingen kunnen we ten aanzien van deze punten het volgende opmerken:

ad 1) Het aanbod is als gegeven op te vatten, indien de periode, waarop de afzonderlijke tijdreeksgegevens betrekking hebben, langer of gelijk is aan de periode, waarover het produkt economisch kan worden bewaard. Dit laatste is het geval voor de meeste landbouwprodukten als men jaargegevens gebruikt. Voor zeer korte perioden, b.v. 1 dag, is het aanbod in de markten waar de landbouwproducenten hun produkt afzetten ook vaak als gegeven te beschouwen, aangezien men het ter markt aangevoerde produkt zal wensen te verkopen. Echter het is waarschijnlijk, dat over iets langere perioden het aangevoerde kwantum reageert op het prijsniveau, mits het produkt houdbaar of het oogst-schema niet star is. We kunnen dit als volgt schematisch weergeven:

Zeer korte termijn bij voorbeeld dag	Middelkorte termijn bij voorbeeld week, maand	Lange termijn bij voorbeeld jaar
$q_t \quad q_{t+1}$ $\downarrow \nearrow \downarrow$ $p_t \quad p_{t+1}$	q_t $\downarrow \uparrow$ p_t	q_t $\downarrow$ p_t
q_t : afgezette hoeveelheid	p_t : prijs	

Een groot aantal aanbieders in de markt, dat met elkaars aanbodsbeleid geen rekening houdt, vermindert de kans van een reactie in het aanbod op prijsveranderingen.

ad 2) De tweede vraag zal bij de vele Nederlandse landbouwprodukten, die voor een aanzienlijk deel worden uitgevoerd positief beantwoord moeten worden. Het komt zelfs vaak voor, dat de uitvoer het marktbeeld beheerst. Doet zich dit laatste voor, dan is het mogelijk, dat vergelijkingen in het vraagmodel een recursief systeem of „conditional causal chain” vormen, in welk geval de schattingsmethode der K.K. toch tot zuivere en doeltreffendste schatters leidt, ondanks een positief antwoord op vraag 2).

ad 3) De grootte van het inkomen is onafhankelijk van de grootte van de prijs of het verbruik van een bepaald landbouwprodukt. Voor een groep landbouwprodukten als een geheel beschouwd, bijvoorbeeld de totale voeding, is het mogelijk, dat de grootte van de vraag of het prijsniveau invloed uitoefent op de grootte van het inkomen en vraag 3 positief moet worden beantwoord.

ad 4) Of het aanbod van een concurrerend landbouwprodukt reageert op de prijs van het landbouwprodukt, waarvan de vraag wordt geanalyseerd, zal op dezelfde wijze moeten worden beantwoord als vraag 1).

ad 5) Deze vraag is, in zoverre het de uitvoer betreft, reeds beantwoord onder ad 2). Of een deelvraag voor industriële doeleinden moet worden onderscheiden, zal men per produkt moeten bezien.

De beantwoording van deze vragen maakt het waarschijnlijk dat voor veel Nederlandse landbouwprodukten de vraag af boerderij slechts kan worden onderzocht in een systeem van vraagvergelijkingen voor de respectievelijke deel-vragen.

4.6. DE AANWEZIGHEID VAN EEN TREND IN DE VARIABLEN

Dikwijls vertonen een of meer variabelen in de vraagvergelijking een trendmatige ontwikkeling. Geldt dit zowel voor een verklarende als de te verklaren variabele, dan wijst een statistisch betrouwbare correlatie tussen deze variabelen nog niet op een causaal verband. Doet zich bij een aantal verklarende variabelen een trend voor, dan wordt het moeilijk om de deelinvloed van deze variabelen op de vraag te schatten (zie 4.4.1). Men probeert deze moeilijkheden te overwinnen door de trend uit de verklarende variabelen af te zonderen. WOLD (1953, p. 241) heeft hiertegen bezwaren, aangezien bij uitschakeling van de trendinvloed slechts korte termijninvloeden kunnen worden gemeten, terwijl volgens hem: „...a primary object of demand analysis is to obtain an explanation of the demand trend in terms of the trends in prices, income and other explanatory variables”. De lange termijn elasticiteiten kunnen slechts worden gemeten bij behoud van de trend in de variabelen.

Er zijn verschillende methoden ontwikkeld voor het elimineren van de trendinvloed.

a) Het gebruik van relatieve veranderingen of „link relatives” in plaats van de oorspronkelijke waarden van de variabelen.

Deze methode is volgens SCHULTZ (1958, p. 65) door MOORE geïntroduceerd. Bij één verklarende variabele wordt dan de vraagvergelijking:

$$\frac{y_{t+1} - y_t}{y_t} = \alpha \frac{x_{t+1} - x_t}{x_t} + \beta \quad \text{relatieve veranderingen}$$

$$\text{of: } y_{t+1} = \alpha \left(\frac{y_t}{x_t} \right) (x_{t+1} - x_t) + (1 + \beta) y_t$$

$$\frac{y_{t+1}}{y_t} = \alpha \frac{x_{t+1}}{x_t} + \beta \quad \text{„link relatives”}$$

$$\text{of: } y_{t+1} = \alpha \frac{y_t}{x_t} x_{t+1} + \beta y_t$$

y_t : vraag in de periode t

x_t : waarde van vraagbepalende factor in de periode t

Het blijkt, dat bij deze modellen wordt verondersteld, dat de reactie van de vraag y , op een verandering in x , bijvoorbeeld de prijs, groter is naarmate in het voorafgaande jaar het niveau van de vraag hoger en dat van de vraagbepalende factor lager heeft gelegen. Dit is zeer onwaarschijnlijk indien de prijs laag of hoog is ten opzichte van het normale niveau. De trendontwikkeling in y komt tot uiting in β . Zowel voor hoge als lage prijsniveaus is daarom een dergelijke formulering van de vraagvergelijking niet erg geschikt.

b) In plaats van de oorspronkelijke waarden van de variabelen wordt hun verhouding ten opzichte van de trendwaarde gebruikt. De vraagvergelijking luidt dan:

$$\frac{y_t}{y_0} = \alpha \frac{x_t}{x_0} + \beta$$

y_t = vraag in de periode t .

y_0 = trendwaarde van de vraag in periode t

x_t = waarde van de vraagbepalende factor in periode t

x_0 = trendwaarde van de vraagbepalende factor in periode t .

Een moeilijkheid van deze methode is het arbitrair karakter van de trend. Zo zal men andere waarden voor de schattingen van α en β krijgen, al naar gelang men de trend door de methode der kleinste kwadraten schat, dan wel als een voortschrijdend gewogen gemiddelde bepaalt. Bij voorspellingen is een extrapolatie van de trend noodzakelijk, wat gezien de uiteenlopende mogelijkheden om de trend te bepalen eveneens risico's met zich meebrengt.

c) De invloed van de trend in de verklarende variabele wordt afgezonderd door de factor tijd expliciet in de vraagvergelijking op te nemen. Een dergelijke factor tijd is beschrijvend en niet causaal. Vertonen meer verklarende variabelen een trend in hun ontwikkeling, dan wordt door introductie van de factor tijd de correlatie tussen deze variabelen en de invloed hiervan op de schatting der regressiecoëfficiënten afgezonderd (zie 4.4.1 p. 50).

d) Indien een trendmatige ontwikkeling in de te verklaren variabele aanwezig is, leidt het gebruik van 1e verschillen in plaats van de oorspronkelijke waarden van de variabelen voor het schatten van de vraagvergelijking tot dezelfde resultaten als de introductie van de factor tijd in de oorspronkelijke vergelijking.

$$y_{t+1} \cong x_{t+1}\alpha + (t+1)\beta + u_{t+1}$$

$$y_t \cong x_t\alpha + t\beta + u_t$$

$$y_{t+1} - y_t \cong (x_{t+1} - x_t)\alpha + \beta + u_{t+1} - u_t$$

y_t : vraag in de periode t

x_t : waarde van de vraagbepalende factor in de periode t

t : factor tijd

u_t : toevalsterm

De constante in de eerste verschillenvergelijking is dus de coëfficiënt van de factor tijd in de oorspronkelijke vergelijking. Bij het schatten van de vraagvergelijking uit de 1e verschillen der variabelen doet zich het probleem voor, dat de toevalsterm autocorrelatie zal vertonen, indien de toevalstermen der oorspronkelijke vergelijking geen autocorrelatie bezitten, (zie 4.4.2 p. 54) waardoor de schatters minder doeltreffend worden. Is de reeks toevalstermen u_t ($t = 1 \dots t$) reeds geautocorreleerd, dan zal veelal ook het gebruik van de

eerste verschillen verbetering in de doeltreffendheid van de schatters bewerkstelligen.

Komt de trend in de vraag niet voort uit een trendmatige ontwikkeling in een meetbare verklarende variabele, dan is introductie van de factor tijd in de vraagvergelijking de aangewezen methode voor het beschrijven van de trend in de vraag.

Wordt de trend in de vraag veroorzaakt door de trendmatige ontwikkeling in één verklarende variabele, dan is het wenselijk de oorspronkelijke waarden van de variabelen te gebruiken voor het schatten van de vraagfunctie en geen speciale tijdsfactor in de vraagfunctie op te nemen, immers zoals WOLD (1953, p. 240) terecht stelt „...time in itself does not constitute a cause variable, the trend cannot provide a causal explanation of the phenomenon under analysis”.

Komt de trend in de te verklaren variabele voort uit een trendmatige ontwikkeling in meer dan één verklarende variabele, dan lijkt introductie van de factor tijd als verklarende variabele in de vraagvergelijking een zeer geschikte methode, aangezien dan tevens het probleem van de correlatie tussen de verklarende variabelen vaak wordt omzeild.

4.7. HET SCHATTEN VAN DE COËFFICIËNTEN

DER VRAAGVERGELIJKINGEN UIT KWARTAAL- OF MAANDGEGEVENS

Voor het schatten van de coëfficiënten van een vraagvergelijking is het wenselijk, dat men over voldoende gegevens beschikt. Soms is de periode, waarover gegevens zijn verzameld, zo kort, dat bij gebruik van jaargegevens te weinig gegevens beschikbaar zijn, om een betrouwbare vraaganalyse uit te voeren. Ook kan men het wenselijk achten om slechts recente gegevens in de analyses te benutten, omdat een structuurbreuk in het consumentengedrag is opgetreden, of het consumentengedrag zich zeer dynamisch ontwikkelt. Onder dergelijke omstandigheden zullen jaargegevens meestal evenmin toereikend zijn voor het schatten van de vraagvergelijking.

Wil men in de boven beschreven situaties de vraagvergelijking schatten, dan zal men gebruik moeten maken van gegevens, die op kortere perioden betrekking hebben, bijvoorbeeld kwartaal- of maandgegevens. Het gebruik van dergelijke gegevens vereist echter een aanpassing in de formulering van de vraagvergelijking, aangezien de gevraagde hoeveelheid per kwartaal of maand niet alleen wordt bepaald door de factoren, die de gemiddelde jaarlijkse vraag beïnvloeden, maar tevens door seizoenseffecten. Hoe dergelijke seizoensveranderingen in de vraag tot stand komen, kan men op verschillende wijze benaderen. Enerzijds kan men van de gedachte uitgaan, dat seizoenschommelingen voortkomen uit veranderingen in de wijze, waarop de consument reageert op factoren, die bepalend zijn voor de gemiddelde vraag per jaar. Anderzijds kan men veronderstellen, dat seizoenafwijkingen afhankelijk zijn van de werking van specifieke factoren, die voor het jaar als geheel van weinig betekenis zijn.

Een voorbeeld van beide benaderingswijzen vindt men in de vraagvergelijking, die FOYTICK (1951) formuleert voor de vraag naar Californische pruimen op de New Yorkse markt.

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_t + \alpha_2 w q_t + \alpha_3 y_t + \alpha_4 w y_t + \alpha_5 q_{t-1} + \alpha_6 w q_{t-1} + \alpha_7 w + \alpha_8 w^2$$

p_t : prijs in periode t

q_t : verkochte hoeveelheid in periode t

w : week van het jaar: 1 ... 52

y : inkomen van de consumenten.

In deze vraagvergelijking, waarvan de coëfficiënten geschat worden uit weekgegevens, is de coëfficiënt van q_t gelijk aan $(\alpha_1 + \alpha_2 w)$ en die van y_t aan $(\alpha_3 + \alpha_4 w)$. De reactie op q_t en y_t wijzigt zich dus per week. Daarnaast beïnvloeden w en w^2 als zelfstandige nieuwe factoren de prijs van week tot week. Of dergelijke additionele variabelen zoals w en w^2 het seizoenpatroon goed beschrijven, zal uit empirisch onderzoek moeten blijken.

Andere onderzoekers zoals BROWN en GOLLNICK trachten door middel van covariantieanalyse het effect van de vraagbepalende factoren per jaar en hun specifieke invloed per seizoen, maand of kwartaal, te isoleren. BROWN beschrijft zijn werkwijze aldus (1959, p. 231): „...the separation of the data into three statistically independent components, namely annual averages, monthly averages and residuals from these. Price-quantity relationships, in the form of linear logarithmic regressions, are then calculated from each component of the data and the results compared. Variance ratio tests are then applied to discover whether the components may legitimately be pooled to produce stronger estimates”. GOLLNICK (1961) heeft deze vraaganalyse door middel van covariantieanalyse nog verder uitgebouwd door de variabelen voor de vraagfunctie in vier onafhankelijke componenten te ontbinden, te weten de trendwaarde, een jaarlijkse verandering, een normale seizoensverandering en een bijzondere seizoensafwijking.

Het vraagpatroon binnen het jaar kan zodanig uiteenlopen, dat voor de diverse seizoenen andere verklarende variabelen in de vraagvergelijking moeten worden opgenomen. Ook is het denkbaar, dat de betekenis van de deelvragen af boerderij, bijvoorbeeld binnenlandse en buitenlandse vraag, binnen het jaar zodanig verschilt, dat de statistische specificatie van de vraagvergelijkingen in de respectievelijke seizoenen anders moet zijn. Onder dergelijke omstandigheden is geen der voorgaande methoden van FOYTICK, BROWN of GOLLNICK geschikt en zal voor ieder seizoen een apart vraagmodel moeten worden geformuleerd dat uit jaarlijkse gegevens over het betreffende seizoen moeten worden geschat. Het aantal waarnemingen wordt in dit laatste geval niet vergroot door het overgaan van jaar- op seizoengegevens.

4.8. HET BEPALEN VAN ELASTICITEITSCOËFFICIËNTEN

Eén van de belangrijkste doelstellingen in een statistische vraaganalyse is het schatten van de deelinvloeden van prijs en inkomen op de vraag. Is y de gevraagde hoeveelheid en x de waarde van een vraagbepalende factor, dan is de elasticiteitscoëfficiënt

$$\varepsilon_x = \frac{\partial \log y}{\partial \log x}$$

een maat voor de invloed van x op y , waarbij de invloed van de overige factoren constant wordt verondersteld. Deze laatste veronderstelling stemt dikwijls niet overeen met de werkelijkheid. Vaak immers zal de prijs van een concurrerend produkt niet ongewijzigd blijven als die van y verandert.

WOLD (1953, p. 243) tracht dit te ondervangen door de vraagvergelijking niet te formuleren als $y = cx_1^{e_1} x_2^{e_2} x_3^{e_3}$ maar als $y = cx_1^{e_1*} (x_2/x_1)^{e_2*} x_3^{e_3}$. Is y de vraag naar en x_1 de prijs van het produkt, terwijl x_2 de prijs van een

concurrerend produkt is, dan is e_1^* de prijselasticiteit van de vraag y wanneer de prijsverhouding x_1/x_2 constant blijft. In hoeverre de laatstgenoemde voorwaarde actueel is, zal voor ieder produkt afzonderlijk moeten worden bezien.

Zijn twee produkten in hoge mate substitutief, dan kan men de samenhang tussen vraag en prijzen uitdrukken in de substitutie-elasticiteit. Deze kan worden bepaald uit de vergelijking $\log (y_1/y_2) = \alpha \log (x_1/x_2) + \beta \log x_3 \dots$ (y_i : vraag naar goed i ; x_i : prijs van goed i). De coëfficiënt α is de substitutie-elasticiteit, mits de invloed van x_3 en andere factoren op y_1 en y_2 gelijk is (MEINKEN, ROJKO, KING; 1956).

Kan men een vraagfunctie $y = f(x)$ specificeren als $E(y | x) = f(x)$, dan is de prijselasticiteit van de vraag (y : vraag; x : prijs),

$$\varepsilon_x = \frac{d \log y}{d \log x}$$

in overeenstemming met de interpretatie van de elasticiteitscoëfficiënt door MARSHALL ¹⁾. Deze stelt immers (1925, p. 102): „The elasticity (or responsiveness) of demand in a market is great or small according as the amount demanded increases much or little for a given fall in price, and diminishes much or little for a given rise in price”.

Is de vraag naar een goed y_1 interdependent met een factor y_2 en de vraagfunctie luidt $y_1 = f(y_2 \dots, x_1 \dots x_l)$, dan is

$$\varepsilon = \frac{\partial \log y_1}{\partial \log y_2}$$

niet de elasticiteitscoëfficiënt in de zin van MARSHALL, maar geeft ε aan hoe de relatieve veranderingen in y_1 en y_2 samenhangen bij gegeven veranderingen in de niet-interdependente variabelen.

Is de gevraagde hoeveelheid interdependent met andere factoren, dan kunnen de elasticiteitscoëfficiënten ten opzichte van de exogene variabelen worden bepaald uit de coëfficiënten van de structuurvergelijkingen, dan wel uit de herleide vormvergelijkingen.

Stellen we het systeem van vergelijkingen, waarvan de vraagvergelijking een onderdeel vormt, voor door:

$$A y_t + \Gamma x_t \cong u_t$$

en de hierbij behorende herleide vormvergelijkingen door:

$$y_t \cong -A^{-1}\Gamma x_t + A^{-1}u_t = \Pi x_t + v_t \quad \text{waarbij}$$

$$y_t = \begin{bmatrix} y_1, t \\ \vdots \\ y_m, t \end{bmatrix}; \quad x_t = \begin{bmatrix} x_1, t \\ \vdots \\ x_q, t \end{bmatrix}$$

$A = m \times m$ matrix van coëfficiënten.

De diagonaal van de matrix A bestaat uit énen: 1, ... 1.

$\Gamma = m \times q$ matrix van coëfficiënten.

¹⁾ We zien ervan af, dat MARSHALL de prijselasticiteit zodanig definieert nl.

$$\varepsilon_p = \frac{-d \log q}{d \log p},$$

dat deze meestal positief is.

Uit de structurele vraagvergelijking:
 $y_1 \cong -y_2\alpha_{12} \dots - y_{m+1}\alpha_{1, m+1} - x_1\gamma_{1,1} \dots - x_l\gamma_{1,l} + u_1$
 wordt de elasticiteitscoëfficiënt van y_1 ten opzichte van x_1 , bepaald als

$$\epsilon = -\gamma_{1,1} \frac{x_1}{y_1}$$

We vinden uit de herleide vormvergelijking, $y_1 \cong \pi_{11}x_1 + \dots + \pi_{1q}x_q + v_1$
 dat $\partial y_1 / \partial x_1 = \pi_{11}$ en voor de elasticiteit van y_1 ten opzichte van x_1 :

$$\epsilon = \frac{\partial \log y_1}{\partial \log x_1} = \pi_{11} \frac{x_1}{y_1}$$

Het is echter duidelijk, dat de elasticiteitscoëfficiënt $\epsilon = -\gamma_{1,1} x_1/y_1$ in de structurele vraagvergelijking niet bepaald is onder de ceteris paribus voorwaarde, aangezien bij verandering in x_1 , behalve y_1 ook de variabelen $y_2 \dots y_{m+1}$ wijzigingen ondergaan. We weten dat $\Delta \Pi = -\Gamma$ dus

$$\alpha_{11}\pi_{11} + \alpha_{12}\pi_{21} + \dots + \alpha_{1m}\pi_{m1} = -\gamma_{11}$$

Aangezien $\alpha_{11} = 1$ geldt dus $\pi_{11} = -\gamma_{11} - \sum_{j=2}^m \alpha_{1j}\pi_{j1}$

De maat van de invloed van x_1 op y_j wordt weergegeven door $\pi_{j,1}$, de invloed van een wijziging in y_j op y_1 door $\alpha_{1,j}$ en dus is $\sum_{j=2}^m \alpha_{1,j}\pi_{j,1}$ een maat voor het indirecte effect van een verandering in x_1 op y_1 .

De uit de structuurvergelijking berekende elasticiteitscoëfficiënt

$$\epsilon = -\gamma_{1,1} \frac{x_1}{y_1},$$

waarin x_1 een exogene variabele is, geeft zowel de directe als indirecte relatieve veranderingen in y_1 als gevolg van een relatieve verandering van 1 % in x_1 weer.

Berekend uit de herleide vormvergelijkingen daarentegen, drukt

$$\epsilon = \frac{\partial \log x_1}{\partial \log y_1}$$

slechts de directe veranderingen in y_1 uit als gevolg van een 1 % verandering in x_1 .

5. ENIGE VRAAGONDERZOEKINGEN IN DE VERENIGDE STATEN

5.1. INLEIDING

Het doel van een statistisch vraagonderzoek uit tijdreeksgegevens is het verkrijgen van een kwantitatief inzicht in de structuur van de vraag, om op grond daarvan toekomstige vraag- en prijsontwikkelingen te kunnen beoordelen. De geschatte vraagvergelijking verschaft dit inzicht, in zoverre hieruit de deelinvloeden van de vraagbepalende factoren – meestal uitgedrukt in de elasticiteitscoëfficiënten – kunnen worden bepaald en de toekomstige vraag kan worden voorspeld.

In de voorgaande hoofdstukken is gebleken, dat uiteenlopende hypothesen als vraagfunctie mogelijk zijn, die soms verschillende methoden eisen om de functie te schatten. Dergelijke omstandigheden leiden ertoe, dat de resultaten van vraagonderzoekingen voor eenzelfde produkt over dezelfde periode dikwijls aanzienlijk verschillen.

Om een indruk te krijgen van de informatie, die uit statistisch vraagonderzoek op grond van tijdreeksen wordt verkregen en tevens te zien in hoeverre de verschillen in specificatie van de vraagfunctie en in gebruikte schattingsmethoden tot afwijkende resultaten leiden, zullen we thans een aantal vraagonderzoekingen in de Verenigde Staten voor eieren, tarwe en vlees nader bestuderen.

5.2. ENIGE VRAAGONDERZOEKINGEN VOOR EIERN

Het aantal onderzoekingen betreffende de vraag naar eieren is in de Verenigde Staten zeer groot. We zullen onze beschouwingen hier beperken tot de onderzoekingen van Fox (1951, 1953, 1958), NORDIN, JUDGE, WAHBY (1954), FISHER (1958) en GERRA (1959).

Opzet van het onderzoek

De opzet van de hier gereleveerde onderzoekingen verschilt aanzienlijk. Zo is de doelstelling van Fox: (1951, p. 69) "appraising the short run movements in, or pressures upon, the price structure"; NORDIN, JUDGE en WAHBY (1954, p. 979) stellen: "The objective of this study is to get for several food products the kind of demand information that is relevant when a price support administrator selects a support price. The specific problems dealt with are those of estimating the retail demand conditions for (1) pork, beef and poultry products and (2) eggs". FISHER geeft als doel van zijn onderzoek (1958, p. 37): "Two objectives underlie this study: The first is an examination of the relative merits of limited information and least squares procedures in estimation from small samples. The second is the presentation of a quantitative study of the poultry industry which is an important sector of the farming industry in the United States economy".

GERRA (1959, p. 4) formuleert de doelstelling van zijn onderzoek aldus: "The bulletin discusses the principal economic forces that affect the demand for and supply of eggs and quantifies these forces in a statistical model so that estimates of the effect on price of variations in the factors affecting demand and supply can be obtained".

Fox beperkte zijn onderzoek tot een schatting van de vraagfunctie. Dit lijkt vanuit zijn doelstelling begrijpelijk en was tevens uit methodisch oogpunt mogelijk, omdat hij de grootte van het aanbod in een bepaald jaar onafhankelijk achtte van de vraag- en prijsontwikkeling in dat zelfde jaar; hij nam naast het aanbod alleen het inkomen en een trendfactor, eerste verschillen, als verklarende variabelen in de vraagvergelijking op. De mening, dat het aanbod van eieren in een bepaald jaar onafhankelijk is van de grootte van de vraag en het prijsniveau in hetzelfde jaar, werd door Fox (1958, p. 87) gebaseerd op het feit dat 85% van de veranderingen in het aanbod van eieren in een bepaald jaar kon worden verklaard uit de veranderingen in de pluimveestapel per 1 januari van hetzelfde jaar en uit de trend in de eierproductie per kip.

GERRA meende echter, dat het aanbod van eieren interdependent is met de prijs van eieren. Hij (1959, p. 30, 33) constateerde namelijk, dat de veranderingen in de vraag en daarmee samenhangend, in de verhouding van eierprijs ten opzichte van voederkosten in een bepaald jaar invloed had op het aantal geslachte kippen in het najaar als ook op het aantal ingelegde broedeieren in het voorjaar. GERRA gebruikte daarom – uiteraard ook wegens zijn ruimere doelstelling –

TABEL 5.1. Overzicht van de resultaten van enkele onderzoeken naar de vraag- en prijsontwikkeling van eieren in de Verenigde Staten.¹⁾

Auteur	Formulering van de vraagfunctie	De gebruikte waarnemingen	Prijselasticiteit ε_p geschat volgens		Inkomenselasticiteit ε_y geschat volgens	
			L.I. ²⁾	K.K. ³⁾	L.I. ²⁾	K.K. ³⁾
FISHER (1958)	$q_e = f(p_e, p_v, y, t)$ ⁴⁾	Periode: 1915-1940; oorspronkelijke waarden van de variabelen	— 1,28 — 0,70	— 0,29 — 0,32	1,14 0,82	0,44 0,56
.	$q_e = f(p_e, p_v, y)$	1e verschillen van de variabelen	— 0,81 tot — 1,02	— 0,31	0,48 tot 0,76	0,31
FOX (1951, 1953)	$p_e = f(q_e, y)$	Periode: 1922-1941; 1e verschillen van de logaritmen der variabelen		— 0,43 — 0,34		0,57 0,49
NORDIN, JUDGE WAHBY (1954)	$q_e = f(p_e, p_v, p_c, y, y^*, t)$ $q_e = f(p_e, p_v, p_c, p_d, y, y^*, t)$	Periode: 1921-1941; logaritmen van de variabelen	— 0,58	— 0,26 — 0,55	0,44	0,41
GERRA (1959)	$q_e = f(p_e, p_g, p_k, p_v, p_h, P, y)$ $q_e = f(p_e, y, P)$ $q_e = f(p_e/P, y/P)$ $q_e = f(p_e/P, y/P)$	Periode: 1931-1941 en 1946-1954; 1e verschillen van de variabelen oorspronkelijke variabelen 1e verschillen van de logaritmen der variabelen	— 1,96 — 0,40	— 0,11 — 0,10 — 0,09 — 0,11	— 1,33 0,04	— 0,08 0,09 0,11 0,14

¹⁾ Zie ook GERRA (1959, p. 82).²⁾ Limited Information.³⁾ Kleinste kwadraten.⁴⁾ Voor gebruikte notatie zie p. 111.

voor zijn analyse een systeem van vergelijkingen en gebruikte als schattingsmethode de limited information methode. Dit laatste geldt ook voor NORDIN, JUDGE, WAHBY en voor FISHER. Daarnaast hebben deze onderzoekers de methode der kleinste kwadraten toegepast.

De specificatie van de vraagvergelijking door Fox is van die aard, dat het schatten door middel van de methode der kleinste kwadraten, zuivere en doeltreffendste schatters oplevert.

Resultaten

In alle onderzoeken bleek slechts een beperkt aantal factoren een statistisch betrouwbare invloed op de vraag uit te oefenen. Zo concludeerde GERRA, dat in de vraagvergelijking met een groot aantal verklarende variabelen alle coëfficiënten niet statistisch betrouwbaar van nul afweken. Ook in de andere onderzoeken konden geen statistisch betrouwbare invloeden worden gemeten buiten die van de prijs van eieren, het inkomen van de consument en de trendfactor.

De grootte van de geschatte prijs- en inkomenselasticiteiten varieert aanzienlijk (tabel 5.1.) in deze onderzoeken. Zonderen wij de door GERRA gevonden waarden af, omdat deze op een meer recente periode betrekking hebben, dan is het traject van de resultaten nog vrij ruim, te weten voor de prijselasticiteit, ϵ_p , — 0,26 tot — 1,28 en voor de inkomenselasticiteit ϵ_y , 0,31 tot 1,14. De grenzen komen dicht bij elkaar, indien men de gevonden elasticiteiten indeelt naar de gebruikte schattingsmethode. De prijselasticiteiten, volgens de limited information methode geschat, liggen tussen — 0,58 en — 1,28, die volgens de methode der kleinste kwadraten tussen — 0,26 en — 0,55. Bij de inkomenselasticiteiten is dit 0,44 tot 1,14 resp. 0,31 tot 0,57. De limited information methode gaf dus hogere schattingen dan de methode der kleinste kwadraten. Ook als wij afzien van de door FISHER gevonden elasticiteiten $\epsilon_p = -1,28$ en $\epsilon_y = 1,14$, die men ons inziens als onwaarschijnlijk mag beschouwen, omdat ze verkregen werden onder de onjuiste veronderstelling, dat de prijs van eieren en het inkomen van de consument interdependent zijn, liggen de schattingen van de elasticiteitscoëfficiënten, gevonden volgens de limited information methode, ver uit elkaar. Bij de kleinste kwadraten-schattingen is het verschil kleiner en kan men zich een indruk vormen van de kwantitatieve betekenis van prijs en inkomen op de vraag. Het is echter instructief om uit de resultaten van GERRA, die op iets latere periode betrekking hebben, te zien hoe snel deze coëfficiënten kunnen dalen.

