

EEN KWANTITATIEF ONDERZOEK OVER DE VRAAG NAAR BOTER IN NEDERLAND

door

Ir. B. WIERENGA

1. Inleiding

In het hier beschreven onderzoek is getracht de invloed van een aantal variabelen, - zoals de boterprijs, de prijs van margarine, het inkomen, de koelhuisboter -, op de boterkonsumptie te meten. Hierbij hebben wij ons beperkt tot het huishoudelijk verbruik van boter in Nederland.

Achtereenvolgens zullen worden besproken

- de formulering van het model
- de schattingsmethode
- de beschikbare gegevens
- de resultaten
- enkele toepassingen op het beleid

2. Het model

De boterkonsumptie/hoofd -C- kan bepaald worden geacht door:

- de prijs van boter : P
- de prijs van substitutieprodukten, waarbij de prijs van margarine : P_m veruit het belangrijkste is.
- het inkomen/hoofd: I
- eventueel een trend : t

Het model kan dus als volgt worden gedefinieerd:

$$C = f(P, P_m, I, t)$$

Nu is er de bijzondere omstandigheid, dat er vaak naast verse boter koelhuisboter tegen een lagere prijs beschikbaar is. Dit leidt tot de volgende verfijningen van het model:

Voor de totale boterkonsumptie geldt: $C_t = f(P_g, P_m, I, t)$.

Voor de konsumptie van verse boter luidt het model:

$$C_b = f(P_b, C_k, P_m, I, t).$$

Voor de konsumptie van koelhuisboter geldt: $C_k = f(P_k, P_v, P_m, I, t)$.

Waarbij:

C_t = totale boterkonsumptie, C_b = konsumptie van verse boter,

C_k = konsumptie van koelhuisboter en
 P_g = gewogen gemiddelde boterprijs P_b = prijs van verse boter
 P_k = prijs van koelhuisboter
 P_v = prijsverschil tussen verse en koelhuisboter.

De prijzen van verse resp. koelhuisboter in bovenstaande modellen zijn bepaald door de overheidspolitiek, dit zijn dus duidelijk exogene variabelen. De margarine-industrie zal bij zijn prijsstelling nauwelijks rekening houden met de boterconsumptie vanwege het geringe marktaandeel van boter en de grote prijsafstand tussen boter en margarine. Het inkomen kan onafhankelijk worden geacht van de boterconsumptie vanwege het geringe aandeel van de boterproduktie in het nationaal inkomen. Dus ook de margarineprijs en het inkomen kunnen als exogene variabelen worden beschouwd. Voor de konsumptie van verse boter is de konsumptie van koelhuisboter als gepredetermineerde variabele beschouwd. In bovenstaand model wordt dan de verse boterconsumptie verklaard, gegeven de konsumptie van koelhuisboter.

Indien we met perioden korter dan één jaar werken, dient rekening te worden gehouden met seizoensinvloeden. Hiervoor worden z.g. dummy variabelen ingevoerd.

3. Schattingsmethode

Er is verondersteld, dat het verband tussen de variabelen in bovenstaande modellen de vorm heeft:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + U_t$$

Vanwege deze lineariteit is dus aangenomen dat de prijselasticiteit stijgt bij het hoger worden van de prijs, wat een realistische veronderstelling lijkt.

De parameters zijn geschat met de methode der kleinste kwadraten. Bij tijdreeksen, met name wanneer men met korte perioden werkt, treedt vaak autokorrelatie op, d.w.z. dat er een verband bestaat tussen de residuen.

We veronderstellen dat dit de vorm heeft:

$$U_t = \xi U_{t-1} + \epsilon_t, \text{ waarbij } \epsilon \text{ verwachtingswaarde nul,}$$

constante variantie en covariantie nul heeft.