Terwijl de vraagvergelijkingen met een groot aantal verklarende variabelen weinig betrouwbare informatie aangaande de elasticiteitscoëfficiënten leverden, gaven zij goede voorspellingsresultaten. Enkele hiervan zijn in tabel 5.2. weergegeven.

5.3. ENIGE VRAAGONDERZOEKINGEN VOOR TARWE

Het aantal onderzoeken betreffende de vraag naar tarwe is niet zo talrijk als die betreffende de vraag naar eieren. Niettemin bieden de vraaganalyses van SCHULTZ (1958), WORKING (1937), FOX (1953) en MEINKEN (1955) enige mogelijkheid tot vergelijking van opzet en resultaten.

TABEL 5.2. Het verschil tussen geschatte en in feite gevraagde hoeveelheid eieren in % van de werkelijke waarde op grond van vraagonderzoekingen in de Verenigde Staten

FISHER ¹⁾	NORDIN, JUDGE, WAHBY ²⁾	GERRA ³⁾
Jaar	Jaar	Jaar
1914 2,5 %	1947 — 2,6 %	1955 — 0,7 %
1915 — 3,2 %	1948 — 3,0 %	1956 + 1,8 %
	1949 — 3,0 %	1957 — 2,0 %
	1950 — 2,8 %	

¹⁾ Uit eerste verschillen-vergelijking (FISHER 1958, p. 62).

²⁾ Uit vergelijking geschat volgens de methode der kleinste kwadraten (NORDIN, JUDGE en WAHBY 1954, p. 1029).

³⁾ Uit vergelijking met 7 verklarende variabelen geschat volgens de L.I.-methode (GERRA 1959, p. 93).

Opzet van het onderzoek

Hoewel SCHULTZ studie van de vraag naar tarwe in een standaardwerk over de theorie en methodiek van vraagonderzoek is ondergebracht, kunnen wij de doelstelling van dit onderzoek benaderen met de vragen, die SCHULTZ op p. 5 van dit boek heeft gesteld: „What in short is the elasticity of demand for the crop? What is the shape of the demand curve? Is it essentially fixed or is it subject to change?... If it does shift, at what rate?„ Fox beperkte zijn onderzoek tot de vraag naar tarwe voor menselijke consumptie, de vraag naar bloem. MEINKEN (1955, p. 3) had een ruimere doelstelling: „This bulletin discusses the principal economic forces, that affect domestic and world prices of wheat and domestic utilisation for food, feed, export and storage.” SCHULTZ achtte het prijsniveau in de door hem onderzochte periode grotendeels bepaald door het aanbod van tarwe in de wereldmarkt en de grootte van de produktie in de Verenigde Staten. Hij schatte zowel een vergelijking, waarin de prijs als een functie van het aanbod in de wereldmarkt en de binnenlandse produktie werd opgevat, alsook een vraagvergelijking, die de binnenlandse vraag verklaarde uit de prijs van tarwe en een trend. Fox stelde, dat in de periode 1922–1941 de tarweprijs voornamelijk bepaald werd door de buitenlandse markt, hetzij – vooral na 1933 – door de overheid. Terwijl SCHULTZ een vergelijking voor de totale vraag naar tarwe schatte, trachtte Fox slechts de deelvraag voor menselijke voeding uit prijs en een trend te verklaren; MEINKEN onderzocht naast de deelvraag voor menselijke voeding ook de deelvragen voor voeder, uitvoer en opslag.

SCHULTZ en FOX schatten de vraagfunctie met behulp van de methode der kleinste kwadraten; in MEINKEN's specificatie waren gevraagde hoeveelheid en binnenlandse prijs interdependent opgevat en de vergelijkingen overgeïdentificeerd. De limited information methode en tevens de methode der kleinste kwadraten werden als schattingsmethoden toegepast.

Resultaten (tabel 5.3)

De prijs en trendfactor zijn in deze onderzoekingen de belangrijkste factoren, die de vraag naar tarwe beïnvloeden.

De prijselasticiteiten, die door SCHULTZ en WORKING waren vastgesteld verschillen aanzienlijk van die welke door FOX en MEINKEN werden berekend. Ongetwijfeld hangt dit ten dele samen met de verschillen in de periode, waarop de

TABEL 5.3. Overzicht van de resultaten van enkele onderzoeken naar de vraag- en prijsontwikkeling van tarwe in de Verenigde Staten

Auteur	Formulering van de vraagfunctie	De gebruikte waarnemingen	Prijselasticiteit ε_p berekend volgens		Inkomenselasticiteit ε_y berekend volgens	
			L.I. ¹⁾	K.K. ²⁾	L.I. ¹⁾	K.K. ²⁾
SCHULTZ (1958)	$q_w = f(p_w, t, t^2)^3)$	Periode 1921-1934; logaritmen van variabelen		— 0,2		
WORKING (1937)		Periode 1921-1935;		— 0,24		
FOX (1953)	$q_w^1 = f(p_w)$	Periode 1922-1941; 1e verschillen van logaritmen		— 0,067		
MEINKEN (1955)	$q_w^1 = f(p_w^1, y, t, L)$ $q_v = f(p_w - p_t, A)$ $q_u = f(p_w - p_v - z)$ $q_s = f(p_w/p_s, V)$	Periode 1921-1929 en 1931-1938; oorspronkelijke waarde van de variabelen	— 0,04 — 0,40 + 0,18 — 2,73	— 0,04 — 0,33 0,15 — 2,28	0,20	0,20

¹⁾ Limited Information.²⁾ Kleinste kwadraten.³⁾ Voor gebruikte notatie zie p. 111.

onderzoekingen betrekking hadden maar ook met de omstandigheid, dat de door SCHULTZ berekende vraagelasticiteit betrekking heeft op het totaal van de vier deelvragen die door MEINKEN afzonderlijk werden geanalyseerd. De prijselasticiteit van de vraag naar voeding stemt bij FOX en MEINKEN vrij goed overeen. In de resultaten van MEINKEN valt voorts waar te nemen, hoe de invloed van de prijs op de vraag voor voeder maar vooral voor voorraadvorming veel groter is dan op die voor voeding. Alleen bij laatstgenoemde auteur is het mogelijk verschillen in de resultaten, die voortkwamen uit het gebruik van uiteenlopende schattingsmethoden te beoordelen, waarbij valt te constateren, dat de schattingen volgens de limited information methode iets, zij het weinig, hoger liggen dan die welke volgens de methode der kleinste kwadraten werden bepaald. MEINKEN (1955, p. 47) vermeldde in zijn onderzoek voorspellingsresultaten met zijn model voor de jaren 1948, ... 1953, waaruit blijkt, dat de vraag naar tarwe voor menselijke voeding goed kon worden geschat – wat gezien de lage prijselasticiteit niet zo verwonderlijk is; daarentegen kwamen zowel in de vraag naar voeder als die naar uitvoer vrij grote voorspellingsfouten voor.

5.4. ENIGE VRAAGONDERZOEKINGEN VOOR RUNDVLEES EN VARKENSVLEES

Uit het groot aantal onderzoekingen over de vraag naar vlees in de Verenigde Staten, zullen we ons hier beperken tot die van FOX (1951, 1953, 1958), van NORDIN, JUDGE, WAHBY (1954), van WALLACE, JUDGE (1958), van LEARN (1956) en van WORKING (1954).

Opzet van het onderzoek

De onderzoekingen van FOX en van NORDIN JUDGE, WAHBY betreffende vlees zijn samen met de analyse van de vraag naar eieren uitgevoerd en voor de doelstelling van hun onderzoek kunnen we daarom verwijzen naar 5.2. WALLACE en JUDGE (1958, p. 6) formuleerden hun doelstelling aldus: „...the major objective of this study is to employ certain techniques of statistical estimation in evaluating quantitatively those factors which appear to generate fluctuations in the quantity and price of beef produced and sold.” LEARN stelde zich het onderzoek van de vraag naar veeteeltprodukten tot taak, waarbij hij een onderscheid maakte tussen de vraag naar rund- en varkensvlees. WORKING gaf een uitvoerige analyse van de vraag naar verschillende vleessoorten, zowel op korte als lange termijn.

De specificatie van de vraagvergelijking in deze onderzoekingen verschilde aanzienlijk (tabellen 5.4, 5.5). Zo hebben NORDIN JUDGE en WAHBY, die de vraagvergelijking als onderdeel van een systeem vergelijkingen analyseerden, negen verklarende variabelen in hun vraagvergelijking opgenomen. WALLACE en JUDGE, die ook een systeem van vergelijkingen onderzochten, namen vijf verklarende variabelen op in de vraagvergelijking, LEARN daarentegen vier en FOX slechts drie (zie tabellen 5.4, 5.5). WORKING werkte met een groot aantal zeer uiteenlopende specificaties. Deze verschillen in formulering hingen samen met het aantal substitutieprodukten, dat geacht werd invloed op de vraag uit te oefenen. De trend werd door het gebruik van de eerste verschillen van de variabelen, dan wel door de factor tijd, tot uiting gebracht.

Zoals uit tabellen (5.4) en (5.5) blijkt, werd in vrijwel alle onderzoekingen de vraagelasticiteit geschat door middel van de methode der kleinste kwadraten.

TABEL 5.4. Overzicht van de resultaten van enkele onderzoeken naar de vraag- en prijsontwikkeling van rundvlees in de Verenigde Staten

Auteur	Formulering van de vraagfunctie	De gebruikte waarnemingen	Prijselasticiteit ε_p geschat volgens			Inkomenselasticiteit ε_y geschat volgens		
			L.I. ¹⁾	K.K. ²⁾	K.K.T.R. ³⁾	L.I. ¹⁾	K.K. ²⁾	K.K.T.R. ³⁾
FOX (1958)	$p_r = f(q_r, y, q_a)$ $q_r = f(p_r, y, q_a)$	Periode 1922-1941; 1e verschillen van de logaritmen van de variabelen		-0,94 -0,79			0,83 0,73	
NORDIN, JUDGE, WAHBY (1954)	$q_r = f(p_r, p_f, p_j, p_z, p_m, p_c, t, t^2, y, y_u)$ $q_r = f(p_r, p_f, p_j, p_z, p_d, p_m, p_c, t, y_u)$	Periode 1922-1941; logaritmen van de variabelen	-0,77			0,65		
WALLACE, JUDGE (1958)	$q_r = f(p_r, p_f, y, t, q_r^*)$ $q_r = f(p_r, p_f, y, t, q_r^*)$	Periode 1925-1941 en 1947-1955; logaritmen van de variabelen	-1,36 -0,87	-0,76	-0,77 -0,77	0,97 0,59	0,58	0,60 0,58
WORKING (1954)	$p_r = f(\bar{q}_r, q_r/\bar{q}_r, y, q_a, P, t)$	Periode 1922-1941 en 1947-1951; logaritmen van de variabelen		-0,90 -1,4 ⁵⁾				
LEARN (1956)	$p_r = f(q_a, q_r, p_d, y)$	Periode 1924-1942 en 1947-1954; 1e verschillen van de logaritmen van de variabelen		-0,73				

¹⁾ Limited Information.²⁾ Kleinste kwadraten.³⁾ Kleinste kwadraten in twee ronden.⁴⁾ Voor gebruikte notatie zie p. 111.⁵⁾ Prijselasticiteit over lange termijn.

TABEL 5.5. Overzicht van de resultaten van enkele onderzoeken naar de vraag- en prijsontwikkeling van varkensvlees in de Verenigde Staten

Auteur	Formulering van de vraagfunctie	De gebruikte waarnemingen	Prijselasticiteit ϵ_p geschat volgens			Inkomenselasticiteit ϵ_y geschat volgens		
			L.I. ¹⁾	K.K. ²⁾	K.K.T.R. ³⁾	L.I. ¹⁾	K.K. ²⁾	K.K.T.R. ³⁾
FOX (1951, 1953)	$p_f = f(q_f, y, q_o)$ $q_f = f(p_f, y, q_o)$	Periode 1922-1941; 1e verschillen van logaritmen van de variabelen		-0,86 -0,81			0,78 0,72	
NORDIN, JUDGE, WAHBY (1954)	$q_f = f(p_f, p_r, p_j, p_z, p_m, p_c, t, t^2, y, y_u)$ $q_f = f(p_f, p_r, p_j, p_z, p_m, p_c, t, y, y_u)$	Periode 1922-1941; logaritmen van de variabelen	-0,91	-0,78		0,76	0,43	
WALLACE JUDGE (1958)	$q_f = f(p_f, p_r, y, t)$ $q_f = f(p_f, p_r, y, q^{*}_f, t)$	Periode 1925-1941 en 1947-1955; logaritmen van de variabelen	-1,13 -0,98	-0,82	-0,95 -0,76	0,82 0,86	0,81	0,82 0,68
WORKING (1954)	$p_f = f(\bar{q}_f, q_f/\bar{q}_f, y^+, \bar{q}_o, q_o/\bar{q}_o, t)$	Periode 1922-1941; logaritmen van de variabelen		-1,0 -1,5 ⁵⁾				
LEARN (1956)	$p_f = f(q_o, q_f, p_d, y)$	Periode 1924-1942 en 1947-1954; 1e verschillen van de logaritmen van de variabelen		-0,55				

¹⁾ Limited Information.²⁾ Kleinste kwadraten.³⁾ Kleinste kwadraten in Twee Ronden.⁴⁾ Voor gebruikte notatie zie p. 111.⁵⁾ Lange termijn elasticiteit.

NORDIN JUDGE, WAHBY verrichten ook schattingen met de limited information methode, terwijl JUDGE en WALLACE eveneens de limited information methode en die der kleinste kwadraten in twee ronden toepasten.

Resultaten

In de meeste onderzoeken bleek op de vraag naar rundvlees een statistisch betrouwbare invloed te worden uitgeoefend door de prijs van rundvlees, het inkomen van de consument, een trendfactor en de prijs van varkensvlees. De grootte van de vraag naar varkensvlees bleek door dezelfde factoren te worden bepaald. LEARN constateerde in zijn onderzoek dat ook een prijsindex van niet-voedingsprodukten voor de vraag van betekenis was. Ook hier bleken, evenals bij eieren, de factoren, die een statistisch betrouwbare invloed op de vraag uitoefenen, beperkt in aantal.

Hoewel de prijselasticiteiten in tabel 5.4 voor rundvlees variëren van $-0,73$ tot $-1,36$ en in tabel 5.5 voor varkensvlees van $-0,55$ tot $-1,13$, blijkt bij nadere bestudering een goede overeenstemming in de gevonden resultaten te bestaan. Zo liggen de waarden voor de perioden 1922-1941 bij de prijselasticiteit van rundvlees tussen $-0,73$ en $-0,96$ en van varkensvlees tussen $-0,78$ en $-1,0$. WALLACE en JUDGE vonden hoge waarden voor de prijselasticiteiten, wat het gevolg zou kunnen zijn van de andere tijdsperiode, waarover het onderzoek zich uitstrekte; het valt echter op, dat deze hoge waarden werden verkregen bij schatting door de limited information methode.

De gevonden waarden voor de inkomenselasticiteiten liggen behoudens enkele uitzonderingen tussen 0,58 en 0,73 bij rundvlees en tussen 0,68 en 0,86 bij varkensvlees. Deze waarden liggen dicht bij elkaar en geven een betrouwbare indicatie van de kwantitatieve betekenis van prijs en inkomen op de vraag.

Ook in deze vraagonderzoeken voor varkens- en rundvlees, zijn de gevonden waarden der inkomens- en prijselasticiteiten, die vastgesteld werden volgens de limited information methode, aanzienlijk hoger dan die volgens de methode der kleinste kwadraten geschat zijn. Opvallend is, dat de waarden van de schattingen, die volgens de methode der kleinste kwadraten in twee ronden werden bepaald, liggen tussen de hoge waarden, die met de limited information methode berekend en de lagere waarden, die met de methode der kleinste kwadraten verkregen werden.

Interessant is nog, dat men bij de resultaten van JUDGE en WALLACE kan zien, dat de geschatte vraagelasticiteiten uit, op dezelfde wijze gespecificeerde, vraagvergelijkingen bij uiteenlopende specificatie van de overige vergelijkingen in het vraagmodel aanzienlijk verschillen, indien zij werden geschat door middel van de limited information methode; daarentegen traden vrijwel geen verschillen op onder deze uiteenlopende specificaties bij schatting door middel van de methode der kleinste kwadraten in twee ronden. WALLACE en JUDGE (1958, p. 28) merkten hierover op: „Thus, as a general observation, at least for this example, the Limited Information method seems more sensitive to model specification than does the THEIL-BASMAN approach.”

De voorspellingskracht van deze modellen is niet voldoende nagegaan in deze onderzoeken om een vergelijking te kunnen maken. Wel merkten NORDIN, JUDGE en WAHBY op, dat in hun onderzoek de volgens de methode der kleinste kwadraten geschatte vraagvergelijking het best voorspelde.

5.5. CONCLUSIE

Hoewel er veel verschillen voorkwamen in de resultaten van de gereleveerde onderzoeken, vielen niettemin enige duidelijke overeenkomsten waar te nemen.

Zo bleef in vrijwel alle onderzoeken het aantal factoren, dat een statistisch betrouwbare invloed op de vraag uitoefende, beperkt tot prijs, inkomen van de consument, een trendfactor en de prijzen van een of twee substitutiegoederen.

In de geschatte elasticiteitscoëfficiënten kwamen grote verschillen voor, die voor een groot deel konden worden toegeschreven aan uiteenlopende specificatie van de vraagvergelijking en het gebruik van verschillende schattingsmethoden. Hierbij kon duidelijk worden vastgesteld, dat de elasticiteitscoëfficiënten, geschat door de limited information methode, hogere waarden hadden dan die, welke werden vastgesteld volgens de methode der kleinste kwadraten, of die der kleinste kwadraten in twee ronden.

Het aantal voorspellingen op grond van de geschatte vergelijkingen was niet talrijk genoeg om hieruit een vergelijking van de voorspellingskracht mogelijk te maken. In zoverre voorspellingsresultaten werden vermeld, bleken zij goed ten aanzien van de binnenlandse vraag; slechts in één (MEINKEN) van de hier genoemde onderzoeken werd ook de uitvoer geschat; de fout bleek hierbij zeer groot.

LEGENDA BIJ TABELLEN 5.1-5.5

EIEREN

- q_e = het gemiddelde verbruik van eieren per hoofd.
- p_e = kleinhandelsprijs van eieren.
- p_v = prijsindex van vlees.
- p_c = prijsindex van voedingsmiddelen.
- p_a = prijsindex van consumptiegoederen, die geen voedingsmiddelen zijn.
- p_g = prijsindex van vlees, gevogelte en vis.
- p_z = prijsindex van zuivelprodukten.
- p_k = prijsindex van kaas.
- p_b = prijsindex van bacon.
- p_h = prijsindex van „cereals”.
- P = algemene prijsindex voor consumptiegoederen.
- y = voor consumptie beschikbare inkomen per hoofd.
- y^* = voor consumptie beschikbare inkomen in het voorgaande jaar.
- t = tijd.

ADDITIONELE LEGENDA VOOR TARWE

- q_w = de vraag naar tarwe.
- q^1_w = de vraag naar tarwe voor menselijke voeding per hoofd van de bevolking.
- q_v = de vraag naar tarwe voor voeder.
- q_u = de vraag naar tarwe voor uitvoer.
- q_s = de vraag naar tarwe voor opslag.

- p_w = prijs van tarwe.
- p^1_w = prijs van tarwe plus verwerkingsbelasting.
- p_n = wereldprijs tarwe; notering Liverpool.
- p_i = prijs van mais.
- p_s = index van de groothandelsprijs voor alle consumptiegoederen.
- L = loonniveau van fabrieksarbeiders.
- Z = wereldprijsniveau vrachtkosten Verenigde Staten-Liverpool, plus invoerrechten Engeland, min exportsubsidie.

A = grootte pluimveestapel begin oktober.

V = oogstverwachtingen per 1 december voor wintertarwe van het volgende jaar.

ADDITIONELE LEGENDA VOOR VLEES

q_a = de vraag naar ander vlees dan rundvlees per hoofd van de bevolking.

q_o = de vraag naar ander vlees dan varkensvlees per hoofd van de bevolking.

$\bar{q}_o$ = de vraag naar ander vlees dan varkensvlees per hoofd van de bevolking, gemiddeld over vijf voorgaande jaren.

q_r = de vraag naar rundvlees per hoofd van de bevolking.

q_f = de vraag naar varkensvlees per hoofd van de bevolking.

q^*_r = de vraag naar rundvlees in het voorafgaande jaar per hoofd van de bevolking.

q^*_f = de vraag naar varkensvlees in het voorafgaande jaar per hoofd van de bevolking.

$\bar{q}_r$ = de vraag naar rundvlees gemiddeld over de afgelopen 10 jaren per hoofd van de bevolking.

$\bar{q}_f$ = de vraag naar varkensvlees gemiddeld over de afgelopen 5 jaren per hoofd van de bevolking.

y_u = voor consumptie beschikbare inkomen over de afgelopen 5 jaren.

y^+ = index van het per hoofd beschikbare inkomen, gedeeld door de prijsindex van consumptiegoederen, die langzaam in prijs veranderen.

p_r = de prijs van rundvlees.

p_f = de prijs van varkensvlees.

p_j = de prijsindex van pluimveehouderijprodukten.

p_m = de prijsindex van margarine.

6. DE VRAAG- EN PRIJSONTWIKKELING VAN KROPSLA IN NEDERLAND

6.1. EEN ALGEMENE VERKENNING

Na in het voorgaande onze aandacht op de theorie van vraagonderzoek uit tijdreeksen te hebben gericht, zullen wij in dit hoofdstuk de vraag- en prijsontwikkeling van kropsla in de periode 1948 t/m 1960 voor Nederland onderzoeken.

Kropsla is een weinig houdbaar produkt en wordt tot de fijne bladgroenten gerekend. Het is een zeer belangrijk gewas van de Nederlandse tuinbouw; in 1939 bedroeg de produktie ¹⁾ reeds 46300 ton en zij is sindsdien uitgegroeid tot gemiddeld 75100 ton per jaar.²⁾ De uitbreiding van de produktie was in het tijdvak 1948 tot en met 1960 vooral gericht op de maanden oktober tot en met

TABEL 6.1. Vierjaarlijkse gemiddelden van het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen, de uitvoer, het binnenlands verbruik en de doordraai in de periode 1949 t/m 1960 (in tonnen)

	1949 t/m 1952		1953 t/m 1956		1957 t/m 1960	
	ton	index	ton	index ¹⁾	ton	index ¹⁾
Produktie	48744	100	58264	119,5	75103	154,0
Uitvoer	14485	100	20917	144,5	36203	249,9
Binnenland	29118	100	32440	111,4	31724	109,0
Doordraai	5142	100	4907	95,4	7176	139,6

¹⁾ 1949 t/m 1952 = 100.

Bron: Samengesteld uit gegevens van het P.G.F.³⁾

¹⁾ Produktie wordt hier wegens de bestaande verplicht identiek gesteld met de totale veiling-aanvoer. We verwaarlozen de particuliere produktie in de zomermaanden.

²⁾ Jaargemiddelde over de periode 1957 t/m 1960.

³⁾ P.G.F.: Productschap voor Groenten en Fruit.

april, waarin sla onder glas wordt geteeld. In de maanden mei tot en met september, waarin het aanbod vrijwel volledig uit vollegrondsla bestaat, viel gedurende deze jaren aanzienlijk minder groei in de produktie waar te nemen. Door de genoemde ontwikkeling van de produktie in de maanden oktober tot en met april wordt thans het hele jaar door sla in aanzienlijke hoeveelheden op de Nederlandse veilingen aangevoerd.

De toename van de produktie werd vooral in het buitenland afgezet. De groeiende betekenis van de uitvoer wordt duidelijk geïllustreerd door de stijging van het export-aandeel in de totale afzet, van 29,7% in de periode 1949 t/m 1952 tot 48,2% in de jaren 1957 t/m 1960. In deze laatste periode overtrof de uitvoer zelfs het binnenlands verbruik.

TABEL 6.2. Relatieve verdeling van de sla-aanvoer op de Nederlandse veilingen (in tonnen) over uitvoer, binnenland en doordraai; vierjaarlijkse gemiddelden over 1949 t/m 1960.

	Produktie		Uitvoer	Binnenland	Doordraai
	ton	%	%	%	%
1949 t/m 1952	48744	100	29,7	59,7	10,5
1953 t/m 1956	58264	100	35,9	55,7	8,4
1957 t/m 1960	75103	100	48,2	42,2	9,5

Bron: Samengesteld uit gegevens van het P.G.F.¹⁾

Gerekend over het hele jaar is West-Duitsland verreweg de grootste buitenlandse afnemer; in de jaren 1949 t/m 1960 nam het 61% van de Nederlandse uitvoer voor zijn rekening. Het Verenigd Koninkrijk en België-Luxemburg namen in die periode 33% van de Nederlandse uitvoer op en het restant werd over een aantal landen in kleine hoeveelheden afgezet. De relatieve betekenis van België-Luxemburg nam af, die van het Verenigd Koninkrijk toe.

TABEL 6.3. Relatieve verdeling van de uitvoer van Nederlandse sla gemeten naar tonnen over de belangrijkste importlanden; vierjaarlijkse gemiddelden over de perioden 1949 t/m 1960

	1	2	3	4	5
1949 t/m 1952	100	60	17	22	1
1953 t/m 1956	100	63	11	20	6
1957 t/m 1960	100	60	20	11	9

1. Totale produktie.
2. West-Duitsland.
3. Verenigd Koninkrijk.
4. België-Luxemburg.
5. Overige landen.

¹⁾ Tenzij anders vermeld zijn de tabellen in dit hoofdstuk samengesteld uit gegevens van het Productschap voor Groenten en Fruit.

Sla wordt hoegenaamd niet industrieel verwerkt, zodat aan de industriële vraag geen aandacht hoeft te worden besteed. De vraaganalyse wordt hierdoor ongetwijfeld vergemakkelijkt.

De slamarkt vertoont een aantal eigenschappen, die in de inleiding van deze studie als belemmeringen voor een vraaganalyse werden aangemerkt.

Als eerste kenmerk willen wij vermelden, dat vraag en aanbod zich in bepaalde perioden van het jaar zeer snel ontwikkelen, wat vereist dat met recente gegevens wordt gewerkt. Wij zullen dan ook onze analyse grotendeels uitvoeren met gegevens van 1950 t/m 1960.

In de tweede plaats valt te wijzen op de grote betekenis van de uitvoer. Wij hebben gezien, dat de uitvoer op een beperkt aantal grote afnemers is geconcentreerd. Dit maakt een analyse van de uitvoer beter mogelijk. Niettemin laten de beschikbare gegevens slechts een beperkte exportanalyse toe.

Als laatste punt verdient het ingrijpen in de vrije prijsvorming aan de veilingen onze aandacht. Evenals bij veel andere tuinbouwprodukten, die via veilingen worden verkocht, bestaat voor sla een zogenaamde minimumprijsregeling. Deze regeling, waarvan de uitvoering in handen van het Centraal Bureau voor de Tuinbouwveilingen ligt, houdt in, dat sla aan de veiling boven een zekere minimumprijs per stuk moet worden verkocht. Is dit niet het geval, dan wordt de bewuste partij sla het eigendom van het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen – zij wordt „doorgedraaid”. Indien de marktomstandigheden dit toelaten, wordt aan dergelijke doorgedraaide tuinbouwprodukten een zinvolle bestemming gegeven, bij voorbeeld industriële verwerking, veevoeder. Bij sla is dit meestal onmogelijk en wordt het doorgedraaide produkt vernietigd. De eigenaar van de doorgedraaide sla ontvangt een vergoeding van 80 % van de minimumprijs voor sla van 1e kwaliteit en 60 % voor sla van 2e kwaliteit. De hiertoe benodigde gelden worden betrokken uit een minimumprijfonds, dat gefinancierd wordt uit een heffing op iedere krop sla, die via de veilingen wordt verkocht. De hoogte van de minimumprijs en van de heffing verschilt in diverse perioden van het jaar en wordt door een speciale commissie vastgesteld.

Aangezien de minimumprijs voor sla de functie heeft om de geldomzet op een zeker minimumniveau te handhaven, moet uit de grootte van de doordraai blijken, in hoeverre de produktie is aangepast aan de afzetmogelijkheden op een

TABEL 6.4. Maandelijks doordraai van sla in tonnen en in procenten van de totale aanvoer; gemiddelden over de perioden 1950 t/m 1960, 1953 t/m 1956 en 1957 t/m 1960

	April	Mei	Juni	Juli	Augustus
1950 t/m 1960					
in tonnen	603	2070	1775	592	277
in % van de aanvoer	4,7 %	11,1 %	25,1 %	12,8 %	5,8 %
1953 t/m 1956					
in tonnen	181	1698	1801	509	189
in % van de aanvoer	2,0 %	2,5 %	25,3 %	13,0 %	3,9 %
1957 t/m 1960					
in tonnen	1163	1817	1814	847	393
in % van de aanvoer	7,0 %	10,7 %	25,5 %	21,4 %	7,3 %

prijsniveau, hoger dan de minimumprijs. Voor de maanden, waarin doordraai relatief van betekenis is, te weten april t/m augustus, is deze in tabel 6.4 weer-gegeven.