Bij aanwezigheid van autokorrelatie zijn de gevonden regressiecoëfficiënten wel zuivere schatters, maar niet de meest efficiënte, terwijl de variantie van de regressiecoëfficiënten onderschat wordt. Bij onze berekeningen is daarom steeds de aanwezigheid van autokorrelatie ge-

toetst, wat geschiedde met behulp van de Durbin-Watson statistiek (1). In het geval van autokorrelatie zijn de gegevens getransformeerd volgens de door Johnston (2), blz. 192 e.v.) beschreven methode. Er wordt daarbij eerst een schatting van ξ gemaakt, hetgeen geschiedt

door in bovenstaande vergelijking voor U_t, U_{t-1} , etc. te nemen $\hat{U}_t, \hat{U}_{t-1}$, etc.: de residuen bij een normale regressieberekening. Daarna worden de gegevens getransformeerd, waarbij nieuwe gegevens (ster) op de volgende wijze uit de oorspronkelijke worden verkregen:

$$Y_t^* = Y_t - \hat{\xi} Y_{t-1}$$

$$X_{1,t}^* = X_{1,t} - \hat{\xi} X_{1,t-1}$$

Met de nieuwe gegevens wordt dan weer een regressieberekening uitgevoerd. Dit is een iteratieve procedure, die wordt herhaald totdat de autokorrelatie is verdwenen.

4. De beschikbare gegevens

Wat betreft het boterverbruik, wordt telkenjare door het Productschap Zuivel in zijn statistisch jaaroverzicht: de gemiddeld per hoofd beschikbaar gekomen hoeveelheid boter vermeld. Dit is een omgerekend macro-cijfer en bevat dus ook de niet huishoudelijke boterconsumptie, hetgeen een bezwaar is. Maar bovendien is dit cijfer in hoge mate onbetrouwbaar door het grensverkeer (legaal en illegaal). Dit gegeven wordt daarom hier niet gebruikt.

Voor ons onderzoek is gebruik gemaakt van niet gepubliceerde cijfers van het N.I.A.M.-konsumentenpanel¹⁾, welke via het P.Z. tot onze beschikking kwamen. Aldus beschikken wij over gegevens t.a.v. de boterconsumptie opgesplitst in verse en koelhuisboter - alsmede over de door de konsument betaalde prijzen - vanaf 1958 tot begin 1968. De cijfers hebben betrekking op perioden van telkens 4 weken; per jaar zijn er dus 13 gegevens. De prijzen zijn detailhandelsprijzen.

De betaalde margarineprijzen zijn voor het N.I.A.M. panel slechts tot begin 1966 bekend. Daarom zijn hiervoor C.B.S.-cijfers (prijzen af detailhandel) gehanteerd.

Het inkomen van de N.I.A.M.-panelleden is niet bekend. Daarom zijn hiervoor de cijfers voor het gemiddeld inkomen per hoofd in Nederland gehanteerd. Dit zijn jaarcijfers. Vooruitlopend op de resultaten kan hier worden vermeld dat het inkomen sterk gekorreleerd blijkt met

¹⁾ N.I.A.M.: Nederlands Instituut van Agrarisch Marktonderzoek.

de trend ($R^2 = 0,93$). Om deze reden is bij de tijdreeksen het inkomen als verklarende variabele weggelaten.

Bij de tijdreeksanalyse zijn alle prijzen en het inkomen gedefleerd, via de prijsindex voor de kosten van levensonderhoud (1959/1960 = 100).

Om de inkomensinvloed toch te meten is een budgetanalyse uitgevoerd. Hierbij is gebruik gemaakt van het meest recente budgetonderzoek van het C.B.S. (3)

5. De resultaten

Bij de berekeningen zijn de 4-wekelijkse perioden onderscheiden in perioden waarin koelhuisboter beschikbaar was en perioden zonder koelhuisboter. Bij de tijdreeks-gegevens zijn de parameters van de volgende vergelijkingen geschat:

$$(1) \quad C_t = \beta_0 + \beta_1 P_g + \beta_2 P_m + \beta_3 t + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + \beta_7 D_4 + u$$

waarbij de gegevens over alle achtereenvolgende perioden ²⁾ meegeteld werden.

$$(2) \quad C_b = \beta_0 + \beta_1 P_b + \beta_2 P_m + \beta_3 t + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + \beta_7 D_4 + u$$

waarbij alleen de perioden zonder koelhuisboter in aanmerking werden genomen.

$$(3) \quad C_b = \beta_0 + \beta_1 C_k + \beta_2 P_b + \beta_3 P_m + \beta_4 t + \beta_5 D_1 + \beta_6 D_2 + \beta_7 D_3 + \beta_8 D_4 + u$$

voor de perioden met koelhuisboter.