In absolute cijfers is de doordraai het grootst in mei en juni. Relatief is zij in juni zó omvangrijk, dat men voor deze maand een structurele overproductie moet concluderen. Zowel in absolute grootte als in procenten van de totale aanvoer is de doordraai in de periode 1957 t/m 1960 groter dan in de jaren 1953 t/m 1956.

De produktiewijze, de afzetstructuur en de aard van het produkt verschillen binnen het jaar aanzienlijk van seizoen tot seizoen. De produktiekosten van sla, die in de wintermaanden wordt geoogst en geteeld is onder verwarmd glas, zijn uiteraard veel hoger dan die van de vollegrondsla, die in de zomermaanden wordt geoogst. Sla zal om die reden in de winter duurder moeten zijn dan in de zomer. De grotere zuigkracht van de buitenlandse markten in de maanden oktober t/m half mei in vergelijking met de maanden juni t/m september, bevordert dit prijsverschil. Een analyse van de vraag naar sla op grond van gegevens over een heel jaar is om genoemde redenen onbevredigend en wij zullen daarom de vraag- en prijsvorming binnen bepaalde seizoenen afzonderlijk analyseren.

In zijn voorbeschouwingen ¹⁾ over de ontwikkelingen van de slamarkt maakt het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen de volgende indeling naar seizoenen:

maart t/m half mei – de periode van de voorjaarssla –, half mei t/m eind oktober – de periode van de zomersla –, november t/m februari – herfst- en wintersla.

Door VAN SOEST en KEMMERS (1959, p. 109 e.v.) is een meer verfijnde indeling gegeven. Zij onderscheidden voor 1 november–15 mei zeven perioden, waarbij de buitenlandse marktsituatie, vooral die op de West-Duitse markt, als criterium diende:

1–20 november: Einde van de produktie van natuursla in West-Europa. De natuursla van Zuid-Europa (Italië, Zuid-Frankrijk en Spanje) is nog niet aan de markt.

20 november–31 december: Nederlandse glassla en Franse natuursla, de belangrijkste produkten op de internationale markt.

1 januari–15 februari: Naast Nederland voeren Frankrijk en Spanje sla aan op de West-Duitse markt.

15 februari–20 maart: Italië de belangrijkste aanbieder op de West-Duitse markt.

20 maart–10 april: Italiaans aanbod neemt af, het Nederlandse toe op de West-Duitse markt.

10 april–1 mei: Nederland de belangrijkste aanbieder op de West-Duitse markt.

1 mei–15 mei: Nederland domineert sterk in de West-Duitse markt.

Dit schema van VAN SOEST en KEMMERS is voor ons onderzoek te genuanceerd, aangezien voor een statistische analyse voldoende gegevens ontbreken. Wij zullen voor ons onderzoek gebruik maken van een enigszins gewijzigde en

¹⁾ Publicaties over de te verwachten marktontwikkeling die vóór ieder seizoen door het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen worden uitgebracht.

uitgebreide versie van de indeling, die door het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen wordt gebezigd:

Januari, februari

Aanbod van sla, geteeld onder sterk verwarmd glas. Winterteelt.

September, oktober

Aanbod van sla, geteeld in de volle grond en onder koud glas. Nazomer, herfst.

Maart, april, mei

Aanbod van sla, geteeld onder licht verwarmd en koud glas. In mei vooral vollegronddsla. Voorjaarsperiode

November, december

Aanbod van sla, geteeld onder koud of verwarmd glas. Herfst winter.,

Juni, juli, augustus

Aanbod van sla, geteeld in de vollegrond. Zomerperiode.

De wijzigingen ten opzichte van de indeling, die door het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen wordt gevolgd, zijn een verdere onderverdeling van de periode september t/m februari.

De redenen hiertoe zijn reeds summier in het schema vermeld en worden uitvoeriger belicht in de beschrijving van de slamarkten voor de betreffende seizoenen in het vervolg van dit hoofdstuk. Ook deze indeling is tot op zekere hoogte arbitrair en we hebben daarom getracht binnen de gekozen perioden de analyse per maand uit te voeren.

In 4.7 is vermeld, dat voor het vaststellen van seizoensinvloeden in vraaganalyses uit tijdreeksen door BROWN, GOLLNICK en FOYTICK, methoden zijn uitgewerkt, die het overbodig maken om de vraag per seizoen te analyseren. Wij hebben er echter op gewezen, dat naar onze mening deze methoden niet geschikt zijn voor analyses, wanneer de marktverhoudingen binnen het jaar sterk verschillen. In dit sla-onderzoek zullen deze methoden daarom niet worden gebruikt.

Hoewel er kwaliteitsverschillen voorkomen tussen vollegrondssla en de op diverse wijzen geteelde sla onder glas, menen wij dat de overeenkomst van deze op uiteenlopende wijzen geteelde sla zo groot is, dat een uitsplitsing van de vraag voor deze soorten sla afzonderlijk niet nodig is; onze analyse per seizoen ontloopt eventuele problemen in dit opzicht, doordat per seizoen meestal een bepaald type sla domineert. Ook aan het feit, dat sla op de veiling in verschillende sorteringen wordt verkocht, zullen we in ons onderzoek geen aandacht schenken, omdat de gegevens hiertoe ontbreken. Deze verwaarlozing is naar onze mening niet ernstig, omdat er een nauwe samenhang tussen de prijsniveau's van de diverse sorteringen bestaat.

De gegevens, waarmee we onze analyses in de volgende paragrafen hebben uitgevoerd, zijn ontleend aan statistieken van het Produktschap voor Groenten en Fruit, het Centraal Bureau van de Statistiek en het Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen. Gegevens betreffende produktie, prijzen en doordraai hebben betrekking op de veilingaanvoer en zijn ontleend aan de statistieken van het Produktschap voor Groenten en Fruit. Hieruit werd de gemiddelde consumptie per hoofd als volgt berekend:

(Produktie – Doordraai – Uitvoer) / Bevolking

Gegevens betreffende de uitvoer zijn ontleend aan gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek zoals deze in de statistieken van het Produktschap

voor Groenten en Fruit zijn opgenomen. Ook aan de veilingen wordt door de kopende handelaren opgegeven, welk gedeelte van de aankopen voor uitvoer bestemd is, hetgeen echter geen zekerheid biedt, dat de uitvoer daadwerkelijk plaats vindt. De gegevens van het C.B.S. betreffen waarne mingen aan de grens en zijn in dit opzicht dus wel correct. Bovendien zijn de uitv oergegevens van het C.B.S. nader uitgewerkt naar land van bestemming, hetgeen niet geldt voor de uitvoergegevens, die op de veilingen zijn verzameld.

Als eenheid van produktie en consumptie werd de kg gekozen. Deze opmerking lijkt op het eerste gezicht overbodig, maar vraagt nadere toelichting, omdat sla meestal per stuk wordt verhandeld. Het gewicht per stuk varieert in de diverse seizoenen van het jaar en is bijvoorbeeld in de wintermaanden aanzienlijk kleiner dan in de zomer. Door onze analyse per seizoen is dit probleem te vermijden, omdat voor een bepaald seizoen van jaar tot jaar eenzelfde gewicht per stuk geldt en zo de resultaten niet door gewichtsverschillen/stuk gedurende het jaar worden beïnvloed.¹⁾ Aangezien de meeste statistieken in kg waren uitgewerkt, is het dus niet noodzakelijk om deze voor ons onderzoek tot stuks te herleiden.

De gegevens ten aanzien van produktie, binnenlands verbruik en prijzen hebben betrekking op veilingverkopen. Omdat de binnenlandse consument zijn gedrag afstemt op de kleinhandelsprijs, hebben we een slotparagraaf gewijd aan de marge en haar invloed op de verschillen in prijselasticiteit in de groot- en kleinhandelsmarkt. Door het ontbreken van voldoende materiaal op nationaal niveau moest hier met cijfers van de groothandels- en kleinhandelsmarkt in Amsterdam worden gewerkt.

6.2. DE SLAMARKT IN JANUARI EN FEBRUARI

6.2.1. *Beschrijving van de markt*

Het aanbod. Het aanbod van sla in Nederland is in de maanden januari en februari gering vergeleken met voorjaar en zomer. De teelt vindt plaats in verwarmde kassen en bakken – in eerstgenoemden als voorteelt van tomaten – en gaat met hogere kosten gepaard dan die onder onverwarmd glas en in de volle grond. Niettemin valt een zeer grote uitbreiding van het aanbod van sla aan de veilingen waar te nemen, nl. van 20,5 resp. 42,8 ton in januari, resp. februari 1950 tot 2069, – resp. 1642, – ton in 1960. Deze toename is toe te schrijven aan:

- a. de gunstige prijzen voor de wintersla.
- b. de goede financiële resultaten van de stooktomatenteelt, die een aanzienlijke uitbreiding van de oppervlakte verwarmd glas tot gevolg had.

De schatting van de correlatiecoëfficiënt tussen de oppervlakte staand verwarmd glas in een bepaald jaar en de tomatenprijs per kg in het daaraan voorafgaande jaar bedroeg in de periode 1950-'58 $+ 0,83$. De grootte van het sla-aanbod is voor de wintermaanden als volgt uit de grootte van de oppervlakte verwarmd staand glas en de hoogte van de prijs van wintersla in het voorafgaande jaar te verklaren.

¹⁾ De omrekeningsfactor van stuks naar kg is voor bepaalde seizoenen van het jaar met ingang van 1960 gewijzigd. Aangezien dit de laatste waarneming uit onze reeks van 1948 t/m 1960 betreft, hebben wij de oude normen aangehouden.

$$x_3 = +0,965 y_2 + 2,993 x_{15} \quad R^2 = 0,93$$

$$(\pm 0,489) \quad (\pm 0,396)$$

x_3 = log van het aanbod van sla in januari + februari in t ; ton
(Bron: P.G.F. ¹⁾)

y_2 = log van de prijs van sla in januari + februari in $t - 1$; gld/100 kg
(Bron: P.G.F.)

x_{15} = log van de oppervlakte verwarmd staand glas in t in ha
(Bron: Landbouwcijfers L.E.I.)

Gegevens over de periode 1950 t/m 1959; variabelen in afwijking van hun gemiddelden.

De prijs van andijvie, een mogelijk concurrerend gewas voor het beschikbare areaal, bleek geen invloed uit te oefenen op de produktie-omvang van winter-sla. De hoge waarde van de coëfficiënt van x_{15} suggereert, dat de slaproduktie met 2,99 % toeneemt bij een uitbreiding van het glasareaal met 1 %. Bij volledige benutting van het beschikbare areaal in het voorafgaande jaar is dit uiteraard onmogelijk. Een andere produktiestimulerende factor evenwel, een factor die moeilijk meetbaar is, te weten het vervroegen van de sla- en tomatenteelt door intensievere verwarming, heeft eveneens een trendmatig karakter in de periode 1950-1958 en verhoogt aldus de waarde van de coëfficiënt van x_{15} .

In tegenstelling tot de aanbodsontwikkeling op lange termijn is de grootte van het aanbod binnen deze maanden als gegeven te beschouwen; we zien hierbij af van de mogelijke vervroeging van de produktie die nog binnen deze maanden door opvoeren van de verwarming wordt bewerkstelligd als reactie op de prijsveranderingen in deze maanden.

Ondanks de vrij snelle stijging van de produktie ontstond tot dusverre nog geen situatie van overproduktie, hoewel geleidelijk de onverzadigdheid van de markt begint af te nemen. Een symptoom hiervan is het feit, dat sinds 1958 ook reeds in deze wintermaanden enige doordraai is opgetreden.

De afzet. Sla is in deze periode van het jaar een van de weinige fijne bladgroenten in de markt van verse groenten; andere fijne verse wintergroenten zijn spruiten en witlof. De wijze van verbruik wijkt bij deze laatstgenoemde groenten nogal af van die van sla; dit doet vermoeden dat de substitutie van sla door deze produkten beperkt is.

TABEL 6.5. Het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in januari en februari en zijn bestemming over uitvoer, binnenland en doordraai; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
	1	2	3	4		1	2	3	4		1	2	3	4	
Januari	77	100	17	83	0	240	100	63	37	0	1617	100	86	10	4
Februari	95	100	10	90	0	225	100	41	59	0	1186	100	66	34	0

1: Aanbod in ton en %.

2: Uitvoer in % van het aanbod.

3: Binnenland in % van het aanbod.

4: Doordraai in % van het aanbod.

¹⁾ Productschap voor Groenten en Fruit.

Met de groei van de slaproductie zijn in het afzetpatroon belangrijke wijzigingen opgetreden. Werd de produktie rond 1950 grotendeels in het binnenland afgezet, in de laatste jaren was de uitvoer verreweg het belangrijkste.

De uitvoer. Zoals uit tabel 6.5 blijkt, is in de periode 1949–1960 het afzetpatroon gewijzigd, waarbij de uitvoer zowel absoluut als relatief een steeds meer dominerende plaats is gaan innemen. De uitvoer vindt voornamelijk plaats naar het Verenigd Koninkrijk, West-Duitsland en België-Luxemburg (tabel 6.6). Het Verenigd Koninkrijk is in deze maanden duidelijk de belangrijkste afnemer, hoewel de uitvoer naar West-Duitsland aanzienlijk is toegenomen en in de laatste jaren, vooral in januari, ook relatief van betekenis is geworden.

TABEL 6.6. De relatieve verdeling van de Nederlandse sla-uitvoer, gemeten in tonnen, in januari en februari over de belangrijkste importlanden; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
	1	2	3	4		1	2	3	4		1	2	3	4	
Januari	13	100	12	54	35	150	100	17	62	4	1386	100	31	47	11
Februari	10	100	13	85	3	92	100	1	67	2	777	100	18	60	6

1: Totale uitvoer in ton en %.

2: West-Duitsland in % van de totale uitvoer.

3: Verenigd Koninkrijk in % van de totale uitvoer.

4: België/Luxemburg in % van de totale uitvoer.

Het Nederlandse aandeel in de West-Duitse import is tijdens deze maanden, waarin de import uit de Zuid Europese landen overweegt, van ondergeschikt belang. Voor het Verenigd Koninkrijk is Nederland een van de belangrijkste exporteurs.

Het binnenlands verbruik. Het binnenlandse verbruik vertoont in de periode 1949 t/m 1960 een trendmatige groei, ofschoon het nog aanzienlijk beneden het niveau van de overige maanden van het jaar ligt. Het binnenlands prijsniveau is in deze maanden hoog vergeleken bij de andere maanden van het jaar en een algemene verandering in de consumptiegewoonten los van de inkomensveranderingen, lijkt, gezien dit hoge prijsniveau, niet waarschijnlijk. De trend in het binnenlands verbruik mag ons inziens dan ook worden toegeschreven aan de groei van het voor consumptie beschikbare inkomen per hoofd.

6.2.2. *Het krachtspel in de slamarkt*

De samenhang tussen de vraag en de factoren, welke haar beïnvloeden, zijn in figuur 7 weergegeven. De belangrijkste invloeden zijn door getrokken lijnen, de ons inziens secundaire door gestippelde lijnen uitgebeeld. Veranderingen in het aanbod zullen ceteris paribus een belangrijke invloed op de prijs uitoefenen. De grootte van het aanbod wordt binnen het tijdvak in kwestie vrijwel niet door het prijsniveau in de slamarkt beïnvloed en wordt in onze analyse als exogeen beschouwd.

De uitvoer is afhankelijk van de vraagontwikkeling in de importlanden, de omvang van hun eigen produktie en de grootte van de import uit andere landen.

[illegible]

De veranderingen in het binnenlands verbruik worden enerzijds beïnvloed door de wijzigingen in de consumptie per hoofd, anderzijds door de veranderingen in de bevolkingsgrootte. In deze maanden bleek voor de periode 1948-1958 99% van de veranderingen in de totale consumptie aan veranderingen in het verbruik per hoofd der bevolking te kunnen worden toegeschreven.¹⁾ De verandering in de omvang van de bevolking had geen grote invloed op de veranderingen in de consumptie.

Een stijging van het binnenlands verbruik van sla, die niet het gevolg is van prijsveranderingen, zou tot een hogere slaprijs moeten leiden. Een dergelijke invloed lijkt ons echter in de onderhavige periode van ondergeschikt belang,

Meded. Landbouwhogeschool, Wageningen **62** (3), 1-133 (1962)

omdat de groei van de binnenlandse vraag relatief van veel minder betekenis is dan die van het aanbod en de uitvoer.

6.2.3. *Het model*

Op grond van het beschreven krachtspel in de sla-markt komen we tot het volgende vraagmodel.

- | | |
|---|---|
| (6.2.1) $y_{1,i} = f(y_{5,i}, x_{2,i}, x_{4,i})$
$i = 1, 2, 3$ | $y_{1,i}$ = de Nederlandse uitvoer van sla naar importland i (i = respectievelijk West-Duitsland, Verenigd Koninkrijk, België-Luxemburg) |
| (6.2.2) $y_1 = \sum_{i=1}^3 y_{1,i}$ | y_1 = de Nederlandse uitvoer van sla |
| (6.2.3) $y_2 = f(y_1, x_3)$ | y_2 = de slaprijs in Nederland |
| (6.2.4) $y_3 = f(y_2, x_1, x_5)$ | y_3 = de binnenlandse consumptie per hoofd |
| | x_1 = het voor consumptie beschikbare inkomen per hoofd in Nederland |
| | $x_{2,i}$ = het voor consumptie beschikbare inkomen in importland i |
| | x_3 = het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen |
| | $x_{4,i}$ = de sla-import van importland i uit andere landen dan Nederland |
| | x_5 = de prijsindex van groenten als totaal in Nederland |
| | $y_{5,i}$ = de prijs van sla in importland i |

Oplossing van het model in deze vorm stuit op een aantal moeilijkheden, zodat enkele wijzigingen noodzakelijk zijn.

a) Gegevens per maand van $x_{4,i}$ de import van land i uit andere landen dan Nederland, zijn ons voor de periode 1950 t/m 1960 niet bekend; hetzelfde geldt voor $y_{5,i}$, de prijzen in deze landen. De uitvoer naar de landen West-Duitsland, Verenigd Koninkrijk en België-Luxemburg is voor ieder land afzonderlijk betrekkelijk gering, zodat toevalselementen vaak een relatief belangrijke rol spelen bij het tot stand komen van de uitvoer.

Derhalve heeft het ons inziens weinig zin om de exportvraagfunctie te schatten, ofschoon tussen de groei van de uitvoer en die van het inkomen in de importlanden een zekere correlatie kon worden vastgesteld. Wel krijgt men de indruk bij vergelijking van gegevens over de import in West-Duitsland uit Nederland en andere landen, dat sinds 1958 de concurrentie van andere landen de grootte van de Nederlandse uitvoer gaat beïnvloeden.

b) Tussen de variabelen y_1 en x_3 , de uitvoer en de totale produktie, bestaat een nauwe samenhang, omdat beide in de jaren 1948–1960 een trendmatige groei hebben doorgemaakt. Het verband tussen beide kan in de volgende regressievergelijking tot uiting worden gebracht:

$$y_1 = 0,780 \quad x_3 - 46,406 \quad (r^2 = 0,97) \quad y_1 \text{ en } x_3 \text{ in tonnen; niet in logaritmen} \\ (\pm 0,120) \quad \text{(Periode januari + februari 1948 t/m 1960)}$$

Dat dit verband voortkomt uit de trend in beide factoren valt op te maken uit regressie van y_1 en x_3 op de factor tijd:

Januari

$$x_3 = 1,818 x_7 \quad (r^2 = 0,83)$$

$$y_1 = 2,410 x_7 \quad (r^2 = 0,86)$$

$$x_7 = \text{logaritme van de tijd; } 1950 = 1, 1951 = 2 \dots$$

x_3 = logaritme van de sla-productie in tonnen

Variabelen in afwijkingen van hun gemiddelden.

Februari

$$x_3 = 1,482 x_7 \quad (r^2 = 0,84)$$

$$y_1 = 2,646 x_7 \quad (r^2 = 0,94)$$

In 4.4.1 hebben we opgemerkt, dat de statistische moeilijkheden, die voortkomen uit een correlatie tussen de twee verklarende variabelen, productie en uitvoer in de prijsvergelijking kunnen worden ondervangen door introductie van de factor tijd, x_7 als verklarende variabele; deze werkwijze zullen wij hier volgen.

c) Zoals in de inleiding van dit hoofdstuk werd vermeld, zijn de gegevens betreffende de prijzen veilingnoteringen.

In verband met het feit, dat mindere kwaliteiten in het algemeen niet worden uitgevoerd, zal de gemiddelde prijs over de uitgevoerde hoeveelheden niet gelijk zijn, in casu hoger zijn, dan de gemiddelde prijs van sla, die in het binnenland wordt afgezet. Het lijkt ons echter verantwoord om tussen beide eerderbedoelde prijzen in de onderhavige periode een vaste samenhang te veronderstellen, waardoor wij ook kunnen afzien van het onderscheid tussen beide prijzen, doordat wij de variabelen niet absoluut maar in hun logaritmen uitdrukken. Het maakt dan afgezien van een constante geen verschil of wij de gemiddelde veilingprijs over de totale veilingafzet dan wel over de binnenlandse afzet in onze beschouwingen betrekken.¹⁾

Ook bij deze werkwijze, die wij hier zullen volgen, blijft gelden, dat in de prijs die hier wordt gebruikt, de marge niet is verdisconteerd. De gegevens in de kleinhandelmarkt zijn te beperkt om op grond daarvan vraagstudies voor sla te verrichten. We zullen echter in 6.7 nader terugkomen op de invloed van de marge op het vraaggedrag van de binnenlandse consument.

Wij veronderstellen, dat de functies lineair zijn in de logaritmen en specificeren het vraagmodel statistisch als volgt:

$$(6.2.5) \quad y_2 \cong \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} x_7 + \alpha_{1,2} x_3 + \alpha_{1,3} y_1 + \sigma \chi_T$$

$$E(y_2 | y_1 = y_1) = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} x_7 + \alpha_{1,2} x_3 + \alpha_{1,3} E(y_1 | y_1 = y_1)$$

$$(6.2.6) \quad y_3 \cong \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} x_1 + \alpha_{2,2} y_2 + \alpha_{2,3} x_5 + \sigma \chi_T$$

$$E(y_3 | y_2 = y_2) = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} x_1 + \alpha_{2,2} E(y_2 | y_2 = y_2) + \alpha_{2,3} x_5$$

Volgens deze specificatie leidt schatting van deze vergelijkingen volgens de methode der kleinste kwadraten tot zuivere en doeltreffendste schatters van $E(y_2 | y_1 = y_1)$ en $E(y_3 | y_2 = y_2)$.

6.2.4. De gegevens

y_1 = logaritme van de Nederlandse sla-uitvoer in ton (Bron: C.B.S.²⁾;
gegevens, zoals verzameld door het P.G.F.³⁾).

y_2 = logaritme van de gedefleerde veilingprijs van sla in ct per kg. (Bron: P.G.F.). Deflator: Prijsindex van de kosten van levensonderhoud (Bron: C.B.S. Maandschrift)

y_3 = logaritme van de Nederlandse slaconsumptie per hoofd in grammen (Bron: P.G.F.).

¹⁾ Immers, indien $a \cdot p$ (binnenland) = p (veiling), dan geldt tevens $\log p$ (veiling) = $\log p$ (binnenland) + $\log a$.

²⁾ C.B.S. = Centraal Bureau voor de Statistiek.

³⁾ P.G.F. = Productschap voor Groenten en Fruit.

x_1 = logaritme van het voor consumptie beschikbare gedefleerde inkomen per hoofd van de Nederlandse bevolking in gld. (Bron: C.B.S. Jaarrekeningen in: Statistische en Econometrische onderzoeken). Deflator: Prijsindex van de kosten van levensonderhoud. (Bron: C.B.S. Maandschrift).

x_3 = logaritme van de Nederlandse sla-aanvoer op de veilingen in ton (Bron: P.G.F.).

x_5 = logaritme van de prijsindex voor groente als geheel (Bron: P.G.F.).

x_7 = logaritme van de factor tijd 1948 = 1, 1949 = 2, enz.

6.2.5. Resultaten

Het model werd uit tijdreeksgegevens over verschillende perioden geschat volgens de methode der kleinste kwadraten. Van de verkregen resultaten kunnen we nu het volgende overzicht geven.

Periode 1948–1958. Gegevens over de periode januari en februari als een geheel.

In de jaren 1948 en 1949 is de uitvoer van te verwaarlozen grootte, zodat voor deze periode geen vergelijking werd geschat, waarin de prijs uit aanbod en uitvoer wordt verklaard. De geschatte vergelijking voor het binnenlands verbruik per hoofd luidde ¹⁾:

$$(6.2.7) \quad y_3 = 2,594 x_1 - 0,297 y_2 - 0,158 \quad (R^2 = 0,33) \\ (\pm 0,876) \quad (\pm 0,386)$$

De veranderingen in inkomen en prijs verklaren slechts een zeer beperkt gedeelte van de variantie in y_3 , het binnenlands verbruik van sla per hoofd van de bevolking.

De invloed van het inkomen wijkt statistisch betrouwbaar van nul af en de inkomenselasticiteit is hoog, 2,59. De prijselasticiteit —0,30 heeft het gewenste teken, maar wijkt niet statistisch betrouwbaar af van nul.²⁾ Voorspellingen van het binnenlands verbruik op grond van deze vraagvergelijking is, gezien de geringe maat van aanpassing ($R^2 = 0,33$), onmogelijk.

Periode 1950–1958. Gegevens over de periode januari en februari als een geheel.

De resultaten der berekeningen over de periode 1948–1958 waren niet erg bevredigend. Het is mogelijk, dat de jaren 1948 en 1949 nog als naoorlogs en dus als abnormaal moeten worden beschouwd, zowel wat betreft de produktie als het verbruik van sla in de wintermaanden. Eveneens was in die jaren de uitvoer van geen belang. Om die reden zijn de berekeningen herhaald voor de periode 1950–1958, met als resultaat:

$$(6.2.8) \quad y_2 = 0,856 x_7 - 0,287 x_3 - 0,003 y_1 + 2,043 \quad (R^2 = 0,16) \\ (\pm 0,516) \quad (\pm 0,209) \quad (\pm 0,0383)$$

$$(6.2.9) \quad y_3 = 2,766 x_1 - 0,169 y_2 - 7,552 \quad (R^2 = 0,31) \\ (\pm 1,094) \quad (\pm 0,442)$$

¹⁾ De variabele x_5 bleek van geen betekenis en is in geen der vermelde regressievergelijkingen opgenomen.

²⁾ In dit hoofdstuk is, tenzij anders vermeld, de statistische betrouwbaarheid getoetst op het 5% tweezijdig betrouwbaarheidsniveau.

Ten opzichte van vergelijking (6.2.7) is de verklaring van het slaverbruik per hoofd in (6.2.9) niet verbeterd. De inkomensinvloed wijkt statistisch betrouwbaar van nul af en de inkomenselasticiteit 2,76 is iets hoger dan die welke in vergelijking (6.2.7) werd vastgesteld. De invloed van de prijs is ook hier niet statistisch betrouwbaar. Evenmin geeft vergelijking (6.2.8) een verklaring van de prijsverandering; hoewel de coëfficiënten van x_7 en x_3 het verwachte teken hebben, wijken zij niet statistisch betrouwbaar af van nul.

Periode 1948–1958. Maanden januari en februari afzonderlijk beschouwd.

Eén der oorzaken van de beperkte informatie, die we uit de vergelijkingen (6.2.7), (6.2.8) en (6.2.9) hebben verkregen, kan gelegen zijn in het feit, dat we de gegevens van januari en februari, waarin de slamarkt verschillen vertoont, hebben samengevoegd. Immers het binnenlands verbruik ligt in februari hoger (tabel 6.5); het relatieve aandeel van de export in de totale afzet is in januari meer gegroeid dan in februari.

Een schatting van de vraagvergelijking voor de maanden januari en februari afzonderlijk gaf de volgende resultaten:

Januari:

$$(6.2.10) \quad y_3 = 2,014 x_1 - 1,087 y_2 - 3,373 \quad (R^2 = 0,54) \\ (\pm 1,140) \quad (\pm 0,459)$$

Februari:

$$(6.2.11) \quad y_3 = 2,871 x_1 + 0,478 y_2 - 6,629 \quad (R^2 = 0,60) \\ (\pm 0,882) \quad (\pm 0,505)$$

Het valt op, dat de maat van aanpassing (R^2) veel hoger is dan in de voorgaande resultaten. De inkomenselasticiteiten zijn in beide maanden hoog; de waarde in februari ligt boven, die van januari beneden de waarde, welke we in vergelijking (6.2.9) vaststelden. De prijsinvloed is in de maand januari statistisch betrouwbaar en de waarde van $-1,087$ voor de prijselasticiteit wijst erop, dat de vraag prijselastisch is. Daarentegen kregen we voor februari een onwaarschijnlijk en statistisch onbetrouwbaar resultaat voor de invloed van de prijs.

Periode 1950–1958. De maanden januari en februari afzonderlijk beschouwd.

Om reeds genoemde redenen werd ook voor de periode 1950–1958 het vraagmodel voor de maanden afzonderlijk geschat, met als resultaat:

Januari:

$$(6.2.12) \quad y_2 = 2,383 x_7 - 0,494 x_3 + 0,004 y_1 + 1,212 \quad (R^2 = 0,87) \\ (\pm 0,325) \quad (\pm 0,122) \quad (\pm 0,019)$$

$$(6.2.13) \quad y_3 = 2,297 x_1 - 1,153 y_2 - 4,344 \quad (R^2 = 0,46) \\ (\pm 1,614) \quad (\pm 0,692)$$

Februari:

$$(6.2.14) \quad y_2 = 0,608 x_7 + 0,629 x_3 - 0,419 y_1 + 0,903 \quad (R^2 = 0,26) \\ (\pm 1,572) \quad (\pm 0,709) \quad (\pm 0,691)$$

$$(6.2.15) \quad y_3 = 3,066 x_1 - 1,057 y_2 - 6,516 \quad (R^2 = 0,67) \\ (\pm 0,953) \quad (\pm 0,760)$$

Ook voor deze periode werd een betere verklaring van vraag- en prijsveranderingen verkregen door een afzonderlijke beschouwing van de maanden januari en februari – zie de waarden van R^2 –. De prijsvergelijking in januari laat een veel betere aanpassing zien dan die in februari. De tekens der coëfficiënten zijn in januari zoals we zouden verwachten. Opvallend lijkt de lage waarde van de coëfficiënt van de factor export, die niet statistisch betrouwbaar van nul afwijkt. Dit betekent echter niet, dat de invloed van de uitvoer op de prijs te verwaarlozen is, immers de coëfficiënt van de factor tijd, dus de invloed van een trend zowel in de produktieuitbreiding als in de toename van de uitvoer is positief en statistisch betrouwbaar, waardoor de prijsstimulerende werking van de uitvoer duidelijk wordt gedemonstreerd. In vergelijking (6.2.14) van februari is de coëfficiënt van de factor tijd kleiner. Schommelingen in het aanbod, los van trendmatige veranderingen, hebben voor januari een negatieve invloed op de prijs hoogte; voor februari kon dit niet worden vastgesteld. De coëfficiënten van de Nederlandse prijs y_2 in de vraagvergelijkingen (6.2.13) en (6.2.15) hebben het gewenste teken en we merken op, dat prijs-elasticiteiten van $-1,15$ en $-1,06$ voor januari en februari werden geschat die dus hoger waren dan de geschatte waarden voor de periode 1948–1958.

Periode 1950–1960. Januari en februari afzonderlijk beschouwd.

De periode 1948–1958 was gekenmerkt door een zeer snelle groei van de produktie, uitvoer en het binnenlands verbruik. Deze trendmatige stijging heeft in de laatste drie jaren relatief niet meer in die mate doorgezet. De voorgaande conclusies zijn dus gebaseerd op een situatie, die gedeeltelijk niet meer actueel is. Hierdoor verliezen vooral de prijsvergelijkingen aan informatieve waarde. Om deze redenen werden voor hetzelfde model de berekeningen herhaald met gegevens over de periode 1950–1960. De resultaten hiervan waren:

Januari:

$$(6.2.16) \quad y_2 = 0,194 x_7 - 0,843 x_3 + 0,570 y_1 + 2,778 \quad (R^2 = 0,66) \\ (\pm 0,102) \quad (\pm 0,170) \quad (\pm 0,156) \quad d = 2,341^1)$$

$$(6.2.17) \quad y_3 = 3,552 x_1 - 1,714 y_2 - 6,973 \quad (R^2 = 0,73) \\ (\pm 0,967) \quad (\pm 0,467) \quad d = 2,773$$

Februari:

$$(6.2.18) \quad y_2 = -0,745 x_7 - 0,764 x_3 + 0,728 y_1 + 3,180 \quad (R^2 = 0,30) \\ (\pm 0,601) \quad (\pm 0,482) \quad (\pm 0,484) \quad d = 0,041$$

$$(6.2.19) \quad y_3 = 4,405 x_1 - 1,616 y_2 - 9,453 \quad (R^2 = 0,81) \\ (\pm 0,749) \quad (\pm 0,702) \quad d = 1,486$$

De resultaten wijken in een aantal punten af van de voorgaande resultaten. De aanpassing van de vergelijkingen is met uitzondering van de vraagvergelijking in januari beter. Bij (6.2.16) en (6.2.18) springt meteen in het oog, dat de positieve invloed van de factor tijd, dus de trend in produktie en uitvoer, aanzienlijk is verminderd, voor februari zelfs negatief is geworden en niet statistisch betrouwbaar van nul afwijkt. De invloed van veranderingen in het aanbod en de uitvoer komen nu meer in de coëfficiënten van x_3 , het aanbod, en y_1 , de uitvoer, tot uitdrukking.

De coëfficiënten van de factor produktie, de prijsflexibiliteitscoëfficiënten,

¹⁾ d is de Durbin-Watson statistiek; zie 4.4.2.

zijn voor januari en februari $-0,84$, respectievelijk $-0,76$. De coëfficiënten van de factor uitvoer bedragen $+0,57$ en $+0,73$. Uit de waarde van deze coëfficiënten mag worden geconcludeerd, dat de uitvoer in januari met ca. $1\frac{1}{2}\%$ zal moeten stijgen bij een toename van het aanbod met 1% , wil prijsdaling worden voorkomen. Ook voor februari lijkt een op zijn minst relatief evenredige groei van de uitvoer ten opzichte van het aanbod noodzakelijk om prijsdaling tegen te gaan, hoewel de statistische onbetrouwbaarheid van de resultaten in (6.2.18) geen dergelijke conclusie toestaat.¹⁾ Zowel inkomensstijging als prijsdaling zullen de binnenlandse vraag nog aanzienlijk doen stijgen; het is opmerkelijk, dat de inkomenselasticiteiten alsook de prijselasticiteiten van de binnenlandse vraag in de periode 1950–1960 groter zijn dan in de geschatte vergelijkingen over de perioden 1948–1958 en 1950–1958.

6.2.6. Samenvatting

De toename van het aanbod van sla was in januari en februari van 1948 t/m 1960 zeer groot, echter de groei van de uitvoer was relatief nog belangrijker. Als gevolg van deze groei in de uitvoer valt dan ook gedurende de periode 1950–1958 een stijging van de prijzen waar te nemen, ondanks de uitbreiding van het aanbod. Dit blijkt onder meer uit de positieve waarden van de coëfficiënten van de factor tijd x_7 in de regressievergelijkingen. Deze waarde is groter voor januari, waarin de groei van de export zowel absoluut als relatief het sterkst is (jan. 2,383, febr. 0,608, jan. en febr. 0,856).

Sinds 1958 is de trend in de ontwikkeling van produktie en uitvoer afgezwakt. Een analyse van de gegevens over de periode 1950–1960 leverde dan ook kleine, statistisch niet betrouwbaar van nul afwijkende waarden op voor de coëfficiënten van x_7 (de factor tijd, die de invloed van de trend in produktie en uitvoer op de prijs uitbeeldt). De coëfficiënten van x_3 en y_1 , produktie en export hebben voor de periode 1950–1960 absolute waarden van dezelfde orde van grootte en tegengesteld teken en zij leiden tot de conclusie, dat produktieuitbreiding minstens door een relatief ongeveer gelijke exporttoename moet worden gevolgd, wil geen prijsdaling optreden.

Enige bufferwerking tegen eventuele prijsdaling bij sterke produktieuitbreiding zal door de binnenlandse vraag worden uitgeoefend, doordat de prijszowel als de inkomenselasticiteiten van de binnenlandse vraag zeer hoog zijn. Gezien het aandeel van het binnenlands verbruik in de totale afzet, zal een dergelijke bufferwerking van ondergeschikte betekenis zijn, indien de produktie in dezelfde mate als gedurende 1950–1960 blijft stijgen. Het vraaggedrag van de binnenlandse consument kan worden samengevat in het volgende overzicht van de geschatte inkomens- en prijselasticiteiten.

TABEL 6.7. Geschatte inkomens- en prijselasticiteiten voor januari en februari

Periode	ε_y : Inkomenselasticiteit			ε_p : Prijselasticiteit		
	1948 t/m '58	1950 t/m '58	1950 t/m '60	1948 t/m '58	1950 t/m '58	1950 t/m '60
Jan. + febr.	2,59	2,76	—	—	—	—
Januari	2,01	2,30	3,55	— 1,08	— 1,15	— 1,71
Februari	2,87	3,07	4,41	—	— 1,06	— 1,62

¹⁾ De lage waarde van d , de Durbin-Watson statistiek, wijst op de aanwezigheid van autocorrelatie in de toevalstermen voor februari.

Het valt op, dat de waarden van de prijs- en inkomenselasticiteiten toenemen, naarmate de periode van onderzoek recenter is. Sla was in de jaren 1950 in deze maanden een exclusief produkt, hetgeen blijkt uit de zeer geringe binnenlandse consumptie per hoofd. De aanzienlijke produktieuitbreidingen in de daarop volgende jaren, voornamelijk gestuwd door de gunstige uitvoermogelijkheden, hebben ook het binnenlands verbruik doen toenemen. In bredere consumentenlagen is hierdoor de belangstelling gegroeid voor sla. Deze omstandigheid en de verbetering van de kwaliteit van het produkt zijn oorzaken voor de scherpere reactie van de vraag op prijs en inkomensveranderingen in 1950 t/m 1960 vergeleken met 1950–1958, respectievelijk 1948–1958.¹⁾

De aanpassing van de geschatte vergelijkingen is te gering om de toekomstige prijs en de binnenlandse consumptie betrouwbaar te kunnen schatten.

6.3. DE SLAMARKT IN MAART, APRIL EN MEI

6.3.1. Beschrijving van de markt

Het aanbod. Hoewel de produktie van sla de laatste jaren aanzienlijk is toegenomen in herfst- en wintermaanden, zijn de hoeveelheden die in deze periode ter veiling komen bescheiden vergeleken bij die welke in de periode maart tot en met mei worden aangevoerd. Gedurende de jaren 1957 t/m 1960 bedroeg het veilingaanbod in deze voorjaarsmaanden 52,4% van de jaarlijkse produktie. Voor de afzonderlijke maanden luidde dit percentage: maart: 7,5%, april: 22,2% en mei 22,6%.

TABEL 6.8. Aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in maart, april en mei; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952		1953 t/m 1956		1957 t/m 1960	
	tonnen	index ¹⁾	tonnen	index ¹⁾	tonnen	index ¹⁾
Maart	1545	100	1977	128	5602	363
April	9320	100	10898	117	16550	178
Mei	18215	100	19922	109	16849	93

¹⁾ 1949 t/m 1952 = 100.

Het grootste gedeelte van de sla, die in deze maanden wordt aangevoerd, is geteeld onder licht verwarmd en onverwarmd staand glas. Daarnaast is de aanvoer van sla geteeld onder platglas van betekenis – broeisla in maart, koud platglas in april en gelicht koud platglas in mei. In maart wordt veel sla aangevoerd, die geteeld is onder verwarmd glas, terwijl in de tweede helft van mei de vollegrondsla het belangrijkste gedeelte van het aanbod uitmaakt.

In mei viel gedurende de jaren 1949 t/m 1960 geen groei in de produktie waar te nemen; in maart en april daarentegen werd het aanbod aanzienlijk uitgebreid (tabel 6.8). Deze toename hangt ten nauwste samen met de gunstige afzetontwikkeling voor sla en andere produkten onder staand glas, vooral tomaat; uit tabel 6.9 blijkt, dat het areaal staand glas in de tuinbouw in de laatste jaren een stormachtige groei heeft doorgemaakt.

¹⁾ Wellicht ook is een toename van verbruik in hotels en restaurants sinds 1950 de oorzaak van de sterkere reactie in het binnenlands verbruik op prijzen en inkomen. Meer dan een vermoeden echter kan dit niet zijn.

TABEL 6.9. Oppervlakte staand glas in de Nederlandse tuinbouw gemeten in ha voor de jaren 1952, 1956 en 1960

	1952	1956	1960
Koud staand glas tomaat	918	1154	1278
Verwarmd staand glas tomaat	464	749	1311
Totaal staand glas	1498	2253	3077

Bron: Landbouwcijfers. Den Haag 1960 p. 59.

De afzet. In dit seizoen wordt het grootste gedeelte van de slaproduktie uitgevoerd. Niettemin is de hoeveelheid, die in het binnenland moet worden afgezet vaak zo omvangrijk, dat grote partijen niet tegen de vastgestelde minimumprijs op de veiling kunnen worden verkocht en om die reden worden doorgedraaid.

Uit tabel 6.10 blijkt, dat de uitvoer in maart en april zowel absoluut als relatief belangrijk geworden is. Het binnenlands verbruik steeg sinds 1953 alleen in maart, zij het in aanzienlijk mindere mate dan de produktie en uitvoer. Het binnenlands slaverbruik is in april en mei vrij stabiel en vertoonde in de laatste jaren in mei zelfs een lichte daling. De doordraai is toegenomen.

TABEL 6.10. Het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in de maanden maart, april en mei en zijn bestemming over uitvoer, binnenland en doordraai; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

1949 t/m 1952						1953 t/m 1956				1957 t/m 1960					
	1	2	3	4		1	2	3	4	1	2	3	4		
Maart	1545	100	19	81	—	1977	100	34	66	—	5602	100	53	46	1
April	9320	100	52	44	4	10898	100	56	42	2	16550	100	73	20	7
Mei	18215	100	35	52	13	19922	100	44	48	8	16849	100	48	41	11

1: Aanbod in ton en %.

2: Uitvoer in % van het aanbod.

3: Binnenland in % van het aanbod.

4: Doordraai in % van het aanbod.

De uitvoer. De toename van de produktie in maart en april is grotendeels in het buitenland afgezet en de uitvoer gedurende de jaren 1957 t/m 1960 bedroeg in deze maanden dan ook 68% van de totale veilingaanvoer. In mei met een stabiele produktie was ook de uitvoer vrij evenwichtig.

Zoals in tabel 6.11 valt waar te nemen, is West-Duitsland verreweg de belangrijkste buitenlandse afnemer. Zo werd in de periode 1953 t/m 1960 67% van de totale Nederlandse uitvoer over de maanden maart, april en mei in West-Duitsland afgezet. Ook het Verenigd Koninkrijk en België-Luxemburg namen aanzienlijke hoeveelheden af, hoewel de laatste afnemer aan betekenis heeft ingeboet.

In maart is de uitvoer redelijk gespreid over de genoemde buitenlandse afnemers; in april en mei daarentegen is de uitvoer voornamelijk gericht op West-Duitsland, welk land in de jaren 1957 t/m 1960 zelfs 72% van de Nederlandse uitvoer voor zijn rekening nam. Het is dan ook niet verwonderlijk, dat Nederland gedurende de jaren 1955 t/m 1959 in april en mei respectievelijk 50,9% en

TABEL 6.11. De relatieve verdeling van de Nederlandse sla-uitvoer gemeten in tonnen over de belangrijkste importlanden; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960.

	1949 t/m 1952				1953 t/m 1956				1957 t/m 1960			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Maart	100	30	62	8	100	28	43	20	100	39	38	15
April	100	53	24	23	100	61	14	22	100	73	12	9
Mei	100	68	13	19	100	73	4	17	100	72	12	9

1: Totale uitvoer in %.

2: West-Duitsland in % van de totale uitvoer.

3: Verenigd Koninkrijk in % van de totale uitvoer.

4. België-Luxemburg in % van de totale uitvoer.

77,4% van de totale West-Duitse sla-invoer verzorgde. In april worden ook aanzienlijke hoeveelheden sla uit Italië in West-Duitsland ingevoerd. In maart is dit land zelfs verreweg de belangrijkste exporteur en voorzag Nederland in de jaren 1955 t/m 1959 slechts in 10,9% van de West-Duitse import. Andere exporteurs naar West-Duitsland zijn daarnaast Spanje en Zuid-Frankrijk. De eigen West-Duitse produktie bedroeg over de jaren 1957 t/m 1959 gemiddeld 14100 ton per jaar in de maanden maart t/m 15 mei.¹⁾

Hoewel, met uitzondering van maart, de uitvoer naar het Verenigd Koninkrijk veel kleiner is dan naar West-Duitsland is het Nederlands aandeel in de totale Britse import zeer groot – in 1957 t/m 1959 waren in de maanden maart en april respectievelijk 80,7% en 77,3% van de import van fijne bladgroenten uit Nederland afkomstig. De invoer dekte in het Verenigd Koninkrijk een kleiner gedeelte van het binnenlands slaverbruik wegens de omvangrijke eigen produktie en die op de kanaaleilanden Guernsey en Jersey.

De beschreven ontwikkeling in de Nederlandse uitvoer van sla kunnen we samenvatten in de punten uitbreiding, vervroeging en toenemende concentratie op West-Duitsland.

Het binnenlands verbruik. Het binnenlands verbruik is veel stabielier dan de uitvoer; alleen in maart is het toegenomen; in de periode 1949 t/m 1960 vrijwel verdubbeld. Daar staat tegenover, dat in april en mei het binnenlands verbruik sinds 1953 niet is gegroeid en in de laatste jaren zelfs enigszins achteruit is gegaan.

Het binnenlands slaverbruik in maart is niettemin aanzienlijk lager dan in mei en lijkt dan ook nog voor uitbreiding vatbaar. Opvallend is, dat het binnenlands verbruik in april in de laatste jaren niet is gestegen, ondanks de toename van de produktie. Mogelijk is de grote zuigkracht van de uitvoer de reden hiervan. Het binnenlands verbruik is in mei hoger dan in enige andere maand van het jaar en de stabiliteit hierin, met zelfs een lichte daling in de laatste jaren, doet vermoeden, dat een verzadigingspunt is bereikt. De binnenlandse consumptie van sla in april en mei is afhankelijk van de omstandigheid of het oogstseizoen vroeg of laat is. Bij een koud voorjaar en dus laat oogstseizoen is het binnenlands verbruik lager in april en hoger in mei, terwijl zich bij een warm voorjaar, dus vroeg oogstseizoen, het omgekeerde voordoet.

¹⁾ Bron: Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen. Voorbeschouwing slamarkt maart tot en met half mei d.d. 11.3.1959.

Naast sla worden in deze maanden onder andere de verse bladgroenten andijvie en spinazie op de binnenlandse groentenmarkt aangevoerd. Ofschoon deze twee groenten anders worden geconsumeerd dan sla, lijkt het wel mogelijk dat zij een concurrerende invloed op het verbruik van sla uitoefenen, omdat de consument zijn vraag richt op verse voorjaarsgroenten, waaronder deze drie een voorname plaats innemen. Naar hoeveelheid bedroeg de produktie van sla, andijvie en spinazie in de maanden april en mei over de jaren 1956 t/m 1958, gemeten in indexcijfers, 100, 22 en 63. Deze cijfers geven slechts een beperkt beeld van de concurrentiemogelijkheid tussen deze produkten op de binnenlandse markt, omdat de exportquote bij sla veel groter is dan bij andijvie en spinazie, terwijl van het laatste produkt een aanzienlijke hoeveelheid door de industrie wordt afgenomen.

De doordraai. De dagelijkse aanvoer van sla aan de veilingen is in deze maanden vaak te groot om volledig tegen een prijs hoger dan de vastgestelde minimumprijs te kunnen worden afgezet. De doorgedraaide hoeveelheid is vooral in mei vrij groot, hoewel zij ook in april met de groei van het aanbod is toegenomen (tabel 6.10).

6.3.2. Het krachtspel in de slamarkt

Mede op grond van de informatie, die wij uit de voorgaande beschrijving hebben verkregen, menen wij, dat de wijze waarop vraag en prijs in de slamarkt tot stand komen door de bovenstaande figuur kan worden weergegeven.

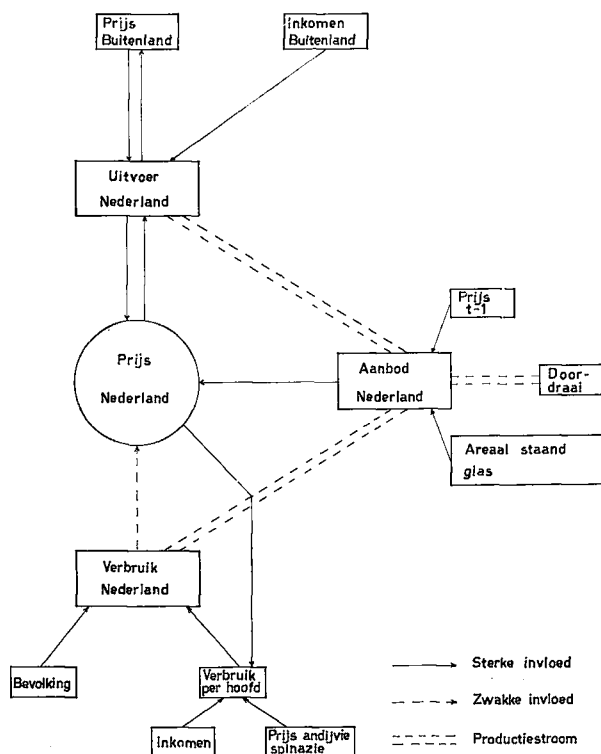


FIG. 8. Het krachtspel in de slamarkt in maart, april en mei.

De prijs van sla op de veiling wordt naar onze mening bepaald door de grootte van de produktie, van de uitvoer en de prijs waartegen deze uitvoer kan plaats vinden. In het licht van paragraaf 3.3.4.1 wekt het misschien bevreemding, dat niet de produktie minus doordraai als verklarende variabele van de prijs is gebruikt, aangezien als prijs ook de gemiddelde prijs van het aan de veiling verkocht produkt is genomen. Echter wij constateerden dat de prijs over het verkochte produkt lager was, naarmate meer werd doorgedraaid en om die reden werd het totale aanbod aan de veilingen en niet het aanbod min de doordraai in het schema opgenomen.

De groei in de produktie wordt waarschijnlijk grotendeels bepaald door de veranderingen in het areaal staand glas. Een statistische analyse van de samenhang tussen grootte van de produktie het glasareaal en andere produktie bepalende factoren is niet mogelijk, omdat wij niet weten welk gedeelte van de produktie in deze voorjaarsmaanden werd geteeld onder staand verwarmd en koud glas, onder plat glas en in de volle grond. Dit is echter voor de analyse van de prijs van en vraag naar sla geen bezwaar, aangezien hiertoe het aanbod als exogeen mag worden beschouwd.

Dat de uitvoermogelijkheden zowel naar prijshoogte als hoeveelheid van belang zijn voor het Nederlandse prijsniveau is wegens de grote uitvoerquote in deze maanden zeer waarschijnlijk. Omgekeerd echter is het waarschijnlijk, dat het Nederlands prijsniveau van grote betekenis is voor de uitvoermogelijkheden. Dit laatste is vooral van belang, omdat de Nederlandse sla gedurende deze maanden in de uitvoermarkten moet concurreren met de sla uit andere exporterende landen en de eigen produktie van het importerende land.

Hoge prijzen in de buitenlandse markten zullen de export stimuleren. Daarnaast is het mogelijk, dat de grootte van de Nederlandse uitvoer op zijn beurt het prijspeil in de buitenlandse markt beïnvloedt. Het laatste zal zich voordoen, indien in de buitenlandse behoefte voor een groot gedeelte wordt voorzien door het Nederlandse produkt. In maart is, zoals we in 6.3.1 zagen, de Nederlandse uitvoer gelijkmatig gespreid en vertegenwoordigt hij slechts een beperkt gedeelte van het totale slaverbruik van de landen, die sla uit Nederland importeren. In deze maand zou daarom het buitenlands prijspeil als exogeen in ons schema kunnen worden opgevat. De Nederlandse uitvoer is daarentegen in april en mei grotendeels op West-Duitsland gericht; de import uit Nederland in de periode 1953 t/m 1959 vormde in deze maanden respectievelijk 50,9% en 77,4% van de totale invoer.

De uitvoer in april en mei naar het Verenigd Koninkrijk, België-Luxemburg en overige landen, die van 1957 t/m 1960 ca. 25% van de totale Nederlandse uitvoer uitmaakte, is om haar beperkte omvang in verhouding tot het totale verbruik van sla in deze landen niet van grote betekenis voor het prijsniveau aldaar. Hoewel West-Duitsland in mei een omvangrijke eigen produktie heeft, zullen wij ook in deze maand uitvoer en prijs in de buitenlandse – grotendeels West-Duitse – markt, als interdependent beschouwen.

Het binnenlands verbruik per hoofd achten wij in deze maanden afhankelijk van het prijsniveau en in maart ook van het inkomen. De prijsverhouding ten opzichte van de concurrerende groenten andijvie en spinazie lijkt ons eveneens van betekenis voor de binnenlandse consumptie per hoofd. Aangezien de groei van het binnenlands verbruik aanzienlijk kleiner is dan van uitvoer en produktie, zal van de groei in het binnenlands verbruik weinig of geen stimulerende invloed op de prijs uitgaan.

6.3.3. Het model

Op grond van het schema van de sla-markt dat onder 6.3.2 werd uitgewerkt, komen we in eerste instantie tot het volgende model voor de verklaring van de vraag naar en de prijs van sla.

$$\begin{aligned}
 (6.3.1) \quad y_{5,i} &= f(x_{10,i}, x_{4,i}, y_{1,i}) & y_1 &= \text{de totale Nederlandse uitvoer van sla} \\
 (6.3.2) \quad y_{1,i} &= f(y_{5,i}, x_{2,i}, y_2) & y_{1,i} &= \text{de Nederlandse uitvoer van sla naar land } i \\
 (6.3.3) \quad y_1 &= \sum_{i=1}^n y_{1,i} & y_2 &= \text{de slaprijs in Nederland} \\
 (6.3.4) \quad y_2 &= f(x_3, y_1) & y_3 &= \text{de binnenlandse consumptie van sla per hoofd van de bevolking} \\
 (6.3.5) \quad y_3 &= f(y_2, x_1, x_{12}) & y_{5,i} &= \text{de prijs van sla in importland } i \\
 & & x_1 &= \text{het voor consumptie beschikbare inkomen per hoofd in Nederland} \\
 & & x_{2,i} &= \text{het voor consumptie beschikbare inkomen in importland } i \\
 & & x_3 &= \text{het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen} \\
 & & x_{4,i} &= \text{de sla-import van importland } i \text{ uit andere landen dan Nederland} \\
 & & x_{12} &= \text{de prijs van met sla concurrerende groente in Nederland} \\
 & & x_{10,i} &= \text{de eigen productie van sla in importerend land } i
 \end{aligned}$$

Deze formulering van het vraagmodel is zo algemeen, dat schatting ervan niet uitvoerbaar is door het ontbreken van de noodzakelijke gegevens. Daarnaast is het duidelijk, dat de sla-uitvoer naar een groot aantal landen zo klein is, dat het onmogelijk is om deze in een functioneel verband uit te drukken. Wij zullen de uitvoerfuncties daarom terug brengen tot één uitvoerfunctie, waarin de grootte van de uitvoer verklaard wordt uit het Nederlands prijsniveau, de gemiddelde prijs in de uitvoermarkten, en de inkomensontwikkeling in het belangrijkste importland, West-Duitsland.

$$\begin{aligned}
 (6.3.2)' \quad y_1 &= f(y_5, x_2, y_2) & y_5 &= \text{de gemiddelde prijs in de Nederlandse uitvoermarkten} \\
 & & x_2 &= \text{het voor consumptie beschikbare inkomen in West-Duitsland}
 \end{aligned}$$

De functies (6.3.1) ter verklaring van het prijsniveau in de buitenlandse markten zouden op overeenkomstige wijze tot een functie moeten worden teruggebracht. Echter hier stuiten we op het niet op te lossen probleem, dat ons onvoldoende gegevens ter beschikking staan over het aanbod van sla in het importerende land, $x_{10,i}$, en de import van sla door deze landen, $x_{4,i}$ en kunnen daarom (6.3.1) niet nader analyseren.

Wij veronderstellen een lineair verband tussen de logaritmen van de variabelen en specificeren het model bestaande uit (6.3.2)', (6.3.4) en (6.3.5) statistisch als volgt:

$$\begin{aligned}
 (6.3.2)' \quad y_1 &\cong \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}y_5 + \alpha_{1,2}y_2 + \alpha_{1,3}x_2 + \sigma\chi_T \\
 E[y_1 - \alpha_{1,1}y_5 - \alpha_{1,2}y_2] &= \alpha_{1,0} + \alpha_{1,3}x_2
 \end{aligned}$$

$$(6.3.4) \quad y_2 \cong \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} y_1 + \alpha_{2,2} x_3 + \sigma_{\chi T}$$

$$E(y_2 - \alpha_{2,1} y_1) = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,2} x_3$$

$$(6.3.5) \quad y_3 \cong \alpha_{3,0} + \alpha_{3,1} y_2 + \alpha_{3,2} x_1 + \alpha_{3,3} x_{12} + \sigma_{\chi T}$$

$$E(y_3 | y_2 = y_2) = \alpha_{3,0} + \alpha_{3,1} E(y_2 | y_2 = y_2) + \alpha_{3,2} x_1 + \alpha_{3,3} x_{12}$$

De moeilijkheid van dit model is, dat de vergelijkingen (6.3.2)' en (6.3.4) drie interdependente variabelen bevatten. Het model is niet compleet.

Wij menen echter als volgt de buitenlandse markt y_5 tot een exogene variabele te kunnen herleiden. De wederzijdse beïnvloeding van y_5 en y_1 hebben we in 6.2 reeds nader geargumenteed. Zo zal een stijging in de Nederlandse uitvoer, een drukkende werking op het buitenlandse prijsniveau uitoefenen. In omgekeerde richting zal een verhoging van de buitenlandse prijs als gevolg van autonome veranderingen in de buitenlandse vraag, hetzij vermindering van de eigen produktie van het importland, dan wel van de export van andere landen, de Nederlandse uitvoer stimuleren.