$$(4) \quad C_k = \beta_0 + \beta_1 P_k + \beta_2 P_v + \beta_3 P_m + \beta_4 t + \beta_5 D_1 + \beta_6 D_3 + u \quad ^3)$$

voor de perioden met $C_k \geq 20$. Hier konden n.l. niet alle perioden met koelhuisboter worden meegeteld, omdat bij weinig koelhuisboter dit waarschijnlijk slechts in een beperkt aantal winkels verkrijgbaar is geweest. De hier gehanteerde grens heeft een arbitrair karakter.

$$(5) \quad C_t = \beta_0 + \beta_1 P_g + \beta_2 P_m + \beta_3 t + u$$

met gegevens op jaarbasis.

$$(6) \quad C_b = \beta_0 + \beta_1 C_k + \beta_2 P_b + \beta_3 P_m + \beta_4 t + u$$

eveneens met cijfers op jaarbasis.

²⁾ Omdat de Planta-affaire een eenmalige versturende invloed had, zijn bij alle berekeningen de gegevens van de 10e periode in 1960 t/m 5e periode van 1961 weggelaten.

³⁾ de dummy variabelen D_2 en D_4 hebben hier voortdurend de waarde 0.

De variabelen in deze vergelijkingen zijn als volgt gedefinieerd:

C_t = totale boterconsumptie in kg/100 pers. C_b = consumptie van verse boter in kg/100 pers. C_k = consumptie koelhuisboter in kg/100 pers.

P_g = gew.gem. prijs van boter en koelhuisboter in centen/250 g. P_b = prijs van verse boter in centen/250 g.

P_k = prijs van koelhuisboter in centen/250 g. $P_v = P_b - P_k$.

P_m = margarineprijs in centen/250 g.

t = trend = 1,2, —, waarbij de perioden doorlopend genummerd zijn.

De seizoensdummies zijn als volgt: (elk jaar heeft perioden 1 t/m 13)

1 voor de perioden 4 t/m 6

$D_1 = 0$ voor de overige perioden

1 voor de perioden 7 t/m 9

$D_2 = 0$ voor de overige perioden

1 voor de perioden 10 t/m 13

$D_3 = 0$ voor de overige perioden

Dummy D_4 is ingevoerd omdat het N.I.A.M. in 1966 overgegaan is van panel van 1000 huishoudingen naar een van 2000.

$D_4 = 0$ bij het 1000-panel en $D_4 = 1$ bij het 2000-panel.

Bij de berekeningen met jaarcijfers is het aantal gegevens erg klein ($n=10$). De resultaten wijzen in dezelfde richting als die met de 4-wekelijkse periode cijfers, alleen zijn de t -waarden (abs) kleiner. Dit laatste wordt verklaard door de lage n .

Bij de budgetstudie is het model:

$$(7) \quad C = \gamma_1 V + \gamma_0 + u$$

waarbij

C = boterconsumptie in kg/hoofd/jaar

V = verbruik (totale consumptieve-uitgaven)/hoofd/jaar

De resultaten van bovenstaande regressieberekeningen staan in tabel 1 t/m 7.

De invloed van de boterprijs

In de onderstaande tabel staat een samenvatting van de resultaten t.a.v. de boterprijs uit de diverse berekeningen. Ter illustratie is bij iedere vergelijking naast de gemiddelde prijselasticiteit over de hele periode (1958 tot begin 1968) ook de gemiddelde prijselasticiteit over 1967 en 1968 uitgerekend.

Als er duidelijk sprake is van autokorrelatie, is de eerder besproken transformatie uitgevoerd. De R^2 daalt dan doorgaans wel, bij dit grote aantal gegevens is dit niet een groot bezwaar.

	regressie- coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	gemiddelde prijselasti- citeit 1958/1968	gemiddelde prijselasti- citeit in 1967	gemiddelde prijselasti- citeit in 1968
Alle boter, alle perioden (Verg. 1, P_g)	-0,139	$\pm 0,015$	-1,06	-1,50	-1,86
Verse boter, perioden zonder koel- huisboter (Verg. 2, P_b)	-0,106	$\pm 0,019$	-0,92	-1,12	-1,60
Verse boter, perioden met koelhuisboter (verg. 3, P_b)	-0,154	$\pm 0,014$	-1,58	-1,52	-2,03
Alle boter, jaarcijfers (Verg. 5, P_g)	-2,376	$\pm 0,736$	-1,31	-2,00	-2,45
Verse boter, jaarcijfers (Verg. 6, P_b)	-1,877	$\pm 0,470$	-1,33	-1,66	-2,05

Het blijkt, dat de boterprijs steeds een duidelijke invloed heeft op de boterkonsumptie. Bij de 4-wekelijkse perioden cijfers is de invloed steeds significant bij een onbetrouwbaarheid (α) van 0,005, bij de jaarcijfers bij $\alpha = 0,05$.

Opvallend is, dat de invloed van de boterprijs en dus de prijselasticiteit in de perioden zonder koelhuisboter kleiner is dan in perioden met koelhuisboter. Voor de margarineprijs blijkt iets dergelijks te gelden. Dit duidt mogelijk op een toename van de prijsbewustheid bij de konsument, bij het verschijnen van koelhuisboter.

Er kan niet worden gekonkludeerd, dat de lange termijn elasticiteit systematisch groter of kleiner is dan die op korte termijn, hoewel de cijfers suggereren dat de prijselasticiteit (absoluut) bij de jaarcijfers groter is. Hier moet de grotere onbetrouwbaarheid van de puntschattingen der regressiecoëfficiënten bij jaarcijfers in aanmerking worden genomen.

De koelhuisboter is niet in bovenstaande tabel opgenomen. Uit tabel 4 blijkt, dat het bij koelhuisboter veel meer het prijsverschil met verse boter dan de koelhuisboterprijs zelf is, die de konsumptie van koelhuisboter verklaart.

De invloed van de koelhuisboter

Uit tabel 3 volgt dat de koelhuisboter een regressiecoëfficiënt van ca. -0,8 heeft. Hieruit is af te leiden, dat in het beschouwde tijdvak elke kg koelhuisboter gemiddeld 0,8 kg verse boter uit de markt verdrongen heeft.

De invloed van de margarineprijs

Bij de 4-weekse-periode cijfers heeft de margarineprijs vrijwel steeds een significante ($\alpha = 0,05$) negatieve invloed op de boterkonsumptie, de kruisprijselasticiteit is dus negatief. Dit wekt bij dergelijke substitutieprodukten, als boter en margarine ten opzichte van elkaar zijn, verwondering. Een zodanig geval, analoog aan de Giffen-case, verwacht men slechts als de betreffende produkten een groot deel van het budget absorberen.

Nu bestaat er de opvatting (4), blz. 56 e.v.), dat de konsument een vast bedrag aan vetten uitgeeft. In deze visie is de negatieve kruiselasticiteit te verklaren: wordt het goedkoopste produkt (margarine) duurder, dan kan men minder van het duurdere produkt (boter) kopen, en omgekeerd. In dit licht gezien heeft boter dus het karakter van een luxe artikel. Als bovenstaande opvatting juist is, valt te verwachten, dat het verband tussen margarinekonsumptie en margarineprijs positief is.⁴⁾ Uit de beschikbare gegevens voor het N.I.A.M.-panel (tot 1966) kan dit niet worden gekonkludeerd: er resulteerde niet een significant verband ($\alpha = 0,10$).

Wel blijkt uit tabel 8 dat de totale uitgaven aan vet per hoofd aanzien-

⁴⁾ Bijv. bij daling van de margarineprijs, zal men margarine substitueren door boter. Weliswaar zal margarine dan misschien het nog weer goedkopere bak- en braadvet vervangen, deze laatste invloed lijkt kwantitatief van weinig betekenis.

lijk konstanter zijn dan die aan de afzonderlijke vetsoorten, de variatiekoëfficiënt is voor het totaal veruit het laagst.

De trend

Voortdurend is er naast de invloed van andere factoren een autonome negatieve trend in het boterverbruik te constateren. De regressiekoëfficiënt is ca. -0,02, de jaarlijkse teruggang is dus 0,26 kg/100 personen, wat neerkomt op ongeveer 30 ton per jaar van de hele Nederlandse bevolking.

Deze teruggang moet waarschijnlijk worden verklaard uit veranderde consumptiegegewoonten.

De seizoensinvloed

Alleen in het laatste deel van het jaar is de boterconsumptie duidelijk afwijkend van die in de eerste 12 weken. (alleen dummy D_3 is vrijwel steeds significant, $\alpha=0,05$).