Gedurende de jaren 1950 t/m 1960 nu vertoont de uitvoer in de maanden maart en april een trendmatige groei, die samengaat met een trend in de produktie. Bovendien valt in deze maanden, maar ook in mei een duidelijke samenhang tussen de produktie en uitvoer waar te nemen, omdat door het stabiele of zwak groeiend binnenlands verbruik grote schommelingen in de produktie eveneens grote schommelingen in de uitvoer bewerkstelligen.

Deze wederzijdse invloeden zijn daarom ons inziens bij benadering te isoleren door de vector y_5 , zijnde de waarnemingen van de prijzen in de buitenlandse markt, te ontbinden in een component die samenvalt met de vector x_3 de waarnemingen van de Nederlandse produktie, en een component y'_5 die loodrecht op x_3 staat. De vector y'_5 staat dus ook loodrecht op de Nederlandse uitvoer, zoals deze in de periode 1950 t/m 1960 met de produktieveranderingen in Nederland samenhang, en stelt derhalve bij benadering de waarnemingen van de prijs in de exportmarkten voor, zoals deze door autonome ontwikkelingen in de buitenlandse vraag, door de produktie van het eigen land respectievelijk de import uit andere landen tot stand gekomen zou zijn. Deze component is exogeen ten opzichte van de Nederlandse uitvoer en wij komen nu uiteindelijk tot een formulering van de uitvoervergelijking, waaruit het interdependent model van uitvoer- en prijsvergelijking statistisch kon worden geschat:

$$(6.3.2)'' \quad y_1 \cong \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} y'_5 + \alpha_{1,2} y_2 + \alpha_{1,3} x_2 + \sigma_{\chi T}$$

$$E[(y_1 - \alpha_{1,2} y_2) | y'_5 = y'_5] = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} E(y'_5 | y'_5 = y'_5) + \alpha_{1,3} x_2$$

$$(6.3.4) \quad y_2 \cong \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} y_1 + \alpha_{2,2} x_3 + \sigma_{\chi T}$$

$$E(y_2 - \alpha_{2,1} y_1) = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,2} x_3$$

In een alternatieve formulering van vergelijking (6.3.2)'' is niet het Nederlands prijsniveau maar de grootte van de Nederlandse produktie als bepalende factor voor de omvang van de uitvoer uit Nederland in de vraagvergelijking opgenomen. Deze formulering stemt in hoge mate overeen met de vergelijking (6.3.2)'' aangezien de invloed van de veranderingen in de produktie op de uitvoer voor een groot deel zal werken door veranderingen in het Nederlands prijspeil. Het model wordt dan:

$$(6.3.2)''' \quad y_1 \cong \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} y'_5 + \alpha_{1,2} x_2 + \alpha_{1,3} x_3 + \sigma_{\chi T}$$

$$E(y_1 | y'_5 = y'_5) = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} E(y'_5 | y'_5 = y'_5) + \alpha_{1,2} x_2 + \alpha_{1,3} x_3$$

$$(6.3.4) \quad y_2 \cong \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} y_1 + \alpha_{2,2} x_3 + \sigma_{\chi T}$$

$$E(y_2 | y_1 = y_1) = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} E(y_1 | y_1 = y_1) + \alpha_{2,2} x_3$$

Terwijl het model (6.3.2)'', (6.3.4) moet worden geschat volgens een der methoden onder 4.4.3.2 genoemd, kan het model bestaande uit (6.3.2)''' en (6.3.4) worden geschat door middel van de methode der kleinste kwadraten.

Ter vergelijking met de uit voorgaande modellen verkregen resultaten werd het model bestaand uit (6.3.2)' (6.3.4) geschat, waarbij y_5 als exogeen werd opgevat.

6.3.4. De gegevens

In zoverre dezelfde variabelen in onze vergelijkingen voorkomen als in de periode januari, februari verwijzen we naar 6.2.4.

x_2 = logaritme van het West-Duitse „Massen einkommen” (Netto-Löhne, Gehälter, Unterstützungen) in miljarden marken, gedefleerd door prijs-index kosten levensonderhoud. (Bron: „Agrarwirtschaft”: Wirtschaftszahlen).

y_5 = logaritme van de gemiddelde exportprijs van Nederlandse sla aan de grens in ct/kg. (Bron: C.B.S.)

Een gemiddelde buitenlandse marktnotering van de slaprijs in de exportmarkten stond niet tot onze beschikking. De gemiddelde prijs af grens voor de geëxporteerde Nederlandse sla weerspiegelt naar onze mening het prijsniveau in de exportmarkten.

x_{13} = logaritme van de verhouding van de prijs van sla tot de gewogen gemiddelde prijs van andijvie en spinazie; prijzen in ct/kg. (Bron: P.G.F.)

6.3.5. Resultaten

Schatting van het model bestaande uit vergelijkingen (6.3.2)'' en (6.3.4) op basis van gegevens over de periode 1950 t/m 1960 leverde voor de herleide vormvergelijkingen de volgende resultaten.¹⁾

Maart:

$$(6.3.6) \quad y_2 = -0,235 x_3 + 0,866 y'_5 + 0,229 x_2 \quad R^2 = 0,89$$

(± 0,097) (± 0,071) (± 0,268)

$$(6.3.7) \quad y_1 = +0,554 x_3 - 0,478 y'_5 + 2,873 x_2 \quad R^2 = 0,97$$

(± 0,226) (± 0,167) (± 0,627)

April:

$$(6.3.8) \quad y_2 = -0,724 x_3 + 1,011 y'_5 - 0,003 x_2 \quad R^2 = 0,86$$

(± 0,311) (± 0,351) (± 0,349)

$$(6.3.9) \quad y_1 = +1,292 x_3 - 0,140 y'_5 + 0,322 x_2 \quad R^2 = 0,95$$

(± 0,312) (± 0,353) (± 1,351)

Mei:

$$(6.3.10) \quad y_2 = -0,363 x_3 + 1,028 y'_5 + 0,150 x_2 \quad R^2 = 0,99$$

(± 0,023) (± 0,019) (± 0,018)

$$(6.3.11) \quad y_1 = +1,160 x_3 - 0,184 y'_5 + 0,499 x_2 \quad R^2 = 0,78$$

(± 0,247) (± 0,205) (± 0,201)

Het blijkt, dat de veranderingen in het aanbod van Nederlandse sla, in de prijs in de uitvoermarkt, voor zover deze niet samenhangt met wijzigingen in het Nederlandse aanbod, en in het voor consumptie beschikbare inkomen in West-Duitsland een goede verklaring geven van de wijzigingen in de Neder-

¹⁾ De variabelen in (6.3.6) tot (6.3.29) zijn uitgedrukt in afwijkingen van hun gemiddelden.

landse veilingprijs en uitvoer – hoge waarden van R^2 –. De invloed van y'_5 , de buitenlandse prijs, op het Nederlands prijsniveau is groot, daarentegen betrekkelijk gering op de omvang van de uitvoer. Bij de factor x_2 , het West-Duitse voor consumptie beschikbare inkomen, zien wij het tegenovergestelde, namelijk een duidelijk positieve invloed op de Nederlandse uitvoer en een beperkte betekenis voor de veranderingen in de prijshoogte van sla op de Nederlandse veilingen. De toename van het inkomen in West-Duitsland verruimde de uitvoermogelijkheden van de uitvoerlanden; de laatsten hebben deze mogelijkheden door zodanige produktieuitbreiding benut, dat hieruit geen prijsverhoging, met name in de Nederlandse slamarkt, is voortgekomen.

Bij de interpretatie van de waarden der coëfficiënten van x_3 , y'_5 en x_2 dient men echter rekening te houden met het feit, dat x_2 , het West-Duitse inkomen, en x_3 , de Nederlandse slaproduktie, zeer nauw zijn gecorreleerd. Zowel het inkomen in West-Duitsland als de Nederlandse slaproduktie hebben immers in de jaren 1950 t/m 1960, waarover onze gegevens zich uitstrekken een aanzienlijke groei doorgemaakt. Om een beter inzicht in de deelinvloeden van produktie en het inkomen op prijs en uitvoer te krijgen, hebben wij daarom de herleide vormvergelijkingen geschat met de waarnemingsvectoren der verklarende variabelen respectievelijk georthogonaliseerd naar produktie – aan te geven als x_3 , y'_5 en x'_2 – en naar het inkomen – aan te geven als x_2 , y'^*_5 en x^*_3 –. Schatting van de herleide vormvergelijkingen met deze georthogonaliseerde vectoren leverde de resultaten:

Maart:

$$(6.3.12) \quad y_2 = -0,174 x_3 + 0,939 y'_5 + 0,229 x'_2 \quad R^2 = 0,89$$

$$(\pm 0,045) \quad (\pm 0,147) \quad (\pm 0,267)$$

$$(6.3.13) \quad y_2 = -0,183 x^*_3 + 0,878 y'^*_5 - 0,447 x_2 \quad R^2 = 0,89$$

$$(\pm 0,123) \quad (\pm 0,163) \quad (\pm 0,089)$$

$$(6.3.14) \quad y_1 = +1,469 x_3 + 0,283 y'_5 + 2,873 x'_2 \quad R^2 = 0,97$$

$$(\pm 0,106) \quad (\pm 0,342) \quad (\pm 0,626)$$

$$(6.3.15) \quad y_1 = +0,663 x^*_3 - 0,479 y'^*_5 + 4,074 x_2 \quad R^2 = 0,97$$

$$(\pm 0,388) \quad (\pm 0,287) \quad (\pm 0,209)$$

April:

$$(6.3.16) \quad y_2 = -0,727 x_3 + 1,009 y'_5 - 0,003 x'_2 \quad R^2 = 0,86$$

$$(\pm 0,141) \quad (\pm 0,261) \quad (\pm 0,350)$$

$$(6.3.17) \quad y_2 = -0,413 x^*_3 + 1,004 y'^*_5 - 1,264 x_2 \quad R^2 = 0,86$$

$$(\pm 0,146) \quad (\pm 0,357) \quad (\pm 0,249)$$

$$(6.3.18) \quad y_1 = +1,548 x_3 + 0,077 y'_5 + 0,322 x'_2 \quad R^2 = 0,95$$

$$(\pm 0,141) \quad (\pm 0,264) \quad (\pm 0,351)$$

$$(6.3.19) \quad y_1 = +1,373 x^*_3 - 0,115 y'^*_5 + 1,429 x_2 \quad R^2 = 0,95$$

$$(\pm 0,250) \quad (\pm 0,357) \quad (\pm 0,165)$$

Mei:

$$(6.3.20) \quad y_2 = -0,414 x_3 + 1,036 y'_5 + 0,150 x'_2 \quad R^2 = 0,99$$

$$(\pm 0,022) \quad (\pm 0,019) \quad (\pm 0,019)$$

$$(6.3.21) \quad y_2 = -0,344 x^*_3 + 1,095 y'^*_5 + 0,281 x_2 \quad R^2 = 0,99$$

$$(\pm 0,187) \quad (\pm 0,169) \quad (\pm 0,146)$$

$$(6.3.22) \quad y_1 = +0,991 x_3 - 0,157 y'_5 + 0,499 x'_2 \quad R^2 = 0,78$$

$$(\pm 0,238) \quad (\pm 0,205) \quad (\pm 0,201)$$

$$(6.3.23) \quad y_1 = +1,158 x^*_3 + 0,274 y'^*_5 + 0,228 x_2 \quad R^2 = 0,78$$

$$(\pm 0,234) \quad (\pm 0,212) \quad (\pm 0,183)$$

Wij zien, dat de coëfficiënten van x_2 en x'_2 respectievelijk x_3 en x^*_3 aanmerkelijk verschillen. Toch kunnen uit de geschatte herleide vormvergelijkingen conclusies worden getrokken over de deelinvloeden van de Nederlandse productie en het buitenlands inkomen op de Nederlandse prijs en uitvoer.

In de regressievergelijkingen, die een verklaring geven van het Nederlands prijsniveau, heeft y'_5 , de prijs in de exportmarkt, voor zover deze niet samenhangt met de Nederlandse uitvoer, een positieve invloed op de Nederlandse prijs, die statistisch betrouwbaar van nul afwijkt, – in alle maanden gaat een stijging in y'_5 van 1 % samen met een toename van y_1 van ongeveer 1 % –. De invloed van de productie op het prijsniveau week eveneens statistisch betrouwbaar van nul af; een toename van de productie met 1 % had een daling van de prijs tot gevolg van respectievelijk 0,17 tot 0,18 % in maart, van 0,4 tot 0,7 % in april en van 0,3 tot 0,4 % in mei. Dat deze negatieve invloed in maart betrekkelijk klein is, lijkt in overeenstemming met de expansiemogelijkheid in de binnenlandse vraag, maar vooral met het beperkte aandeel van de Nederlandse uitvoer in het totale aanbod op de exportmarkten. De uitvoervergroting, die met de toename van de productie samengaat, heeft daarom weinig negatieve invloed op het prijsniveau in de exportmarkt en dus op het prijsniveau in Nederland. In april daarentegen is Nederland de belangrijkste exporteur voor de West-Duitse markt en mag van een vergrote uitvoer naar West-Duitsland als gevolg van een grotere Nederlandse productie een negatieve invloed op het West-Duitse en dus Nederlands prijspeil worden verwacht. Tevens was de expansie van het binnenlands verbruik in deze maand gering. Deze twee redenen maken het begrijpelijk, dat de negatieve invloed van een vergroting in het aanbod sterker is dan in maart. Ook in mei is het Nederlands aandeel in het aanbod op de buitenlandse markt iets groter dan in maart, kleiner daarentegen dan in april en zien wij dat de negatieve invloed van een toename in de productie op de prijs groter is dan in maart, daarentegen kleiner dan in april.

De invloed van x_2 en x'_2 , het West-Duitse inkomen, op de Nederlandse slaprijs is in maart en mei zwak positief en in maart, bij orthogonalisering van de waarnemingsvector der verklarende variabelen naar het inkomen zelfs zwak negatief; de geschatte coëfficiënt van x'_2 wijkt echter niet statistisch betrouwbaar af van nul. Ook in april is de invloed van x_2 op de Nederlandse prijs vrijwel nihil, zoals uit de coëfficiënt van x'_2 blijkt; de sterk negatieve waarde van de coëfficiënt van x_2 in april en maart is het gevolg van de correlatie tussen x_2 en x_3 .

Uit de regressievergelijkingen betreffende de uitvoer blijkt dat de invloed van y'_5 en y'^*_5 in de respectievelijke maanden nogal uiteenloopt, daarentegen, dat alle coëfficiënten niet statistisch betrouwbaar van nul afwijken.

De grootte van de invloeden van x_3 , x^*_3 respectievelijk x_2 en x'_2 verschillen in maart aanzienlijk. Zo constateren wij, dat een verandering in de productie met 1 % een verandering in de uitvoer van 0,66 % tot 1,47 % met zich mee bracht; een stijging van het inkomen met 1 % had in maart een uitvoervergroting van 2,9 tot 4,1 % tot gevolg. Een dergelijke hoge inkomenselasticiteit wijst op de grote zuigkracht van de buitenlandse vraag in deze maand.

De inkomenselasticiteit van de buitenlandse vraag in april ligt tussen 0,32 en 1,43 en is dus aanzienlijk lager dan in maart. De invloed van veranderingen in de productie in april zijn in de regressievergelijkingen bij orthogonalisering van de variabelen naar productie, x_3 en inkomen, x_2 , vrijwel gelijk en een stij-

ging van de produktie met 1 % gaat gepaard met een toename in de uitvoer van 1,4 tot 1,5 % in april.

In mei is de inkomenselasticiteit van de buitenlandse vraag naar een laag niveau gedaald 0,23 tot 0,50 en oefenen vooral de veranderingen in de produktie een grote stimulans op de uitvoer uit. Een produktievergroting lokt een relatief ongeveer even grote verandering uit in de uitvoer.

Van de structuurvergelijkingen van het model (6.3.2)'', (6.3.4) die met behulp van de herleide vormvergelijkingen kunnen worden geschat, is (6.3.2)'' geïdentificeerd en (6.3.4) overgeïdentificeerd. De coëfficiënten van (6.3.2)'' kunnen dus worden berekend uit de coëfficiënten van de herleide vormvergelijkingen. De berekende structuurvergelijking (6.3.2)'' zal nu verschillen en al naar gelang de coëfficiënten berekend zijn uit de herleide vormvergelijkingen met de verklarende variabelen georthogonaliseerd naar de factor x_3 , de produktie, dan wel naar de factor x_2 , het inkomen in West-Duitsland. De resultaten hiervan waren:

Maart:

$$(6.3.24) \quad y_1 = -8,429 y_2 + 4,804 x'_2 + 8,199 y'_5$$

$$(6.3.25) \quad y_1 = -3,621 y_2 + 2,454 x_2 + 2,702 y'_5*$$

April:

$$(6.3.26) \quad y_1 = -2,130 y_2 + 0,315 x'_2 + 2,227 y'_2$$

$$(6.3.27) \quad y_1 = -3,323 y_2 - 2,797 x_2 + 3,221 y'_5*$$

Mei:

$$(6.3.28) \quad y_1 = -2,393 y_2 + 0,857 x'_2 + 2,322 y'_5$$

$$(6.3.29) \quad y_1 = -3,365 y_2 + 1,174 x_2 + 3,958 y'_5*$$

De coëfficiënten van de structuurvergelijkingen lopen aanzienlijk uiteen al naar gelang de waarnemingsvectoren der verklarende variabelen naar produktie hetzij inkomen zijn georthogonaliseerd. Aangezien de factor inkomen in de herleide vormvergelijking van maart een veel grotere invloed heeft op de uitvoer dan de produktie, lijkt ons de orthogonalisering naar inkomen meer zinvol. Omdat in mei veranderingen in de produktie een grotere invloed hadden op de uitvoer dan het inkomen lijkt hier de orthogonalisering naar x_3 , produktie, de voorkeur te verdienen. Ook voor april prefereren we de orthogonalisering naar x_3 , produktie, hoewel de invloed van veranderingen in de produktie op de uitvoer niet in die mate als in mei groter is dan die van veranderingen in het inkomen. Beperken wij het commentaar tot de door ons geprefereerde structuurvergelijkingen – de coëfficiënten van de andere structuurvergelijkingen zijn vaak onwaarschijnlijk groot – dan valt het op dat de absolute waarde van de coëfficiënten aanzienlijk groter is dan in de herleide vormvergelijkingen. Dat we deze coëfficiënten niet als elasticiteitscoëfficiënten mogen verstaan is reeds in 4.8 uiteengezet. De coëfficiënten van y_2 geven duidelijk aan, dat een prijsdaling een positieve invloed op de uitvoer heeft. Deze invloed is in de drie maanden van dezelfde orde van grootte. De coëfficiënten van y_2 moeten zo verstaan worden dat in de periode 1950 t/m 1960 een toename van de uitvoer van 2,4, 2,1 en 3,6 % in mei, april en maart is samengegaan met een prijsdaling van 1 % als gevolg van veranderingen in de exogene grootheden produktie, x_3 , West-Duits inkomen, x_2 , en de buitenlandse prijs y'_5 . Buiten deze informatie openen deze

structuurvergelijkingen geen nieuwe gezichtspunten. De schatting de van overgeïdentificeerde structuurvergelijking (6.3.4) door de methode der kleinste kwadraten in twee rondes, waarin de veilingprijs verklaard wordt uit de grootte van productie en uitvoer, leverde slechts het resultaat op, dat de invloed van de grootte van de uitvoer op de prijshoogte niet statistisch betrouwbaar van nul afwijkt.

De resultaten van de herleide vormvergelijkingen in model (6.3.2)'', (6.3.4) doen vermoeden, dat het model (6.3.2)''', (6.3.4) uit (6.3.3) een goede beschrijving van de structuur geeft. Deze formulering wijkt echter slechts in zoverre af van het model (6.3.2)'' (6.3.4), dat de prijs y_2 in (6.3.2)'' werd vervangen door de productie x_3 .

Het schatten van (6.3.2)''' is vrijwel gelijk aan het schatten van de herleide vormvergelijking behorende bij (6.3.2)'' en behoeft geen nader commentaar.

Het schatten van de vergelijking (6.3.4), die de Nederlandse prijs verklaart uit productie en uitvoer, leverde nu als resultaat:

Maart:

$$(6.3.30) \quad y_2 = -0,338 x_3 + 0,112 y_1 + 2,999 \quad R^2 = 0,54 \\ (\pm 0,241) \quad (\pm 0,153) \quad d = 2,919$$

April:

$$(6.3.31) \quad y_2 = -1,678 x_3 + 0,615 y_1 + 6,393 \quad R^2 = 0,61 \\ (\pm 0,865) \quad (\pm 0,541) \quad d = 1,770$$

Mei:

$$(6.3.32) \quad y_2 = -1,104 x_3 + 0,696 y_1 + 3,606 \quad R^2 = 0,33 \\ (\pm 0,555) \quad (\pm 0,419) \quad d = 2,956$$

De negatieve invloed van een toename in de productie op de prijs is in april groter dan in maart en mei. Aangezien een productie-uitbreiding meestal met een uitvoer-toename gepaard gaat, zal in april, wanneer Nederland een groter marktaandeel bezit in de West-Duitse markt dan in maart of mei, van een dergelijke uitvoervergroting een sterkere prijs-drukkende werking uitgaan dan in maart of mei. Om dezelfde reden is het reeds signaleerd effect in maart aanzienlijk kleiner dan in mei.

Een vergroting van de uitvoer lijkt een positieve werking op de Nederlandse slaprijs te bezitten; een duidelijke uitspraak is uit de coëfficiënten van y_1 niet mogelijk, omdat deze niet statistisch betrouwbaar van nul afwijken.

De voorgaande modellen werden grotendeels geschat op grond van georthogonaliseerde variabelen, waarvan de waarden niet in de praktijk worden waargenomen. Daarom hebben wij het model bestaande uit de vergelijkingen (6.3.2)' (6.3.4) geschat uit gegevens over de maanden april en mei als een geheel voor de periode 1950 t/m 1960. Hierbij hebben wij om de vergelijkingen te kunnen schatten de variabele y_5 , die wij interdependent achtten met y_2 , als exogeen opgevat, een onjuiste veronderstelling dus. De schatting van de herleide vormvergelijkingen gaf als resultaat:

$$(6.3.33) \quad y_1 = +0,913 x_3 + 0,286 y_5 + 0,592 x_2 - 1,141 \quad R^2 = 0,76 \\ (\pm 0,197) \quad (\pm 0,203) \quad (\pm 0,167) \quad d = 1,43$$

$$(6.3.34) \quad y_2 = -0,281 x_3 + 1,148 y_5 + 0,308 x_2 + 0,285 \quad R^2 = 0,90 \\ (\pm 0,151) \quad (\pm 0,156) \quad (\pm 0,128) \quad d = 2,095$$

De absolute waarden van de coëfficiënten zijn soms iets lager dan in de herleide vormvergelijkingen van het model (6.3.2)'' (6.3.4) van april. Niettemin is de overeenkomst met de herleide vormvergelijkingen van model (6.3.2)'' (6.3.4) voor april en mei zo groot, dat verder commentaar op deze resultaten overbodig is. De schattingen van de structuurvergelijking (6.3.2), die geïdentificeerd is en dus uit de herleide vormvergelijkingen kon worden vastgesteld en van (6.3.4) die geschat werd volgens de methode der kleinste kwadraten in twee ronden, waren:

$$\begin{aligned} (6.3.35) \quad y_1 &= -3,253 y_2 + 4,014 y_5 + 1,593 x_2 - 0,199 \\ (6.3.36) \quad y_2 &= -1,820 x_3 + 0,903 y_1 + 4,029 \quad R^2 = 0,69 \\ &\quad (\pm 0,551) \quad (\pm 0,565) \quad d = 1,953 \end{aligned}$$

Ook de structuurvergelijking (6.3.35), die de Nederlandse uitvoer verklaart, heeft waarden voor de coëfficiënten, die, op enkele uitzonderingen na, goed overeenstemmen met die van de coëfficiënten in de structuurvergelijkingen (6.3.25), (6.3.27) en (6.3.29) voor de afzonderlijke maanden. Het blijkt ook hier dat prijsdaling in Nederland de uitvoer ten zeerste stimuleert.

De structuurvergelijking (6.3.36) die een verklaring geeft van de Nederlandse slaprijs laat duidelijker dan in de vergelijkingen (6.3.31) en (6.3.32) een positieve invloed van de omvang van de uitvoer op de prijs zien. Ook hier blijkt bij toename van de produktie met 1% een verruiming van de buitenlandse vraag met meer dan 1% gewenst, wil geen prijsdaling als gevolg van deze produktie-uitbreiding optreden. Deze resultaten op theoretisch niet-verantwoorde uitgangspunten wijken niet veel af van die bij schatting van (6.3.2)'', (6.3.4) op, ons inziens, verantwoorde vooronderstellingen.

Het gebruik van de limited information methode voor het schatten van (6.3.4) evenwel gaf resultaten, die geen informatie toevoegen aan de reeds verkregen inzichten.

Het binnenlands verbruik. Schatting van de functie (6.3.5), die het binnenlands verbruik verklaart, leverde als resultaat:

Maart:

$$\begin{aligned} (6.3.37) \quad y_3 &= -0,817 y_2 + 1,863 x_1 - 2,065 \quad R^2 = 0,61 \\ &\quad (\pm 0,434) \quad (\pm 0,656) \quad d = 1,904 \end{aligned}$$

De binnenlandse vraag naar sla heeft in maart een zeer hoge inkomenselasticiteit van 1,86. De prijselasticiteit van $-0,82$ is ook aanzienlijk. Deze resultaten wijzen erop, dat het binnenlands verbruik in maart nog aanmerkelijk zal kunnen stijgen. Een vrijwel even goede verklaring van de variantie in y_3 zou worden verkregen indien het inkomen x_1 zou vervangen worden door een trendfactor. Wij schrijven echter de trend in de consumptie van sla per hoofd der bevolking aan het inkomen toe, omdat wij geen oorzaken zien, die belangrijke wijzigingen in het consumptiepatroon zouden hebben veroorzaakt en bovendien, omdat het prijsniveau van sla in maart nog betrekkelijk hoog is in vergelijking met andere maanden van het jaar. Voor april en mei afzonderlijk konden wij uit onze analyse alleen vaststellen, dat de inkomenselasticiteit niet statistisch betrouwbaar van nul afwijkt.

Er is reeds op gewezen, hoe de binnenlandse consumptie van mei naar april verschuift en omgekeerd, al naar gelang het oogstseizoen vroeg of laat is. Daarom werd de binnenlandse vraagvergelijking, waarin het inkomen door de

factor tijd was vervangen, uit gegevens voor april en mei als een geheel geschat, met als resultaat:

April + mei:

$$(6.3.38) \quad y_3 = -0,220 x_7 - 0,199 y_2 + 3,558 \quad \begin{matrix} R^2 = 0,32 \\ d = 1,132 \end{matrix}$$

(± 0,127) (± 0,370)

Naast een licht negatieve trend in het binnenlands verbruik blijkt de prijs-elasticiteit gering: —0,20.

Een betere verklaring van het binnenlands verbruik per hoofd in de maanden april en mei werd verkregen door dit als een functie van de prijs van sla ten opzichte van de gemiddelde prijs van andijvie en spinazie, de variabele x_{13} , op te vatten en tevens de temperatuur als verklarende variabele in de functie op te nemen. De schatting van deze functie leverde de regressievergelijking:

$$(6.3.39) \quad y_3 = -0,231 x_7 - 0,817 x_{13} - 1,705 x_8 + 5,324 \quad \begin{matrix} R^2 = 0,66 \\ d = 2,113 \end{matrix}$$

(± 0,086) (± 0,267) (± 0,758)

Het blijkt dat de vraag naar sla veel elastischer is voor veranderingen in x_{13} , de verhouding van de slaprijs tot de gemiddelde prijs voor andijvie en spinazie dan voor veranderingen in y_2 , de prijs van sla. Hieruit blijkt de substitutieve werking van andijvie en spinazie ten opzichte van sla in de maanden april en mei. De coëfficiënt van x_8 is tegengesteld aan de mening die men in de praktijk hoort, dat hogere temperaturen het verbruik van sla stimuleren; overigens wijkt deze coëfficiënt niet statistisch betrouwbaar af van nul. De licht negatieve trend in het verbruik van sla per hoofd in deze maanden doet zich voor sinds 1958. Een reden hiervan kan zijn, dat met het toenemen van het sla-verbruik in de voorheen slaloze najaars- en wintermaanden, de attractie van de grote consumptie-mogelijkheid van sla in april en mei vermindert.

6.3.6. *Samenvatting*

De maanden maart, april en mei vormen het belangrijkste slaseizoen van het jaar. In deze maanden werd in de periode 1957 t/m 1960 52,4% van de totale jaarproductie op de veilingen aangeboden. In de maanden maart en april is het aanbod van sla in de periode 1949 t/m 1960 aanzienlijk toegenomen, daarentegen valt in mei weinig expansie te bespeuren. De vergrote produktie in maart en april vond vooral haar weg in het buitenland en deed het aandeel van de uitvoer in de totale afzet stijgen tot 52,5% respectievelijk 73,2% in de jaren 1957 t/m 1960. Het binnenlands verbruik per hoofd nam in mei niet toe. In april vertoonde het enige stijging sinds 1949; alleen in maart viel nog een belangrijke stijging hierin waar te nemen.

In deze drie maanden bleken veranderingen in Nederlandse prijs en uitvoer goed te verklaren uit de veranderingen in produktie, de prijs in het buitenland, voor zover deze niet samenhangt met de Nederlandse produktie en het West-Duitse inkomen. De invloed van de afzonderlijke factoren, uitvoer, binnenlandse vraag en de prijs, zijn in de volgende tabel samengevat.

De vergroting van de produktie en daarmee gepaard gaande uitvoer hebben in de onderzochte jaren veeleer een iets dalende dan stijgende tendens in de gemiddelde veilingprijs teweeg gebracht. Wij konden vaststellen dat de buitenlandse marktverhoudingen in zoverre deze exogeen zijn ten opzichte van de

TABEL 6.12. Geschatte elasticiteitscoëfficiënten voor de maanden maart, april en mei gedurende de periode 1950 t/m 1960

	Afzet Binnenland			Uitvoer		Prijs		
	Inkomenselasticiteit	Prijselasticiteit	Elasticiteit t.o.v. $p_{st}/p_c^1)$	Inkomenselasticiteit ²⁾	Flexibiliteitscoëfficiënt ten opzichte van			
					Veilingaanbod	Uitvoer		
Maart	1,86	— 0,82		2,9 tot 4,1		— 0,17 tot — 0,18	0,11	
April	0,0	— 0,20	— 0,82	0,59	0,3 tot 1,4	— 0,4 tot — 0,7	0,61	0,90
Mei	0,0				0,2 tot 0,5	— 0,3 tot — 0,4	0,70	

¹⁾ p_c : gewogen gemiddelde prijs van spinazie plus andijvie.

²⁾ Ten opzichte van het West-Duitse inkomen.

Nederlandse, weerspiegeld in de factor y_5' , een duidelijk positieve invloed op het Nederlands prijsniveau uitoefenen.

Deze toename van de produktie en daarmee samengaannde verruiming van de uitvoer hadden in april een grotere negatieve invloed op de Nederlandse prijs dan in mei en op haar beurt in mei groter dan in maart. Wij menen dit verschil te mogen toeschrijven aan het Nederlandse aandeel in de totale afzet op de exportmarkten in deze maanden, dat met name voor de West-Duitse markt in april zeer groot is. Daarnaast zijn wat dit betreft ook de inkomenselasticiteiten van belang. Zijn de mogelijkheden voor uitbreiding van de afzet in maart nog vrij gunstig, in april lijken zij om in voorgaande alinea genoemde reden aanzienlijk kleiner; in mei zijn zij uiterst gering.

De prijselasticiteit van de binnenlandse vraag naar sla is in maart redelijk groot, — 0,82, echter in april en mei is de binnenlandse vraag inelastisch — 0,20. Wel blijkt er een zekere substitutie werking te bestaan tussen de vraag naar sla en die naar respectievelijk andijvie, spinazie. Terwijl in maart de vraag naar sla inkomenselastisch is, + 1,8, wijkt de inkomenselasticiteit in april en mei statistisch niet betrouwbaar van nul af. In april en mei kon zelfs een licht dalende trend in het binnenlands verbruik worden waargenomen, die mogelijk samenhangt met de toename van het slaverbruik in najaar en winter, waardoor de consument minder sterk reageert op het grote aanbod van sla in deze voorjaarsmaanden. In tegenstelling tot wat men zou verwachten, had de temperatuur in april en mei een negatieve invloed op het binnenlands verbruik. Een goede verklaring kunnen wij hiervoor niet vinden.

6.4. DE SLAMARKT IN JUNI, JULI EN AUGUSTUS

6.4.1. Beschrijving van de markt

Het aanbod. In tegenstelling tot de ontwikkeling in voor- en najaar, is de slaproduktie in de thans te onderzoeken maanden vrij stabiel. In juni, de maand

met de grootste produktie, was van 1949 t/m 1960 geen groei in het aanbod te bespeuren; in juli en augustus daarentegen, viel nog enige stijging in het aanbod waar te nemen (zie tabel 6.13.).

De aanvoer bestaat in deze maanden uit vollegrondsla en, zoals bij meer vollegrondspakketten het geval is, kon tussen het veilingaanbod in een bepaald jaar en de prijs in het voorafgaande jaar over de periode 1950 t/m 1960 een zekere correlatie, $r = +0,63$, worden vastgesteld. Aangezien de opbrengst/ha fluctueert, kan dit verband tussen prijs en produktie slechts uit de samenhang van prijs en areaalgrootte worden bepaald; gegevens over de oppervlakte vollegrondsla ontbreken echter.

TABEL 6.13. Aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in juni, juli en augustus; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952		1953 t/m 1956		1957 t/m 1960	
	tonnen	index	tonnen	index ¹⁾	tonnen	index ¹⁾
Juni	6779	100	7146	105	7101	105
Juli	4043	100	4525	112	5370	133
Augustus	3774	100	4772	126	5411	143

¹⁾ 1949 t/m 1952 = 100.

De afzet. De Nederlandse sla wordt in deze maanden voornamelijk op de binnenlandse markt afgezet. In geen van de in tabel 6.14 vermelde perioden werd meer dan 25% van het aan de veilingen aangevoerde kwantum geëxporteerd; meestal lag de uitvoer aanzienlijk beneden dit percentage. Het kwam dan ook herhaaldelijk voor, dat binnen- en buitenlandse afnemers het totale aanbod niet tegen een prijs, gelijk aan, of hoger dan de vastgestelde minimumprijs wensten af te nemen en aanzienlijke hoeveelheden sla moesten worden doorgedraaid. Zo bedroeg de doordraai in juni over de periode 1949 t/m 1960 gemiddeld 25% van de totale aanvoer, wat wijst op een structurele overproduktie. In juli en augustus nam de doordraai ook toe, zij het dat hij in procenten van het totale aanbod aanzienlijk lager bleef dan in juni.

TABEL 6.14. Het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in de maanden juni, juli en augustus en zijn bestemming; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952				1953 t/m 1956				1957 t/m 1960						
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4			
Juni	6779	100	14	63	23	7146	100	12	63	25	7101	100	14	61	25
Juli	4043	100	7	83	10	4525	100	12	75	13	5370	100	23	61	16
Augustus	3774	100	10	84	6	4772	100	18	78	4	5411	100	25	68	7

1: Aanbod in ton en %.

2: Uitvoer in % van het aanbod.

3: Binnenland in % van het aanbod.

4: Doordraai in % van het aanbod.

De uitvoer. Over de periode 1957 t/m 1960 werd in deze maanden 20,3% van het veilingaanbod uitgevoerd; in juli en augustus iets meer, in juni daaren-

tegen minder (tabel 6.14). Evenals de produktie, was de uitvoer in juni zeer stabiel; in juli en augustus daarentegen is hij aanzienlijk toegenomen. Niettemin ligt ook in deze maanden het uitvoerpercentage veel lager dan in het voorjaar.

TABEL 6.15. De relatieve verdeling van de Nederlandse sla-uitvoer in juni, juli en augustus over de belangrijkste importerende landen; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
	1	2	3	4		1	2	3	4		1	2	3	4	
Juni	978	100	85	14	1	837	100	74	16	10	1010	100	52	17	31
Juli	292	100	70	27	3	538	100	83	8	9	1264	100	66	13	21
Augustus	398	100	65	32	3	854	100	69	22	9	1353	100	67	22	11

- 1: Totale uitvoer in ton en %.
2: West-Duitsland in % van de totale uitvoer.
3: België-Luxemburg in % van de totale uitvoer.
4: Overige landen in % van de totale uitvoer.

De belangrijkste importeur van Nederlandse sla is West-Duitsland; in 1957 t/m 1960 nam dit land 63 % van de Nederlandse uitvoer op. Daarnaast nam België-Luxemburg 17 % van de uitvoer voor haar rekening in deze jaren, terwijl het resterende deel in kleine hoeveelheden over andere landen is gespreid. De uitvoer naar West-Duitsland liep sinds 1949 in de maand juni terug, maar vertoonde een toename in juli en augustus (tabel 6.15). Toch blijven de Nederlandse importen ten opzichte van de eigen West-Duitse produktie van ondergeschikte betekenis – de West-Duitse produktie van half mei tot in juni plus de periode juli tot oktober bedroeg in de periode 1956 t/m 1959 gemiddeld per jaar 40320 ton ¹⁾; de gemiddelde jaarlijkse West-Duitse import uit Nederland bedroeg in de maanden juni, juli en augustus 3627 ton in 1957 t/m 1960.

Het binnenlands verbruik. Van de veilingaanvoer werd in de periode 1957 t/m 1960 het grootste gedeelte, 63 %, in het binnenland afgezet. Dit percentage is voor de maanden juni, juli en augustus afzonderlijk van dezelfde orde van grootte. In al deze maanden was in de onderzochte periode het binnenlands verbruik van sla per hoofd vrij stabiel; in de laatste jaren viel zelfs een lichte daling waar te nemen en maakte het binnenlands verbruik van sla de indruk voor de zomermaanden een verzadigingsniveau te hebben bereikt. Ook lijkt het, dat het slaverbruik weinig reageert op de consumptie van eventuele concurrerende produkten. In deze maanden wordt uiteraard ook sla uit eigen tuin geconsumeerd. De omvang en betekenis hiervan kunnen wij door het ontbreken van statistische gegevens dienaangaande niet in onze beschouwingen betrekken.

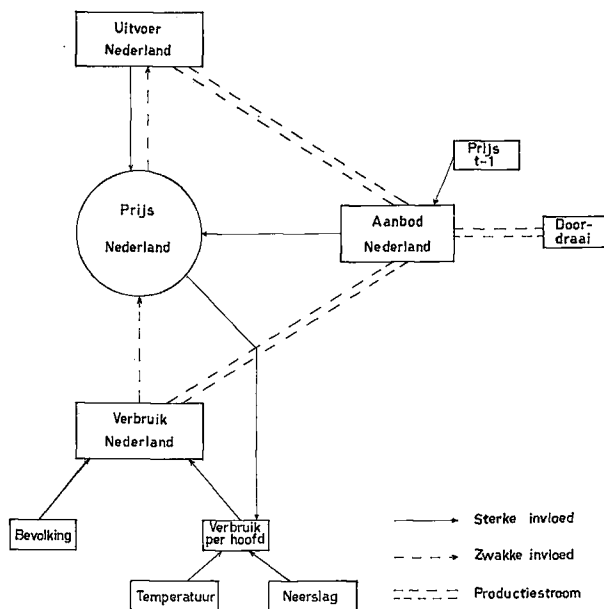
6.4.2. *Het krachtenspel in de slamarkt*

Het schema, dat een beeld geeft hoe de vraag naar en prijs van sla tot stand komen, vertoont veel overeenkomst met dat van de voorgaande maanden.

De veilingprijs wordt bepaald geacht door de grootte van het aanbod en de uitvoer. Het binnenlands verbruik was in deze periode van het jaar stabiel en

¹⁾ Bron: Centraal Bureau van de Tuinbouwveilingen, in een beschouwing over marktvooruitzichten in de periode half mei t/m eind oktober 1960.

FIG. 9. Het krachtspel in de sla-markt in juni, juli en augustus.



lijkt daarom weinig invloed te hebben uitgeoefend op veranderingen in de prijs.

De importeurs van Nederlandse sla in deze maanden, West-Duitsland en België/Luxemburg, kunnen grotendeels in hun eigen behoefte voorzien. Hun vraag naar Nederlandse sla zal ons inziens door de omvang van de eigen productie worden bepaald en slechts in bescheiden mate van het Nederlandse prijspeil afhangen. Om die reden is de uitvoer in ons schema als exogeen opgevat.

De veranderingen in het binnenlands verbruik per hoofd van de bevolking zijn zeer beperkt. Men hoort wel de mening dat het binnenlands slaverbruik bij warm weer groter is. Om die reden hebben wij naast de prijs van sla ook de temperatuur als verklarende factor voor de hoogte van het binnenlands slaverbruik opgenomen. Het is naar onze mening evenzeer mogelijk, dat veranderingen in de hoeveelheid neerslag van betekenis zijn voor het binnenlands slaverbruik; de neerslag is om die reden ook als verklarende factor in het schema opgenomen. Wel dient erop gewezen te worden, dat door de geringe veranderingen in het verbruik de invloed van toevalselementen op de veranderingen in de consumptie relatief aan betekenis wint.

Evenals in voorgaande maanden kan de grootte van het aanbod in onze analyse als een exogene grootte worden opgevat.

6.4.3. Het model

Op grond van het schema onder 6.4.2 komen we tot het volgende model:

$$(6.4.1) \quad y_1 = f(x_{10}, x_4) \quad y_1 = \text{de Nederlandse slauitvoer}$$

$$(6.4.2) \quad y_2 = f(y_1, x_3) \quad y_2 = \text{de slaprijs in Nederland}$$

$$(6.4.3) \quad y_3 = f(y_2, x_8, x_9) \quad y_3 = \text{de binnenlandse slaconsumptie per hoofd}$$

$$x_3 = \text{het sla-aanbod aan de Nederlandse veilingen}$$

$$x_8 = \text{de temperatuur}$$

x_9 = de neerslag
 x_{10} = de eigen produktie der importerende landen
 x_4 = import door importerende landen uit derde landen.

Wij beschikken niet over gegevens van de slaproduktie per maand in de importerende landen, zodat moet worden afgezien van een analyse van functie (6.4.1).

Wij nemen aan, dat het verband tussen de logaritmen van de variabelen lineair is en komen zo tot het volgende statistisch model:

$$(6.4.4) \quad y_2 \cong \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} y_1 + \alpha_{1,2} x_3 + \sigma_{\chi_T} \\ E(y_2 | y_1 = y_1) = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} E(y_1 | y_1 = y_1) + \alpha_{1,2} x_3$$

$$(6.4.5) \quad y_3 \cong \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} y_2 + \alpha_{2,2} x_8 + \alpha_{2,3} x_9 + \sigma_{\chi_T} \\ E(y_3 | y_2 = y_2) = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} E(y_2 | y_2 = y_2) + \alpha_{2,2} x_8 + \alpha_{2,3} x_9$$

Schatting van deze vergelijkingen door middel van de methode der kleinste kwadraten levert zuivere en meest doeltreffende schatters van $E(y_2 | y_1 = y_1)$ en $E(y_3 | y_2 = y_2)$.

6.4.4. De gegevens

x_8 : logaritme van de gemiddelde temperatuur overdag in graden Celsius De Bilt (Bron: Landbouwcijfers; Kon. Ned. Meteorologisch Instituut).

x_9 : logaritme van de neerslag in mm. De Bilt (Bron: Landbouwcijfers; Kon. Ned. Meteorologisch Instituut).

Voor de overige variabelen kunnen we wat betreft eenheidkeuze en bronnen, waaruit het statistisch materiaal werd verzameld, verwijzen naar 6.2.4. en 6.3.4.

6.4.5. Resultaten

Schatting van ons model, voor de maanden juni, juli en augustus afzonderlijk uitgevoerd op grond van gegevens over de periode 1950–1960, leverde de volgende resultaten:

Juni:

$$(6.4.6) \quad y_2 = -1,359 x_3 + 0,394 y_1 + 5,384 \quad R^2 = 0,76 \\ (\pm 0,288) \quad (\pm 0,118) \quad d = 2,040$$

$$(6.4.7) \quad y_3 = -0,167 y_2 - 0,013 x_8 + 2,847 \quad R^2 = 0,17 \\ (\pm 0,143) \quad (\pm 0,057) \quad d = 1,806$$

Juli:

$$(6.4.8) \quad y_2 = -0,968 x_3 + 0,410 y_1 + 3,808 \quad R^2 = 0,64 \\ (\pm 0,521) \quad (\pm 0,110) \quad d = 1,946$$

$$(6.4.9) \quad y_3 = -0,198 y_2 + 0,317 x_8 + 2,365 \quad R^2 = 0,47 \\ (\pm 0,075) \quad (\pm 0,378) \quad d = 1,737$$

Augustus:

$$(6.4.10) \quad y_2 = -0,654 x_3 + 0,371 y_2 + 2,813 \quad R^2 = 0,45 \\ (\pm 0,648) \quad (\pm 0,158) \quad d = 1,848$$

$$(6.4.11) \quad y_3 = -0,035 y_2 + 0,137 x_8 + 2,398 \quad R^2 = 0,01 \\ (\pm 0,118) \quad (\pm 0,574) \quad d = 1,835$$

De geschatte vergelijkingen hebben voor het merendeel een zeer lage maat van aanpassing (R^2). Alleen de regressievergelijkingen (6.4.6) en (6.4.8) bieden een redelijke verklaring van de veranderingen in de veilingprijs. Uit (6.4.6.), (6.4.8) en (6.4.10) mogen we besluiten, dat een toename van de uitvoer met 1 % een verhoging van de prijs met ca. 0,4 % tot gevolg heeft. De negatieve invloed van een toename van de produktie op de prijs, die slechts in vergelijking (6.4.6) statistisch betrouwbaar van nul afwijkt, is in absolute waarde 2 à 3 maal zo groot als de positieve invloed van de uitvoer.

De enige conclusie, die we uit (6.4.7), (6.4.9) en (6.4.11) mogen trekken is, dat de binnenlandse vraag naar sla zeer prijsinelastisch is. Alleen in juli week de prijselasticiteit met een waarde van $-0,20$ statistisch betrouwbaar van nul af. Een duidelijke invloed van de temperatuur op het binnenlands verbruik kon evenmin worden vastgesteld.

De spreiding van het binnenlands verbruik per hoofd ten opzichte van het gemiddelde verbruik bedroeg over de periode 1950 t/m 1960 in juni 1,5 %, in juli en augustus respectievelijk 0,08 en 0,09 % van het gemiddelde verbruik in deze maanden. De geringere variatie in het verbruik, mogelijk het niet verdisconteren van het slaverbruik uit eigen tuin en de korte periode – een maand – waarop onze waarnemingen betrekking hebben, maken, dat de toevalstermen relatief aan betekenis winnen voor de veranderingen in het binnenlands verbruik. Om die reden zijn de berekeningen herhaald met gegevens over de perioden juni en juli, respectievelijk juni, juli en augustus, als één geheel. Tevens werden temperatuur en neerslag in beide vergelijkingen van ons model opgenomen.

De resultaten van deze schattingen waren:

Juni + juli:

$$(6.4.12) \quad y_2 = -1,545 x_3 + 0,559 y_1 - 0,088 x_9 + 6,056 \quad R^2 = 0,89$$

$$(\pm 0,263) \quad (\pm 0,105) \quad (\pm 0,127) \quad d = 1,960$$

$$(6.4.13) \quad y_3 = -0,215 y_2 - 0,150 x_9 + 3,461 \quad R^2 = 0,39$$

$$(\pm 0,103) \quad (\pm 0,094) \quad d = 1,776$$

Juni + juli + augustus:

$$(6.4.14) \quad y_2 = -1,081 x_3 + 0,480 y_2 - 0,980 x_9 + 6,663 \quad R^2 = 0,93$$

$$(\pm 0,313) \quad (\pm 0,083) \quad (\pm 0,271) \quad d = 2,561$$

$$(6.4.15) \quad y_3 = -0,201 y_2 - 0,164 x_9 + 3,688 \quad R^2 = 0,55$$

$$(\pm 0,070) \quad (\pm 0,074) \quad d = 1,75$$

Juni + juli + augustus

$$(6.4.16) \quad y_2 = -0,848 x_3 + 0,613 y_2 + 0,608 x_8 + 2,144 \quad R^2 = 0,81$$

$$(\pm 0,519) \quad (\pm 0,199) \quad (\pm 0,912) \quad d = 2,702$$

$$(6.4.17) \quad y_3 = -0,154 y_2 + 0,118 x_8 + 3,087 \quad R^2 = 0,21$$

$$(\pm 0,089) \quad (\pm 0,477) \quad d = 1,960$$

De maat van aanpassing (R^2) is in deze regressievergelijkingen beter dan in die voor de maanden afzonderlijk. De verschillen tussen de resultaten voor juni + juli en juni t/m augustus zijn gering, zodat de discussie tot de drie-maandelijke periode beperkt kan blijven.

We mogen concluderen, dat een toename van de uitvoer met 1 % een prijsverhoging met ca. 0,5 % bewerkstelligt, daarentegen, dat een toename van de

produktie met 1% een daling van de prijs met ca. 1% tot gevolg heeft. Deze resultaten, die statistisch betrouwbaar van nul afwijken, komen redelijk overeen met wat in de vergelijkingen (6.4.6), (6.4.8) en (6.4.10) voor de afzonderlijke maanden werd vastgesteld.

De neerslag heeft een duidelijk negatieve invloed op de prijs. Mogelijk wordt door grotere neerslag de vraag naar sla afgeremd, hetgeen ook in de negatieve coëfficiënt van x_9 in (6.4.15) tot uitdrukking komt. De grote absolute waarde van de coëfficiënt van x_9 in (6.4.14) vindt ons inziens vooral zijn oorzaak in de nadelige invloed van veel regen op de kwaliteit en zo op het prijsniveau van de vollegrondssla.

Ofschoon ook voor de maanden juni t/m augustus slechts een beperkt gedeelte van de veranderingen in het verbruik kon worden verklaard, blijkt uit (6.4.15), dat de neerslag een geringe negatieve invloed op het binnenlands verbruik heeft. De prijselasticiteit van $-0,2$, die statistisch betrouwbaar in (6.4.15) werd vastgesteld, komt redelijk overeen met de beperkte invloed van de prijs op de vraag, die voor de zomermaanden afzonderlijk werd gemeten.

De alternatieve formulering, waarin de hoeveelheid neerslag x_9 door de temperatuur x_8 werd vervangen, gaf een geringere verklaring van de verandering in prijs en binnenlands slaverbruik per hoofd. De coëfficiënten van x_8 suggereren een positieve invloed van de temperatuur op de slaprijs en het binnenlands verbruik; zij wijken echter niet statistisch betrouwbaar af van nul.

Het invoeren van neerslag en temperatuur beide als verklarende variabelen gaf geen verbetering van R^2 ten opzichte van (6.4.14) en (6.4.15).

6.4.6. *Samenvatting*

De Nederlandse slamarkt vertoont in de maanden juni, juli en augustus, gedurende de periode 1949 t/m 1960, een stabiel beeld. Het aanbod van sla aan de veilingen is in juni niet noemenswaard gewijzigd. In juli en augustus is de toename van het aanbod ook slechts bescheiden in vergelijking met de voorgaarsmaanden. Deze beperkte groei van het aanbod hangt ongetwijfeld samen met de matige toename van de afzetmogelijkheden. Zo is de uitvoer in juni sinds 1949 vrijwel niet toegenomen. Hoewel in juli en augustus de uitvoer aanmerkelijk is uitgebreid, blijft ook in deze maanden het aandeel van de uitvoer in de totale afzet beperkt – in de periode 1957 t/m 1960 voor juni, juli en augustus respectievelijk 14, 23 en 25% –.

Het grootste gedeelte van de produktie vindt zijn weg in het binnenland. De binnenlandse vraag vertoont echter weinig ontwikkeling; sinds 1956 zelfs enige daling. De laatste is echter niet van dien aard, dat van een trendmatige ontwikkeling kan worden gesproken. De invloed van de prijs op de consumptie is gering, $\epsilon_p = -0,2$ voor de drie maanden als geheel en wellicht nog lager voor juni en augustus. De omvang van de neerslag heeft een negatieve invloed op de consumptie, de temperatuur daarentegen een positieve, waarbij kon worden vastgesteld, dat de invloed van de neerslag groter is dan die van de temperatuur.

Deze stabiliteit van de binnenlandse vraag heeft tot gevolg, dat produktie-uitbreiding een grote negatieve invloed op de prijs heeft – de relatieve daling van de prijs als gevolg van een toename van de produktie met 1% bedraagt 1,08% tot 1,54% in deze maanden. Toename van de uitvoer heeft een duidelijk stimulerende invloed op de prijs – een relatieve verandering van de uitvoer met 1% doet de prijs stijgen met 0,48%. De uitvoer is echter niet afhankelijk van het Nederlands prijsniveau of de omvang van de produktie in ons land – de schat-

ting van de correlatiecoëfficiënt tussen uitvoer en produktie was voor juni t/m augustus over de jaren 1950 t/m 1960 $+0,20$ – maar van de buitenlandse behoefte. De laatste is echter in de zomermaanden niet zo groot, gezien de belangrijke eigen produktie van de importerende landen. Het valt dus te begrijpen, dat vaak aanzienlijke hoeveelheden moeten worden doorgedraaid, vooral in de maand juni.

6.5. DE SLAMARKT IN SEPTEMBER EN OKTOBER

6.5.1. Beschrijving van de markt

Het aanbod. Was in de zomermaanden de slamarkt betrekkelijk stabiel, september en nog meer oktober gaven in de jaren 1949 t/m '60 een aanzienlijke toename van de produktie te zien. Deze uitbreiding hing in oktober samen met de grote expansie van de produktie van sla onder glas als nateelt van tomaten.

De correlatiecoëfficiënt tussen het aanbod van sla in een bepaald jaar en de gemiddeld ontvangen prijs in het voorafgaande jaar geschat uit gegevens over de periode 1950 t/m '60 bedroeg $+0,63$; de beschikbare gegevens zijn echter onvoldoende om een verband tussen het sla-areaal in een bepaald jaar en de slaprijs in een daaraan voorafgaand jaar te kunnen meten.

TABEL 6.16. Aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in september en oktober; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952		1953 t/m 1956		1957 t/m 1960	
	tonnen	index	tonnen	index ¹⁾	tonnen	index ¹⁾
September	2303	100	2917	127	3576	155
Oktober	1462	100	2628	179	3828	262

¹⁾ 1949 t/m 1952 = 100.

De afzet. Evenals in de zomermaanden is de afzet in september en oktober voornamelijk gericht op de binnenlandse markt. Het valt in vergelijking met andere maanden, waarin een sterke groei van de slaproduktie viel waar te nemen, op dat het aandeel van de binnenlandse markt in de totale afzet gedurende de periode 1953 t/m '60 vrijwel niet is veranderd en in september 65%, respectievelijk in oktober 74% bedroeg.

TABEL 6.17. Het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in september en oktober en zijn bestemming; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
	1		2	3	4	1		2	3	4	1		2	3	4
September	2303	100	22	74	4	2917	100	32	65	3	3576	100	29	65	7
Oktober	1462	100	23	74	3	2628	100	16	74	10	3829	100	21	73	4

1: Aanbod in tonnen en %.

2: Uitvoer in % van het aanbod.

3: Binnenland in % van het aanbod.

4: Doordraai in % van het aanbod.

In september en oktober werden gemiddeld over de jaren 1957 t/m '60 respectievelijk 29 en 21 % van de totale sla-aanvoer aan de Nederlandse veilingen in het buitenland afgezet. Hoewel een duidelijke toename van de uitvoer heeft plaats gehad in deze maanden, was zij niet zo spectaculair als in het voorjaar.

TABEL 6.18. De relatieve verdeling van de Nederlandse sla-uitvoer in september en oktober, gemeten in tonnen, over de belangrijkste importlanden; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
	1	2	3	4		1	2	3	4		1	2	3	4	
September	512	100	34	58	—	928	100	31	45	2	1017	100	42	34	9
Oktober	331	100	30	46	—	420	100	31	32	7	789	100	28	22	19

1: Totale uitvoer in tonnen en %.

2: West Duitsland in % van de totale uitvoer.

3: België-Luxemburg in % van de totale uitvoer.

4: Verenigd Koninkrijk in % van de totale uitvoer.

Ook in deze maanden heeft West-Duitsland zich ontwikkeld tot de belangrijkste buitenlandse afnemer, zij het in mindere mate dan in april en mei. De vergroting van de slaproductie is vooral opgevangen door de groei van het binnenlands verbruik; de opkomst van de najaarsteelt van sla onder glas bood nieuwe consumptiemogelijkheden, die door de binnenlandse consument gretig zijn benut, zoals uit tabel 6.17 blijkt.

Door de toename in de binnenlandse en buitenlandse vraag, deden zich weinig afzetproblemen voor van 1949 t/m '60 en bleef de doordraai beperkt.

6.5.2. Het krachtenspel in de slamarkt

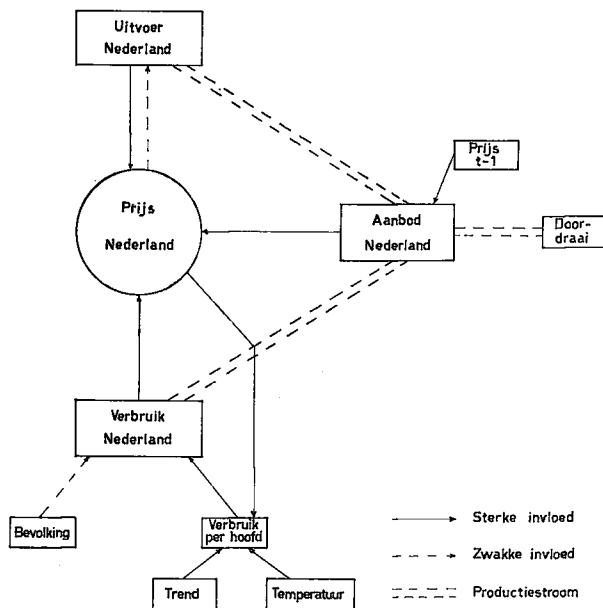


FIG. 10. Het krachtenspel in de slamarkt in september en oktober.

Evenals in andere maanden moet de grootte van de uitvoer en produktie voor de prijsontwikkeling van belang worden geacht. In oktober vertoont het binnenlands verbruik een dergelijke groei, dat deze wellicht een stimulerende invloed op het prijsniveau heeft gehad. Deze mogelijkheid hebben wij in de andere maanden niet onder ogen gezien, omdat daar het binnenlands verbruik veel minder groeide dan de uitvoer en produktie.

De trend in het binnenlands verbruik menen we aan een wijziging in de consumptiegewoonten te kunnen toeschrijven. De veronderstelling dat deze ontwikkeling samenhangt met de groei van het voor consumptie beschikbare inkomen lijkt ons minder zinvol, omdat het prijsniveau van sla in deze maanden niet hoog is vergeleken met dat van andere groenten en een beperkte koopkracht om die reden geen rem is voor de aankoop van sla in deze maanden. Het is mogelijk, dat de temperatuur het verbruik heeft beïnvloed. Hoewel in een periode met een sterke trend in het verbruik de reacties van de vraag op prijsveranderingen relatief van minder betekenis lijken, sluiten wij een mogelijke invloed van veranderingen in de prijs op de ontwikkeling in de binnenlandse vraag niet uit.

De beperkte uitvoer en de redelijke spreiding ervan over een aantal landen doen vermoeden, dat de grootte van de uitvoer naar de afzonderlijke landen wordt bepaald door de aldaar bestaande behoeften en dat het Nederlands prijsniveau hiervoor van geringe betekenis is geweest. Om die reden hebben wij de uitvoer, evenals het aanbod, als exogeen opgevat in ons schema. Een statistische analyse van de uitvoer heeft, gezien de bescheiden uitvoer naar de afzonderlijke landen, weinig zin.

6.5.3. *Het model*

Op grond van het schema dat onder 6.5.2. is weergegeven, komen we tot het volgende model voor oktober.

- | | | |
|---------|--------------------------|---|
| (6.5.1) | $y_2 = f(y_4, y_1, x_3)$ | y_1 = de Nederlandse slauitvoer |
| (6.5.2) | $y_3 = f(y_2, x_7, x_8)$ | y_2 = de slaprijs in Nederland |
| (6.5.3) | $y_4 = y_3 \cdot x_{11}$ | y_3 = het binnenlands sla-verbruik per hoofd |
| | | y_4 = het totale binnenlands sla-verbruik |
| | | x_3 = het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen |
| | | x_7 = de tijd |
| | | x_8 = de temperatuur |
| | | x_{11} = de bevolking Nederland |

In september was de groei van het binnenlands verbruik aanzienlijk kleiner, zodat y_4 niet in (6.5.1) wordt opgenomen en dus (6.5.3) overbodig wordt. Het model krijgt dan dezelfde vorm als dat voor de zomermaanden in 6.4.3.

Wij nemen aan, dat de functies lineair zijn in de logaritmen en specificeren het vraagmodel statistisch als volgt:

- | | |
|---------|--|
| (6.5.4) | $y_2 \cong \alpha_{1,1} y_1 + \alpha_{1,2} x_3 + \alpha_{1,0} + \sigma_{\chi_T}$ |
| (6.5.5) | $E(y_2 y_1 = y_1) = \alpha_{1,1} E(y_1 y_1 = y_1) + \alpha_{1,2} x_3 + \alpha_{1,0}$ |
| (6.5.6) | $y_3 \cong \alpha_{2,1} y_2 + \alpha_{2,2} x_8 + \alpha_{2,0} + \sigma_{\chi_T}$ |
| (6.5.7) | $E(y_3 y_2 = y_2) = \alpha_{2,1} E(y_2 y_2 = y_2) + \alpha_{2,2} x_8 + \alpha_{2,0}$ |

Ook voor oktober gaan wij uit van functies, die lineair zijn in de logaritmen en komen tot de volgende statistische specificatie:

$$(6.5.8) \quad y_2 \cong \alpha_{1,1} (y_3 + x_{11}) + \alpha_{1,2} y_1 + \alpha_{1,3} x_3 + \alpha_{1,0} + \sigma \chi_T \\ E[(y_2 - \alpha_{1,1} y_3) | y_1 = y_1] = \alpha_{1,1} x_{11} + \alpha_{1,2} E(y_1 | y_1 = y_1) + \\ + \alpha_{1,3} x_3 + \alpha_{1,0}$$

$$(6.5.9) \quad y_3 \cong \alpha_{2,1} y_2 + \alpha_{2,2} x_7 + \alpha_{2,3} x_8 + \alpha_{2,0} + \sigma \chi_T \\ E(y_3 - \alpha_{2,1} y_2) = \alpha_{2,2} x_7 + \alpha_{2,3} x_8 + \alpha_{2,0}$$

Wij constateren, dat in deze formulering beide vergelijkingen overgeïdentificeerd zijn.

Aangezien de invloed van de groei der bevolking op de omvang van het binnenlands verbruik veel kleiner is dan de stijging van het verbruik per hoofd hebben we de variabele y_4 vervangen door y_3 zodat vergelijking (6.5.8) verandert tot:

$$(6.5.8)' \quad y_2 \cong \alpha_{1,1} y_3 + \alpha_{1,2} y_1 + \alpha_{1,3} x_3 + \alpha_{1,0} + \sigma \chi_T \\ E[(y_2 - \alpha_{1,1} y_3) | y_1 = y_1] = \alpha_{1,3} x_3 + \alpha_{1,2} E(y_1 | y_1 = y_1) + \alpha_{1,0}$$

In het model bestaande uit de vergelijkingen (6.5.8)' en (6.5.9) zijn beide vergelijkingen overgeïdentificeerd. De formulering (6.5.8)' heeft het voordeel, dat de correlatie tussen x_7 en x_{11} in de herleide vormvergelijkingen wordt vermeden. We zullen de vergelijkingen (6.5.8)' en (6.5.9) schatten door middel van de methode der kleinste kwadraten in twee ronden.

Zoals reeds in 6.5.2. werd gesteld, lijkt het niet waarschijnlijk, dat prijs-schommelingen in deze maanden een grote invloed hebben gehad op het binnenlands verbruik. Een alternatieve formulering van het model, bestaande uit de vergelijkingen (6.5.8)' en (6.5.9), is dus die, waarbij y_2 , de prijs van sla, uit (6.5.9) verwijderd is. De statistische specificatie van het model wordt dan:

$$(6.5.8)' \quad y_2 \cong \alpha_{1,1} y_3 + \alpha_{1,2} y_1 + \alpha_{1,3} x_3 + \alpha_{1,0} + \sigma \chi_T \\ E(y_2 | y_3 = y_3, y_1 = y_1) = \alpha_{1,1} E(y_3 | y_3 = y_3) + \alpha_{1,2} E(y_1 | y_1 = \\ = y_1) + \alpha_{1,3} x_3 + \alpha_{1,0}$$

$$(6.5.9)' \quad y_3 \cong \alpha_{2,2} x_7 + \alpha_{2,3} x_8 + \alpha_{2,0} + \sigma \chi_T \\ E(y_3) = \alpha_{2,2} x_7 + \alpha_{2,3} x_8 + \alpha_{2,0}$$

Onder deze specificatie kunnen de vergelijkingen geschat worden door middel van de methode der kleinste kwadraten om zuivere en doeltreffendste schatters van $E(y_2 | y_3 = y_3, y_1 = y_1)$ en $E(y_3)$ te krijgen.

6.5.4. De gegevens

De gegevens zijn in dezelfde eenheden en ontleend aan dezelfde bronnen als in de voorgaande perioden en we verwijzen hiertoe naar de subparagrafen 6.2.4, 6.3.4, 6.4.4 van dit hoofdstuk.

6.5.5. Resultaten

Schatting van het model voor september op grond van gegevens over de periode 1950 t/m '60 leverde als resultaat:

$$(6.5.10) \quad y_2 = -0,292 x_3 + 0,351 y_1 + 1,672 \quad R^2 = 0,63 \\ (\pm 0,390) \quad (\pm 0,255)$$

De conclusies die uit de analyse voor september kunnen worden getrokken zijn niet talrijk. We constateren, dat de uitvoer een duidelijk positieve invloed

op de prijs heeft, immers, een toename van de uitvoer met 1 % gaat samen met een stijging van de prijs met 0,35 %. De negatieve invloed van een groter aanbod op de prijs is volgens (6.5.10) beperkt en wijkt niet statistisch betrouwbaar van nul af, zoals trouwens ook geldt voor de invloed van y_1 , de uitvoer.

Er kon geen regressievergelijking voor het binnenlands verbruik worden vastgesteld. Zowel prijs als temperatuur bieden geen verklaring voor de veranderingen in het binnenlands verbruik en hun invloeden op de vraag wijken niet statistisch betrouwbaar van nul af.

Schatting van de herleide vormvergelijkingen, behorende bij het model (6.5.8)' en (6.5.9) in 6.5.3 op grond van gegevens in oktober 1950 t/m '60 leverde als resultaat ¹⁾:

$$(6.5.11) \quad y_2 = 0,222 x_7 + 0,229 y_1 - 0,735 x_8 - 0,169 x_3 \quad R^2 = 0,76$$

$$(\pm 0,151) \quad (\pm 0,128) \quad (\pm 0,716) \quad (\pm 0,383)$$

$$(6.5.12) \quad y_3 = 0,018 x_7 - 0,186 y_1 - 0,080 x_8 + 1,031 x_3 \quad R^2 = 0,82$$

$$(\pm 0,163) \quad (\pm 0,136) \quad (\pm 0,773) \quad (\pm 0,413)$$

Wij constateren, dat de geschatte herleide vormvergelijkingen een goede verklaring geven van de veranderingen in de prijs en het verbruik per hoofd in de periode 1950 t/m '60. Bij de interpretatie van de coëfficiënten van de regressievergelijkingen (6.5.11) en (6.5.12) dient men rekening te houden met de correlatie tussen de trendfactor x_7 en het aanbod van sla aan de veiling, x_3 . Wij hebben daarom de vectoren y_1 , x_8 en x_3 , georthogonaliseerd naar x_7 en uit deze georthogonaliseerde vectoren de herleide vormvergelijkingen geschat, met als resultaat:

$$(6.5.13) \quad y_2 = 0,249 x_7 + 0,209 y'_1 - 0,896 x'_8 - 0,169 x'_3 \quad R^2 = 0,76$$

$$(\pm 0,073) \quad (\pm 0,092) \quad (\pm 0,617) \quad (\pm 0,383)$$

$$(6.5.14) \quad y_3 = 0,383 x_7 + 0,001 y'_1 + 1,060 x'_8 + 1,031 x'_3 \quad R^2 = 0,82$$

$$(\pm 0,079) \quad (\pm 0,099) \quad (\pm 0,665) \quad (\pm 0,412)$$

Het blijkt dat de correlatie tussen de verklarende variabelen in (6.5.12) aanzienlijke invloed heeft op de waarde der geschatte coëfficiënten. In (6.5.14) komt de invloed van de trendmatige ontwikkeling in het slaverbruik duidelijk tot uiting. In (6.5.14) constateert men tevens dat de temperatuur een positieve invloed op het verbruik heeft, hoewel de coëfficiënt van x'_8 een grote spreiding bezit.

Dat de temperatuur een negatieve invloed heeft op de prijs, lijkt in tegenspraak met de positieve invloed op het verbruik per hoofd. Waarschijnlijk is de negatieve invloed van de temperatuur in (6.5.11) en (6.5.13) een gevolg van de positieve correlatie, die tussen de temperatuur en de grootte van het aanbod bestaat.

De coëfficiënt van x_7 , de factor tijd in (6.5.11) en (6.5.13), bedraagt ca. 0,2, hetgeen wijst op een lichte trend in de prijs als gevolg van de groei van binnenlands verbruik en uitvoer.

De schatting van de structuurvergelijkingen door middel van de methode der

¹⁾ In de vergelijkingen (6.5.11) t/m (6.5.14) zijn de variabelen uitgedrukt in afwijkingen ten opzichte van hun gemiddelde.

kleinste kwadraten in twee ronden uit gegevens over de periode 1950 t/m '60 gaf het resultaat:

$$(6.5.15) \quad y_2 = 0,332 y_1 + 0,334 y_3 - 0,358 x_3 + 1,076 \quad R^2 = 0,72$$

$$(\pm 0,092) \quad (\pm 0,298) \quad (\pm 0,239) \quad d = 2,01$$

$$(6.5.16) \quad y_3 = 0,359 x_7 + 0,863 x_8 - 0,180 y_2 + 1,359 \quad R^2 = 0,79$$

$$(\pm 0,196) \quad (\pm 0,862) \quad (\pm 0,513) \quad d = 1,89$$

De coëfficiënten van y_1 en y_3 zijn beide positief; het blijkt, dat zowel verhoging van de uitvoer als van de binnenlandse vraag een positieve invloed hebben op de prijs. De invloed van y_3 is niet statistisch betrouwbaar; ook hier stoten we op de moeilijkheid dat y_1 en y_3 in hoge mate gecorreleerd zijn. Zo vindt men bij orthogonaliseren van de vectoren y_1 , y_3 en x_3 in (6.5.15) naar y_1 , de uitvoer, voor de regressievergelijking, die de prijs verklaart ¹⁾:

$$(6.5.15)' \quad y_2 = 0,270 y_1 + 0,004 y_3' - 0,358 x_3' \quad R^2 = 0,72$$

$$(\pm 0,067) \quad (\pm 0,199) \quad (\pm 0,239)$$

Bij orthogonaliseren van de vectoren y_1 , y_3 en x_3 in (6.5.15) naar y_3 :

$$(6.5.15)'' \quad y_2 = 0,377 y_3 + 0,269 y_1^* - 0,358 x_3^* \quad R^2 = 0,72$$

$$(\pm 0,163) \quad (\pm 0,082) \quad (\pm 0,238)$$

De invloeden van y_1 en y_1' in (6.5.15)' en (6.5.15)'' zijn van dezelfde orde van grootte, daarentegen is de invloed van y_3' zeer klein, dit in tegenstelling tot die van y_3 in (6.5.15)'.

Wij mogen besluiten, dat een toename van de uitvoer met 1 % gemiddeld een verhoging van de prijs in de afgelopen 11 jaren van 0,25–0,3 % tot gevolg heeft gehad. De positieve invloed van een autonome verandering in het binnenlands verbruik op de prijs was vermoedelijk kleiner.

In (6.5.16) vinden we resultaten, die goed overeenstemmen met hetgeen in de herleide vormvergelijking (6.5.14) kon worden geconstateerd. De veranderingen in het binnenlands verbruik per hoofd worden grotendeels verklaard uit de trendfactor x_7 en de invloed van de temperatuur is sterk positief, maar wijkt statistisch niet betrouwbaar af van nul.

De nieuwe informatie, die uit (6.5.16) ten opzichte van (6.5.14) wordt verkregen, is dat de invloed van de veilingprijs op het binnenlands verbruik zeer klein is en statistisch niet betrouwbaar van nul afwijkt. Wij verwijderden daarom de prijs uit de vergelijking, die het binnenlands verbruik per hoofd verklaart, dus de specificatie (6.5.8)' en (6.5.9)' uit 6.5.3, en hebben dit model geschat uit dezelfde gegevens met de methode der kleine kwadraten. Deze schatting leverde vrijwel gelijke resultaten op als we verkregen hadden uit de schatting van het model (6.5.8)', (6.5.9).

6.5.6. *Samenvatting*

De produktie en uitvoer van sla zijn in september gestegen. Ook het binnenlands verbruik nam toe, zij het in mindere mate. In oktober was de uitbreiding van produktie en uitvoer relatief veel groter dan in september. Tevens valt het op, dat het binnenlands verbruik zo is gegroeid in oktober, dat de binnenlandse markt haar aandeel in de totale afzet van sla, 73 à 74 %, in de periode 1949 t/m '60 kon handhaven.

¹⁾ De variabelen in (6.5.15)' en (6.5.15)'' zijn uitgedrukt in afwijkingen ten opzichte van hun gemiddelde.

De veranderingen in het prijsniveau van sla zijn in September voor een groot gedeelte te verklaren uit wijzigingen in de aangeboden hoeveelheid en de grootte van de uitvoer. Een toename van de uitvoer met 1 % veroorzaakt een prijsverhoging van ca. 0,3 %. Een vergroting van het aanbod lijkt een prijsdaling van ongeveer 0,3 % tot gevolg te hebben, hoewel deze invloed niet statistisch betrouwbaar kon worden vastgesteld.

De veranderingen in prijs en het binnenlands verbruik per hoofd in oktober kunnen goed worden verklaard uit een trendfactor en wijzigingen in uitvoer, temperatuur en produktie. Bij de interpretatie van de coëfficiënten in de regressievergelijkingen diende rekening te worden gehouden met de correlatie tussen de verklarende variabelen. Een beter inzicht hierin werd gekregen door de vectoren van de waarnemingen der verklarende variabelen naar de vector van de tijdswaarnemingen te orthogonaliseren. We mogen uit deze resultaten concluderen, dat in oktober een toename van de uitvoer met 1 % een verhoging van de prijs met 0,25 tot 0,3 % tot gevolg heeft. Een groei met 1 % in het binnenlands verbruik veroorzaakte een toename van de prijs van 0,0 tot 0,2 %.

De belangrijkste oorzaak voor de veranderingen in het binnenlands verbruik is de trend; de coëfficiënt van x_7 , de factor tijd, bedraagt 0,36 tot 0,38. Deze trend in de ontwikkeling van het binnenlands verbruik moet ons inziens niet aan veranderingen in het voor consumptie beschikbare inkomen worden toegeschreven, maar beschouwd worden als aanpassing aan nieuwe consumptiemogelijkheden, die zich met de opkomst van de najaarsteelt van sla onder glas voordeden. Het lijkt, dat hoge temperaturen een stimulerende invloed op het binnenlands verbruik hebben. Deze invloed kon echter niet statistisch betrouwbaar worden gemeten; dit laatste was eveneens het geval voor de negatieve invloed van de temperatuur op de prijs.

Prijsveranderingen hadden in september geen invloed op de binnenlandse vraag en ook in oktober werd een lage prijselasticiteit van $-0,18$ gemeten, die echter niet statistisch betrouwbaar van nul afwijkt.

6.6. DE SLAMARKT IN NOVEMBER EN DECEMBER

6.6.1. Beschrijving van de markt

Het aanbod. De sla die in deze maanden aan de veilingen wordt aangevoerd, is geteeld onder glas; in november voornamelijk onder koud in december onder verwarmd glas. De toename van de slaproduktie in deze maanden laat nog veel beter dan in oktober zien, hoe in de laatste jaren de najaarsteelt van sla onder glas is uitgebreid. Zo steeg de produktie in de maand november gedurende de periode 1957 t/m 1960 tot het vijfvoud van die in de periode 1949 t/m 1952; voor de overeenkomstige perioden breidde de produktie in december uit tot het

TABEL 6.19. Het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in november en december; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

	1949 t/m 1952		1953 t/m 1956		1957 t/m 1960	
	tonnen	index	tonnen	index ¹⁾	tonnen	index ¹⁾
November	750	100	1671	223	3807	508
December	380	100	1372	361	4205	1107

¹⁾ 1949 t/m 1952 = 100.

elfvoud (tabel 6.19). Deze groei van de slaproduktie was mogelijk door een betere benutting en een aanzienlijke uitbreiding van de oppervlakte staand glas.

De afzet. Na sinds juni slechts in beperkte mate aan de markt te zijn geweest, wordt het buitenland in november en december weer de belangrijkste afnemer van Nederlandse sla. Zo vond in 1949 t/m 1952 ca. 40 % van het totale Nederlandse aanbod zijn weg over de grenzen, welk percentage in 1957 t/m 1960 is toegenomen tot 61 % en 70 % voor november, respectievelijk december. De ontwikkeling van de binnenlandse afzet vertoonde uiteraard een tegengesteld verloop en nam af van 55 %, en 63 % in 1949 t/m 1952 tot 32 %, en 22 % in 1957 t/m 1960 in november, respectievelijk december.

Hoewel met de vergroting van het aanbod een toename van de doordraai samengaat, bedraagt de laatste nog steeds minder dan 10 % van het totale aanbod.

TABEL 6.20. Het aanbod van sla aan de Nederlandse veilingen in de maanden november en december en zijn bestemming over binnenland, uitvoer en doordraai; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

		1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
		1	2	3	4		1	2	3	4		1	2	3	4	
November	750	100	44	55	1	1672	100	44	52	4	3808	100	61	32	7	
December	380	100	37	63	—	1372	100	62	37	1	4205	100	70	22	8	

- 1: Aanbod in ton en %.
- 2: Uitvoer in % van het aanbod.
- 3: Binnenland in % van het aanbod.
- 4: Doordraai in % van het aanbod.

De uitvoer is relatief meer gegroeid dan de produktie, waarmee een verschuiving in de belangrijkheid van de diverse afnemers is samengegaan. Werd rond 1950 nog het grootste gedeelte van de uitvoer in het Verenigd Koninkrijk afgezet, ook voor deze maanden heeft West-Duitsland die positie overgenomen. Niettemin is ook de uitvoer naar het Verenigd Koninkrijk gegroeid en mag de spreiding van de uitvoer minder eenzijdig heten dan in andere perioden van het jaar. Als andere buitenlandse afnemers van Nederlandse sla kunnen worden genoemd België en Luxemburg, die in de laatste jaren relatief kleine hoeveelheden afnamen.

TABEL 6.21. De Nederlandse sla-uitvoer in november en december en haar bestemming; vierjaarlijkse gemiddelden over de periode 1949 t/m 1960

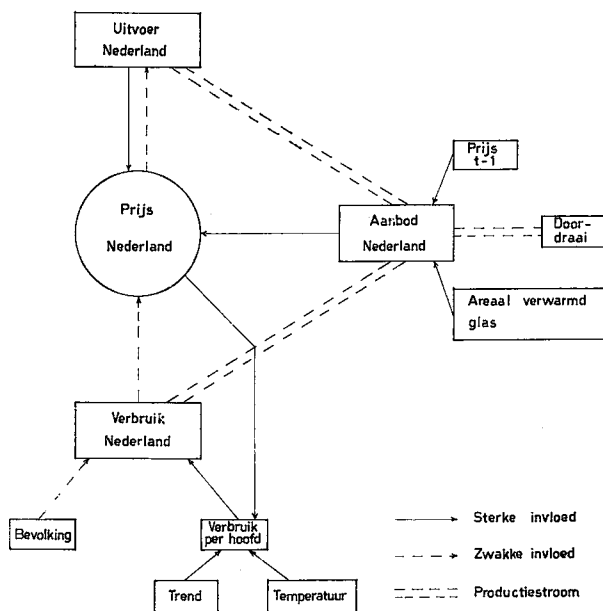
		1949 t/m 1952					1953 t/m 1956					1957 t/m 1960				
		1	2	3	4		1	2	3	4		1	2	3	4	
November	331	100	37	38	25	740	100	44	33	16	2331	100	47	30	10	
December	149	100	30	40	29	854	100	48	36	11	2937	100	47	36	8	

- 1: Totale uitvoer in ton en %.
- 2: West-Duitsland in % van de totale uitvoer.
- 3: Verenigd Koninkrijk in % van de totale uitvoer.
- 4: België-Luxemburg in % van de totale uitvoer.

Ook al heeft de uitvoer de binnenlandse vraag overvleugeld, dit neemt niet weg, dat het binnenlands verbruik in deze maanden aanzienlijk is gestegen. De grote uitbreiding van de produktie heeft nieuwe consumptiemogelijkheden geopend, die door de binnenlandse consument benut zijn. De toename van het inkomen per hoofd lijkt ons niet zo'n belangrijke oorzaak voor deze groei van het binnenlands verbruik, omdat sla in deze periode van het jaar geen hoog prijsniveau heeft en om die reden niet als luxe-produkt kan worden aangemerkt.

6.6.2. Het krachtenspel in de slamarkt

FIG. 11. Het krachtenspel in de slamarkt in november en december.



Mede op grond van de beschrijving van de markt in 6.6.1 menen wij de wijze, waarop vraag en prijs aan de veiling tot stand komen, door bovenstaande figuur te kunnen weergeven.

De prijs wordt ons inziens voornamelijk bepaald door de grootte van de uitvoer en de aanvoer. De veranderingen in het binnenlands verbruik achten we van geringere betekenis voor de veranderingen in de prijs, omdat het binnenlands verbruik relatief veel minder is gegroeid dan produktie en uitvoer.

Het aanbod wordt als exogeen opgevat. De uitvoer wordt voornamelijk bepaald door buitenlandse marktomstandigheden, te weten de ontwikkelingen in de vraag, eigen produktie en import uit andere landen. Het prijsniveau aan de Nederlandse veilingen lijkt ons dan ook van minder betekenis voor de grootte van de uitvoer en de uitvoer wordt als exogeen in het schema beschouwd.

De belangrijkste verandering in het binnenlands verbruik per hoofd is de trendmatige ontwikkeling, die we om reeds in 6.6.1 genoemde redenen niet aan de groei in het inkomen willen koppelen. Als andere factoren, die de binnenlandse vraag per hoofd beïnvloeden, zijn de prijs van sla en de temperatuur in het schema opgenomen.

6.6.3. Het model

Op grond van het schema in 6.6.2 komen we tot het volgende model:

- (6.6.1) $y_2 = f(y_1, x_3, x_8)$ y_1 = de Nederlandse uitvoer van sla
 (6.6.2) $y_3 = f(y_2, x_7, x_8)$ y_2 = de prijs van sla aan Nederlandse veilingen
 y_3 = de consumptie van sla per hoofd van de bevolking in Nederland
 x_3 = het aanbod van sla aan de veilingen in Nederland
 x_7 = de tijd
 x_8 = de temperatuur

De uitvoer zou in een afzonderlijke functie moeten worden geanalyseerd, waarbij de prijs in het buitenland, het inkomensniveau in het buitenland en de importen uit andere landen als verklarende variabelen zouden kunnen worden opgenomen. Voor een dergelijke analyse ontbreken ons echter voldoende gegevens.

Wij veronderstellen dat de functies lineair zijn in de logaritmen en specificeren het vraagmodel statistisch als volgt:

- (6.6.1) $y_2 \cong \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} y_1 + \alpha_{1,2} x_3 + \alpha_{1,3} x_8 + \sigma_{\chi_T}$
 $E(y_2 | y_1 = y_1) = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} E(y_1 | y_1 = y_1) + \alpha_{1,2} x_3 + \alpha_{1,3} x_8$
 (6.6.2) $y_3 \cong \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} y_2 + \alpha_{2,2} x_7 + \alpha_{2,3} x_8 + \sigma_{\chi_T}$
 $E(y_3 | y_2 = y_2) = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} E(y_2 | y_2 = y_2) + \alpha_{2,2} x_7 + \alpha_{2,3} x_8$

$E(y_2 | y_1 = y_1)$ en $E(y_3 | y_2 = y_2)$ kunnen onder deze specificatie zuiver en doeltreffendst worden geschat door middel van de methode der kleinste kwadraten.

6.6.4. De gegevens

De gegevens zijn gemeten in dezelfde eenheden en ontleend aan dezelfde bronnen als in de voorgaande paragrafen en we verwijzen hiervoor naar de subparagrafen 6.2.4, 6.3.4, 6.4.4 en 6.5.4.

6.6.5. Resultaten

Schatting van het model uit 6.6.3 op grond van gegevens over de periode 1950 t/m 1960 voor november en 1948 t/m 1958 voor december, leidde tot de volgende resultaten:

November:

- (6.6.3) $y_2 = 1,972 - 0,266 x_3 + 0,325 y_1 - 0,142 x_8$ $R^2 = 0,63$
 $(\pm 0,279) (\pm 0,208) (\pm 0,153) d = 2,254$
 (6.6.4) $y_3 = 0,777 + 0,795 x_7 - 0,178 y_2 + 0,407 x_8$ $R^2 = 0,90$
 $(\pm 0,129) (\pm 0,366) (\pm 0,183) d = 1,393$

December:

- (6.6.5) $y_2 = 1,576 - 0,225 x_3 + 0,119 y_1 + 0,418 x_8$ $R^2 = 0,58$
 $(\pm 0,202) (\pm 0,130) (\pm 0,142) d = 1,589$
 (6.6.6) $y_3 = 1,029 + 1,580 x_7 - 0,045 x_8 - 0,406 y_2$ $R^2 = 0,81$
 $(\pm 0,331) (\pm 0,377) (\pm 0,637) d = 1,096$

De maat van aanpassing R^2 is in de regressievergelijkingen (6.6.3) en (6.6.5) minder goed dan in (6.6.4) en (6.6.6).

Het blijkt uit (6.6.3) en (6.6.5), dat toename van het aanbod een negatieve, toename van de uitvoer een positieve invloed op de prijs heeft. Bij beoordeling van de coëfficiënten van y_1 en x_3 in (6.6.3) en (6.6.5) dient men rekening te houden met de bestaande correlatie tussen y_1 en x_3 . Deze is (variabelen in afwijkingen van hun gemiddelden)

$$\text{voor november: } y_1 = 1,322 x_3 \quad r^2 = 0,96 \\ (\pm 0,268)$$

$$\text{voor december: } y_1 = 1,444 x_3 \quad r^2 = 0,81 \\ (\pm 0,316)$$

Het totaal effect van x_3 , het aanbod en y_1 de uitvoer, in zoverre deze met x_3 gecorreleerd is, op de prijs, kan men beoordelen uit lineaire regressie van y_2 op x_3 . Deze leverde het resultaat voor november: $y_2 = 0,152x_3$ en december: $y_2 = 0,002 x_3$. Dit komt overeen met het resultaat uit (6.6.3) en (6.6.5), namelijk dat bij een stijging van het aanbod met 1 % de prijs in november voorsnog niet hoeft te dalen, mits de uitvoer in dezelfde verhouding als in de onderzochte periode, dus met ca. 1,3 % blijft toenemen. Daarentegen zal in december een relatief iets grotere toename van de uitvoer, 1,5 %–2 % gewenst zijn bij een verdere uitbreiding van het aanbod met 1 % willen geen prijsdalingen optreden. Deze conclusie is benaderend, omdat de coëfficiënten van y_1 en x_3 in (6.6.3) en (6.6.5) niet statistisch betrouwbaar van nul afwijken.

Ook hier heeft de uitvoer y_1 , een positieve invloed op de prijs, maar wijkt de coëfficiënt van y_1 niet statistisch betrouwbaar van nul af.

Het effect van andere factoren, zoals temperatuur, op de prijs is betrekkelijk gering in november, daarentegen kon in december een duidelijke invloed van de temperatuur op de prijs worden waargenomen. Wellicht is een verklaring hiervoor, dat hoge temperaturen in december de kwaliteit van het produkt verbeteren en transport met minimaal kwaliteitsverlies mogelijk maken, waardoor speciaal in de exportmarkten betere prijzen kunnen worden bedongen. Ook is het denkbaar, dat hoge temperaturen de vraag stimuleren, echter dit kon voor het binnenland in december niet statistisch betrouwbaar worden gemeten. Wel bleken de hogere temperaturen in november een positieve stimulans voor de binnenlandse vraag, ofschoon de belangrijkste veranderingen in het binnenlands verbruik per hoofd van trendmatig karakter zijn. Ook de prijs heeft slechts een geringe invloed op de vraag; de gevonden waarden van $-0,18$ en $-0,41$ voor de prijselasticiteiten in november, respectievelijk december, wijken statistisch niet betrouwbaar van nul af. De lage prijselasticiteiten bevestigen ons inziens het vermoeden, dat de trendmatige ontwikkeling van de binnenlandse consumptie niet het gevolg is van ontwikkelingen in het voor consumptie beschikbare inkomen.

6.6.6. *Samenvatting*

Ook in de maanden november en december hebben produktie en afzet van sla gedurende de jaren 1949 t/m 1960 een sterke groei doorgemaakt. De produktietoename was relatief nog groter dan in het voorjaar. Deze ontwikkeling komt voort uit de ontplooiing van de najaarsteelt van sla onder glas, een produktiemogelijkheid die men vooral sinds 1955 in toenemende mate is gaan benutten. Met de uitbreiding van het aanbod gaat ook hier, evenals in het voorjaar, een verschuiving van de afzet samen.

De uitvoer neemt in de laatste jaren, 1957 t/m 1960 een dominerende plaats

in – in november en december respectievelijk 60 en 71 % van de totale produktie. Hoewel West-Duitsland ook in deze periode van het jaar de belangrijkste afnemer werd, is de uitvoer redelijk gespreid over West-Duitsland en het Verenigd Koninkrijk. De toenemende buitenlandse belangstelling heeft bewerkstelligd, dat de prijs op de veilingen niet is gedaald ondanks de stormachtige vergroting van het aanbod, maar veeleer een zekere stijging heeft vertoond.

In de vergelijking, die de prijs aan de veiling verklaart, zijn de coëfficiënten van de produktie negatief, die van de uitvoer positief, zoals we zouden verwachten. Hun absolute waarden zijn echter niet groot. De gevonden resultaten geven de indruk, dat een verdere uitbreiding der produktie samen moet gaan met een relatief grotere toename van de uitvoer, wil het prijsniveau gehandhaafd blijven. In november lijkt een uitbreiding der uitvoer met ca. 1,3 % bij een produktietoename met 1 % voldoende; in december zal die toename van de uitvoer zelfs rond 2 % moeten zijn bij een vergroting van de produktie met 1 %.¹⁾ De geleidelijke groei van het binnenlands verbruik hangt samen met de toegenomen consumptiemogelijkheden voor sla in deze maanden. Deze consumptieontwikkeling in het binnenland kan ons inziens niet aan de ontwikkelingen in het inkomen worden toegeschreven, omdat het prijsniveau te laag is om sla tot een luxe produkt te bestempelen. De lage prijselasticiteiten, die niet statistisch betrouwbaar van nul afwijken, versterken dit vermoeden. De temperatuur bleek in november een stimulerende invloed op de consumptie te bezitten. In december kon deze invloed niet statistisch betrouwbaar worden gemeten; wel viel in deze maand een statistisch betrouwbare positieve invloed van de temperatuur op de prijs waar te nemen, wat wellicht het gevolg is van betere kwaliteit van het produkt bij hogere temperaturen.

6.7. DE INVLOED VAN DE MARGE OP HET VERSCHIL TUSSEN DE PRIJSELASTICITEITEN AF TUINDERIJ EN IN DE KLEINHANDELSMARKT

Inleiding

De analyse van de vraag uit veilinggegevens, gaf ons een beeld van de structuur van de vraag af tuinderij. Zoals echter in 3.3.3 is aangetoond, kan de invloed van de prijs op de vraag af tuinderij en in de kleinhandelsmarkt aanzienlijk verschillen; dit hangt samen met de grootte en de structuur van de marge. De eenvoudigste weg om een dergelijk verschil te meten zou uiteraard zijn, dat men naast het vraagonderzoek af tuinderij ook de samenhang tussen de gevraagde hoeveelheid sla en de prijs in de kleinhandelsmarkt zou vaststellen. Dit laatste is echter voor Nederland als geheel onmogelijk, omdat daarvoor geen representatieve kleinhandelsprijzen van sla beschikbaar zijn.

De landelijke kleinhandelsprijs van sla, die door het Produktschap voor Groenten en Fruit wordt samengesteld, is voor ons doel onvoldoende representatief. Wel zijn door het Produktschap voor Groenten en Fruit sinds 1 januari 1957 onder meer gegevens over wekelijks en maandelijks omgezette hoeveelheden en prijzen in de groot- en kleinhandelsmarkt voor groenten in Amsterdam verzameld. Een poging om uit deze weekgegevens een vraagvergelijking in de kleinhandelsmarkt te bepalen bleef zonder bevredigende resultaten. De oorzaak hiervan kan worden gezocht in de korte waarnemingsperiode van een week, waardoor de invloed van toevalselementen aan betekenis wint.

¹⁾ Deze conclusies gelden uiteraard onder de veronderstelling, dat de prijs in de buitenlandse markt niet door ten opzichte van Nederland exogene ontwikkelingen aanzienlijk daalt.

Voor het schatten van de vraagfunctie in de kleinhandelsmarkt uit de maandgegevens is het aantal gegevens per maand te gering.

Moet derhalve de directe methode ongebruikt blijven om de prijselasticiteit van de vraag in de kleinhandelsmarkt te leren kennen, toch menen wij langs indirecte weg bij benadering deze prijselasticiteit te kunnen vaststellen. Hiertoe berekenen wij uit de Amsterdamse maandgegevens de grootte en structuur van de marge, waaruit met behulp van de prijselasticiteit af te tuinderij de prijs elasticiteit in de kleinhandelsmarkt kan berekend worden onder de volgende vooronderstellingen:

- a) de Amsterdamse marge is indicatief voor het hele land;
- b) het eventueel verschil tussen veilingprijs en groothandelsprijs is klein ten opzichte van de prijsafstand groothandelsmarkt–kleinhandelsmarkt.

De grootte en structuur van de marge in de Amsterdamse kleinhandelsmarkt

De grootte van de marge, waaronder we hier het absolute verschil tussen de groothandels- en kleinhandelsprijs verstaan, is uiteraard verschillend, al naar gelang men de prijzen per kg, hetzij per stuk, vaststelt.

TABEL 6.22. Gemiddelde marges – verschil tussen prijs in groothandels- en kleinhandelsmarkt – voor sla per stuk en per kg over de periode 1957 t/m 1960 in de Amsterdamse sla markt

Jaar als geheel	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Gemiddelde marge 1957 t/m 1960 in ct/stuk												
5,18	6,53	5,30	5,79	4,93	4,97	4,60	4,93	5,45	4,83	4,80	5,19	5,34
Spreiding ten opzichte van de gemiddelde marge												
0,88	1,52	2,77	1,32	1,13	0,99	0,69	0,88	1,34	0,55	0,31	0,55	1,18
Gemiddelde marge 1957 t/m 1960 in ct/kg												
	52,32	44,94	44,01	32,59	21,28	18,32	19,62	20,69	19,19	20,42	32,95	33,80

J = Januari, F = Februari, enz.

Uit tabel 6.22 blijkt, dat de marges per stuk weinig variatie vertonen. Combineert men dit met de omstandigheid, dat het gewicht van de vollegrondsla per stuk groter is dan dat van glassla ¹⁾, dan wordt het begrijpelijk, dat de marge per kg in de maanden mei t/m september aanzienlijk lager is dan in de periode november t/m april. Aangezien de verkoop in de kleinhandel per stuk plaats vindt, gaan we ervan uit, dat de marge door de handel per stuk wordt bepaald. Voor deze veronderstelling menen we ook een aanwijzing te vinden in de vrij stabiele marge per stuk.

Als eerste hypothese hebben we de hoogte van de marge trachten te verklaren uit het prijsniveau in de groothandelsmarkt en het inkomen per hoofd der bevolking. De laatste factor werd toegevoegd, omdat de gebruikte maandgegevens de indruk wekten, dat de marges per stuk in de periode 1957–'60 een

¹⁾ Zie hiertoe b.v. Landbouwcijfers 1960, p. 192.

lichte stijging hebben doorgemaakt, die zou kunnen samenhangen met de stijging van het inkomen per hoofd in Nederland.

Schatting van dit verband uit maandgegevens over de periode 1957 t/m '60 leverde het resultaat:

$$(6.7.1) \quad y_{10} = 0,131 x_6 + 0,003 x^*_{11} + 1,692 \quad R^2 = 0,48$$

$$(\pm 0,021) \quad (\pm 0,001)$$

y_{10} = de marge, het verschil tussen klein- en groothandelsprijs in Amsterdam, in cent per stuk (Bron: P.G.F.)

x_6 = groothandelsprijs Amsterdam in cent/stuk (Bron: P.G.F.)

x^*_{11} = het voor consumptie beschikbare inkomen per hoofd der bevolking in gld., gedeeld door de prijsindex kosten levensonderhoud (Bron: C.B.S. Jaarrekeningen in Statistische en Econometrische Onderzoekingen; voor prijsindex: Maandschrift C.B.S.).

De statistisch betrouwbare van nul afwijkende invloed van de groothandelsprijs op de marge is betrekkelijk klein, immers volgens de geschatte regressievergelijking neemt bij een stijging van de groothandelsprijs met 10 ct de marge toe met 1,3 ct. De invloed van het inkomen is zwak positief maar wijkt statistisch niet betrouwbaar van nul af. De mate van aanpassing R^2 is betrekkelijk klein en een andere vorm van de functie zal dan ook de veranderingen in de marge beter verklaren, tenzij de marge grotendeels bepaald wordt door andere factoren, dan wel toevoerselementen van grote betekenis zijn.

Als alternatieve hypothese hebben wij nu de verhouding tussen de marge en de groothandelsprijs opgevat als een functie van de groothandelsprijs en de inkomenshoogte. Schatting van deze functie uit gegevens over de periode 1957 t/m 1960 leverde als resultaat:

$$(6.7.2) \quad y_{20} = -1,552 x_6 + 0,005 x^*_{11} + 50,145 \quad R^2 = 0,69$$

$$(\pm 0,161) \quad (\pm 0,010)$$

y_{20} = de relatieve marge: $(y_{10}/x_6) 100$. Voor de overige variabelen zie de vergelijking (6.7.1).

Volgens deze regressievergelijking gaat een stijging van de groothandelsprijs met één cent per stuk samen met een daling van de verhouding tussen marge en groothandelsprijs van 1,55%. Het inkomen per hoofd heeft hier evenmin een statistisch betrouwbare invloed. De maat van aanpassing R^2 is echter aanzienlijk groter dan bij de voorgaande regressievergelijking, ofschoon ook bij dit resultaat nog een groot gedeelte van de variantie van y_{20} onverklaard is gebleven.

Als derde hypothese trachten wij de logaritme van de verhouding tussen marge en groothandelsprijs te verklaren uit de logaritme van de groothandelsprijs en de logaritme van de tijd.

Schatting van dit logaritmisch verband op grond van de maandgegevens voor de periode 1957-'60 gaf als resultaat:

$$(6.7.3) \quad \log y_{20} = -0,637 \log x_6 + 0,122 \log x^*_{11} + 2,250 \quad R^2 = 0,83$$

$$(\pm 0,045) \quad (\pm 0,27)$$

x^*_{11} = tijd (1957 = 1 1958 = 2 enz.)

overige variabelen zie vergelijkingen (6.7.1) en (6.7.2).

Zowel groothandelsprijs als tijd hebben in deze regressievergelijking een statistisch betrouwbare van nul afwijkende invloed op de verhouding tussen marge en groothandelsprijs. De maat van aanpassing R^2 is aanzienlijk beter dan in de voorgaande regressievergelijkingen. Het resultaat uit de laatste regressievergelijking is beter te begrijpen indien men in aanmerking neemt, dat $\log y_{20} = \log [(y_{10}/x_8) 100] = \log y_{10} - \log x_8 + 2$.

Substitutie hiervan in (6.7.3) levert:

$$(6.7.4) \quad \log y_{10} = 0,363 \log x_8 + 0,122 \log x_7^* + 0,250 \quad R^2 = 0,83 \\ (\pm 0,045) \quad (\pm 0,027)$$

Wij zien, dat evenals bij de eerste regressievergelijking de groothandelsprijs een positieve invloed heeft op de marge. De marge-elasticiteit, zijnde de relatieve verandering van de marge als gevolg van een relatieve verandering in de groothandelsprijs van 1 %, is 0,36. Dat de verhouding tussen de relatieve verandering van de marge en de relatieve verandering van de groothandelsprijs kleiner is dan één, houdt in, dat de kleinhandelaar de marge niet steeds met een constant gedeelte van de prijsverhoging in de groothandelsmarkt laat toenemen, maar dat de toename vermindert naarmate het prijsniveau in de groothandelsmarkt stijgt; omgekeerd zullen margeverlagingen in mindere mate worden doorgevoerd dan prijsverlagingen in de groothandelsmarkt, naarmate het prijsniveau in de groothandelsmarkt lager ligt.

De samenhang tussen de prijselasticiteit in de kleinhandels- en groothandelsmarkt

De regressievergelijking (6.7.4), die het best de veranderingen in de marge verklaarde, kan als volgt worden weergegeven:

$$y_{10} = 100,250 x_7^{*0,122} x_8^{0,363}$$

Voor een gegeven waarde van x_7 heeft deze uitdrukking van de marge de vorm, waarvoor we in 3.3.3.1.3 het verband tussen de prijselasticiteiten in de groothandels- en kleinhandelsmarkt hebben afgeleid.

Is ε de prijselasticiteit in de groothandelsmarkt en η de prijselasticiteit in de kleinhandelsmarkt, dan geldt

$$\eta - \varepsilon = \varepsilon \frac{M - \delta M}{p + \delta M}$$

waarbij M = marge, p = prijs groothandelsmarkt δ = constante.

Aangezien hier $\delta = 0,363$, geldt

$$\frac{\eta - \varepsilon}{\varepsilon} = \frac{0,637 M}{p + 0,363 M}$$

De waarden van

$$\left(\frac{0,637 M}{p + 0,363 M} \right) 100$$

zijn voor de jaren 1959 en 1960 in tabel 6.23 per maand weergegeven.

Hieruit blijkt, dat in deze maanden de prijselasticiteiten in de kleinhandelsmarkt minimaal 14 % en maximaal 31,5 % groter zijn dan in de groothandelsmarkt. In het merendeel der maanden ligt dit percentage tussen 21–25 %.

Passen we nu deze percentages in tabel 6.23 toe op de resultaten voor de

TABEL 6.23. Het verschil tussen de prijselasticiteiten van de vraag in de kleinhandelsmarkt en de groothandelsmarkt van sla in Amsterdam als % van de prijselasticiteit in de groothandelsmarkt

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
1959	22,7	15,7	15,7	24,5	24,5	24,5	15,7	19,3	21,0	21,0	28,0	22,8
1960		14,0	17,5	19,3	21,0	31,5	31,5	21,0	24,5	22,8	24,5	24,5

J = Januari, F = Februari etc.

prijselasticiteiten af tuinderij ¹⁾, die voor Nederland in de voorgaande paragrafen werden berekend, dan komen we tot elasticiteiten in de kleinhandelsmarkt voor Nederland als geheel (tabel 6.24).

TABEL 6.24. De prijselasticiteiten af tuinderij over de periode 1950-1960 en de hiervoor bij benadering berekende prijselasticiteiten in de kleinhandelsmarkt in 1959 en 1960, per maand

	J	F	M	A	M	J	J	A	S/O	N	D
Af tuinderij periode 1950-'60	-1,71	-1,62	-0,82	-0,20	-0,20	0,0 tot 0,20			0,0	-0,18	-0,41
Kleinhandel 1959	-2,10	-1,87	-0,95	-0,25	-0,25	J 0,0-0,25	J 0,0-0,23	A 0,0-0,24		-0,23	-0,50
Kleinhandel 1960		-1,85	-0,96	-0,24	-0,24	0,0-0,26	0,0-0,26	0,0-0,24		-0,22	-0,51

J = Januari, F = Februari etc.

Aangezien de verschillen tussen de prijselasticiteiten in de kleinhandelsmarkt en af tuinderij voor de jaren 1959 en 1960 waren uitgerekend, gebeurde dit ook voor de prijselasticiteiten. Hoewel deze prijselasticiteiten in de kleinhandelsmarkt uit tabel 6.24 een benaderend karakter hebben, mag men concluderen, dat de prijselasticiteiten van sla af tuinderij en in de kleinhandelsmarkt slechts in beperkte mate van elkaar afwijken.

¹⁾ De berekende margestructuur heeft betrekking op het verschil tussen groothandels- en kleinhandelsprijs. De prijsafstand groothandel-veiling, zijnde de opslag van de groothandel, is ten opzichte van de kleinhandel gering per stuk. Indien deze verwaarlozing de prijselasticiteit in de kleinhandelsmarkt beïnvloedt, zal dit een vergroting van het verschil betekenen; wij menen dat dit effect klein is.

7. SUMMARY

This study on time-series analysis of the demand for agricultural products contains some chapters on the theory of demand analysis and an empirical investigation of the Dutch lettuce-market.

The theoretical part opens with a chapter on economic demand theory, in which critical survey is given of possible formulations of the demand function, their properties and usefulness for empirical research. The following chapter contains a discussion of some characteristics of agricultural products and markets which are of importance for a correct specification of the demand function. This is done with special reference to Dutch circumstances at retail-level as well as at farm-level. On the basis of specific hypotheses about the structure of margins, formulas are derived expressing the difference of the price elasticities at these levels. In addition attention is paid to some other aspects such as the influence of governmental intervention in the market, of bargaining and of contract-sales on the specification and the estimation of the demand function.

In chapter 4 some statistical methods and problems of estimating the demand function are discussed. This treatment is based on the use of vector spaces in statistical problems as developed by KUIPER (1952). In our opinion this approach gives a better understanding of the statistical problems connected with the estimation of the demand function, and it makes proofs easier. We also elaborated some points on specification errors, estimation of the demand function when the residuals are autocorrelated and the relation between elasticities derived from structural and reduced form equations. In chapter 5 some well-known demand studies made in the U.S.A. are examined. In particular we establish how differences in the specification of the demand function, of the estimation procedure and of the statistical data influence the estimates. We observed that in almost all studies the elasticities estimated by the limited information method were greater than those estimated by the least squares method.

In chapter 6 a study is made of the Dutch lettuce market. Lettuce is a very important horticultural product in the Netherlands. Of the yearly average production of 75.100 tons in the period 1957-60, 48% was exported. Since the market situation varies greatly during the years, a seasonal analysis of the market was necessary. Apart from that, the statistical specifications of our demand model differed substantially during the year. A lack of monthly data especially in the export market hampered this investigation. The many quantitative results about the influence of different factors on the price and demand of lettuce show that expansion of lettuce production at present will be profitable only during the period November-March because of good export chances. In the same period demand in the Netherlands will increase since there exist a positive trend in the consumption in November and December and high income- and price elasticities in January, February and March.

Our research was mostly done with data at farm-level. It is possible to determine the margins in the lettuce market of Amsterdam and so to approximate the differences of the price elasticities at retail- and farm level for the country as a whole. Our conclusion is that the price elasticity at retail level is about 25% larger than the price elasticity at farm level.

LITERATUUR

- AGRICULTURAL MARKETING SERVICE. U.S.D.A., - 1957. „Farm-retail spreads for food products. Miscellaneous Publication No. 741. Washington D.C.: 165 pp.
- ALLEN, G. R., - 1959. Agricultural marketing policies. Oxford: 336 pp.
- ALLEN, R. G. D., - 1956. Mathematical economics. Londen: 768 pp.
- ANDERSON, T. W., RUBIN, H., - 1949. Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. *Annals of Mathematical Statistics* 20: 46-63.
- BASMAN, R. L., - 1957. A generalised classical method of linear estimation of coefficients in a structural equation. *Econometrica* 25: 77-83.
- BROWN, J. A. C., - 1959. Seasonality of the demand for food in Great Britain since derationing. *Journal of Agricultural Economics* 13: 228-247.
- CHRIST, C. L., - 1960. Simultaneous equation estimation: any verdict yet? *Econometrica* 28: 835-845.
- COCHRANE, W. W., BELL, C. S., - 1956. The economics of consumption. New York: 481 pp.
- COCHRANE, D., ORCUTT, J. H., - 1949. Application of least squares regression to relationships containing autocorrelated error terms. *Journal American Statistical Association* 44: 32-61.
- COURNOT, A., - 1938. Recherches sur les principes mathématiques de la théorie des richesses. Paris: 199 pp.
- DUESENBERY, J. S., - 1952. Income, saving and the theory of consumer behavior. Cambridge, Massachusetts: 124 pp.
- DURBIN, J., WATSON, G. S., - 1950, 1951. Testing for serial correlation in least squares regression. *Biometrika* 38: 409-428, 37: 159-178.
- FELLER, W., - 1957. An introduction to probability theory and its applications. New York: 461 pp.
- FISHER, M. R., - 1958. A sector model - the poultry industry of the U.S.A. *Econometrica* 26: 37-66.
- FOX, K. A., - 1951. Factors affecting farm income, farm prices and food consumption. *Agricultural Economics Research* 3: 65-82.
- FOX, K. A., - 1953. The analysis of demand for farm products U.S.D.A. Technical Bulletin 1081. Washington D.C.: 90 pp.
- FOX, K. A., - 1958. Econometric analysis for public policy. Ames: 288 pp.
- FOYTICK, J., - 1951. Characteristics of demand for California plums. *Hilgardia* 20: 407-527.
- FRIEDMAN, M., - 1957. A theory of the consumption function. Princeton: 243 pp.
- GERRA, M. J., - 1959. The demand, supply and price structure for eggs. Technical Bulletin no. 1204 Washington D.C.: 157 pp.
- GOLLNICK, H., - 1961. Einige Bemerkungen zur Theorie und Technik der Korrelation monatlicher Zeitreihen. *Allgemeines Statistisches Archiv* 1: 1-26.
- HEERTJE, A. 't, - 1960. De prijsvorming van consumptiegoederen op oligopolistische markten. Leiden: 111 pp.
- HICKS, J. R., ALLEN, R. G. D., - 1934. A reconsideration of the theory of value. *Economica* 1: 52-76 en 196-219.
- HICKS, J. R., - 1946. Value and capital. Oxford: 340 pp.
- HICKS, J. R., - 1956. A revision of demand theory. Oxford: 196 pp.
- JEVONS, W. S., - 1871. The theory of political economy. Londen: 267 pp.
- KLEIN, L. R., - 1953. A textbook of econometrics. Evanston (Ill.): 355 pp.
- KOOPMANS, T. C., - 1950. When is an equation system complete for statistical purposes? - Statistical inference in dynamic economic models. Edited by Koopmans T.C. New York: 393-409.
- KOOPMANS, T. C., HOOD, W. C., - 1953. The estimation of simultaneous linear economic relationships. - Studies in econometric method. Hood, W. C., Koopmans, T. C. editors. New York: 112-199.
- KOYCK, L. M., - 1954. Distributed lags and investment analysis. Amsterdam: 111 pp.
- KUIPER, N. H., - 1952. Variantie-analyse. *Statistica Neerlandica* 6: 149-194.
- KUIPER, N. H., - 1959. Een symbool voor isomoor. *Statistica Neerlandica* 13: 295-317.
- KUZNETS, G., - 1953. Measurements of market demand with particular reference to consumer demand for food. *Journal of Farm Economics* 35: 878-895.
- LADD, G. W., - 1956. Effects of shocks and errors in estimation: an empirical comparison. *Journal of Farm Economics* 38: 485-495.
- LADD, G. W., TEDFORD, J. R., - 1959. A generalization of the WORKING method for estimating long run elasticities. *Journal of Farm Economics* 41: 221-233.

- LANCASTER, H., - 1957. Revising demand theory. *Economica*. (New Series) **24**: 354-360.
- LEARN, E. W., - 1956. Estimating demand for livestock products at the farm level. *Journal of Farm Economics* **38**: 1483-1491.
- LENZ, D., - 1959. Die Handelsspannen bei Gemüse und Obst und ihr Zusammenhang mit der Preisbildung. *Agrarwirtschaft* **8**: 296-304.
- LIU, T. C., - 1960. Underidentification, structural estimation, and forecasting. *Econometrica* **28**: 855-865.
- MARSHALL, A., - 1925. *Principles of economics*. 8e Editie Londen: 871 pp.
- MEINKEN, K. W., - 1955. The demand and price structure for wheat. U.S.D.A. Technical Bulletin 1136. Washington: 93 pp.
- MEINKEN, K. W., ROJKO, A. S., KING, G. A., - 1956. Measurement of substitution in demand from time series data - A synthesis of three approaches. *Journal of Farm Economics* **38**: 711-735.
- MULDER, K., - 1961. Detailhandelssmarges op lange termijn. *Economisch-Statistische Berichten* **46**: 536-538.
- NAGAR, A. L., - 1960. A Monte Carlo study of alternative simultaneous equation estimators. *Econometrica* **28**: 573-590.
- NERLOVE, M., - 1958. Distributed lags and demand analysis for agricultural and other commodities. U.S.D.A. Agriculture Handbook 141. Washington: 121 pp.
- N.I.A.M., - 1960. Het aardappelverbruik in Nederland. 's-Gravenhage 43 pp.
- NORDIN, J. A., JUDGE, G. G., WAHBY, O., - 1954. Application of econometric procedures to the demands for agricultural products. Iowa State College Agric. Exp. Sta. Research Bulletin, 410 Ames Iowa: 979-1035.
- RICARDO, D., - 1957. The principles of political economy and taxation. Everyman's Library ed. London: 300 pp.
- ROJKO, A. S., - 1957. The demand and price structure for dairy products. U.S.D.A. Technical Bulletin no. 1168. Washington: 252 pp.
- SACKRIN, S. M., - 1957. Measuring the relative influence of acreage and yield changes on crop production. *Agricultural Economics Research* **9**: 136-139.
- SAY, J. B., - 1841. *Traité d'économie politique*. Paris: 640 pp.
- SCHMITT, G., - 1959. Die Handels- und Verarbeitungsspannen bei Nahrungsmitteln. *Agrarwirtschaft* **8**: 129-138.
- SCHULTZ, H., - 1958. The theory and measurement of demand. Chicago: 817 pp.
- SCHULTZ, T., - 1953. The economic organisation of agriculture. New York: 374 pp.
- SMITH, A., - 1954. The wealth of nations. London, 2 dln. Ed.: Everyman's Library.
- SOEST, W. v., KEMMERS, W. H., - 1959. Teelt en afzet van sla in West- en Zuid-Europa. 's-Gravenhage: 121 pp.
- SOLOW, R. M., 1960. On a family of lag distributions. *Econometrica* **28**: 393-406.
- STONE, R., - 1954. The measurement of consumer's expenditure and behaviour in the United Kingdom 1920-1938. Vol. 1. Cambridge: 448 pp.
- STROTZ, R. H., - 1960. Interdependence as a specification error. *Econometrica* **28**: 428-442.
- THEIL, H., - 1958. Economic forecasts and policy. Amsterdam: pp. 472.
- THEIL, H., KLOEK, J., - 1959. The statistics of systems of simultaneous economic relations. *Statistica Neerlandica* **13** (1): 65-89 pp.
- THEIL, H., NAGAR, A. L., - 1961. Testing the independence of regression disturbances. *Journal of the American Statistical Association* **56**: 793-807.
- THURLINGS, Th. L. M., - 1961. Beginselen der Staathuishoudkunde. Dictaat 5. Leer van de prijsvorming. Wageningen (stencil).
- TINBERGEN, J., - 1949. *Econometric*. Gorinchem: 166 pp.
- TINBERGEN, J., - 1949a. Long term foreign trade elasticities. *Metro-economica* **1**: 174-185.
- WAGNER, H. M., - 1958. A Monte Carlo study of estimates of simultaneous linear structural equations. - *Econometrica* **26**: 117-133.
- WALLACE, T. D., JUDGE, C. G., - 1958. Econometric analysis of the beef and pork sectors of the economy. Technical Bulletin. Oklahoma State University: 47 pp.
- WALRAS, L., - 1952. *Éléments d'économie politique pure*. Paris: 491 pp.
- WIESER, F. VON., - 1914. *Theorie der gesellschaftlichen Wirtschaft in Grundriss der Sozial-ökonomik*. Tübingen: 125-144.
- WOLD, H. O. A., JUREN, L., - 1953. Demand analysis. A study in econometrics. New York: 358 pp.
- WOLD, H. O. A., - 1960. A generalization of causal chain models. *Econometrica* **28** (2): 443-463.
- WORKING, E., - 1954. Demand for meat. Chicago: 136 pp.
- WORKING, H., - 1937. The elasticities of demand for wheat. *Econometrica*, **5**: 185-186.