In het laatst van het jaar ligt de consumptie / 100 personen per periode n.l. 0,8 à 0,9 kg hoger. Deze hogere boterconsumptie moet waarschijnlijk aan de feestdagen in de maand december worden toegeschreven.⁵⁾

Het inkomen

Bij de budgetanalyse is voor elke beroepsgroep het verband tussen inkomen - als indicator hiervoor is het: Verbruik = totale consumptieve uitgaven genomen - en de boterconsumptie nagegaan. Een moeilijkheid hierbij is het kleine aantal inkomensklassen (n). Voor de verschillende beroepsgroepen is de inkomenselasticiteit berekend, althans voorzover er een significant verband tussen inkomen en boterconsumptie is geconstateerd. Daarna is de inkomenselasticiteit voor de gehele bevolking berekend. Dit geschiedt door weging van de elasticiteit per beroepsgroep met het verbruik in die groep. ((5), pag. 155 e.v.). De resulterende inkomenselasticiteit is 0,61 wanneer we als onbetrouwbaarheidsdrempel $\alpha=0,10$ nemen, en de niet significante regressiekoëfficiënten = nul stellen. Nemen we als drempel $\alpha=0,05$ dan is de inkomenselasticiteit 0,49. De inkomenselasticiteit van de vraag naar boter is dus niet erg groot en bedraagt 0,5 à 0,6.

Opvallend in tabel 7 zijn de verschillen in inkomenselasticiteit en in consumptie van boter/hoofd tussen de onderscheiden beroepsgroepen.

⁵⁾ de panel dummy - D_4 - is vrijwel nooit significant bij $\alpha=0,05$.

Gebruik maken van de berekende inkomenselasticiteit voor tijdreeksen

M.b.v. bovenberekende inkomenselasticiteit is bij de tijdreeksgegevens ook een berekening gemaakt, waarbij uit de gegevens op jaarbasis de inkomensinvloed is geëlimineerd. Het resultaat is, dat de regressiekoëfficiënt van de trend iets gestegen is, en dat de t -waarden (abs) iets omhoog zijn gegaan, de veranderingen zijn niet erg groot. Dit is bij deze kleine inkomenselasticiteit niet verwonderlijk, de fout die wij hebben gemaakt door bij de tijdreeksanalyse het inkomen als verklarende variabele weg te laten zal dan ook niet groot zijn. Alleen zal de invloed van de trend onderschat zijn.

6. Enkele toepassingen op het beleid

De met bovenstaande resultaten verkregen informatie over de vraag naar boter in Nederland kan benut worden bij de formulering van het beleid t.a.v. de afzet van boter in ons land.

In het algemeen is de opbrengst van de boter maximaal op het punt van de vraagkurve naar de prijselasticiteit = -1. We kunnen dit punt berekenen m.b.v. de bovengeschatte vergelijkingen. We doen dit voor de eerste 12 weken van 1969 en gebruiken de geschatte regressiekoëfficiënten van vergelijking (1). Deze vergelijking is naar onze mening het meest geschikt, omdat zij betrekking heeft op alle boter en berekend is uit gegevens over alle perioden uit het beschouwde tijdvak 1958/1968.

Voor P_m nemen we 43 (meest recente cijfer, in december 1968 door het C.B.S. gemeten). Voor t nemen we 145 (voor de eerste 4-wekelijkse periode in 1969 is $t = 144$). Voor de prijsindex van kosten voor levensonderhoud is 135 genomen. Uit de geschatte vergelijking (1) volgt nu:

$$C = -0,139 P - 0,216.32 - 0,021.145 + 0,138.1 + 36,426$$

Uit de voorwaarde $\epsilon_p = -1$ volgt:

$$C = +0,139 P$$

De resulterende $P = 95$: dit is P (reëel), dus P (nominaal) = 129. M.a.w. het punt waar $\epsilon_p = -1$ ligt voor de eerste 12 weken van 1969 bij een boterprijs van f 1,29/250 gr. Voor de rest van 1969 zal deze prijs iets variëren o.i.v. seizoensinvloeden. Globaal zal de optimale boterprijs voor 1969 f 1,30 zijn.

Opmerkingen:

— Bovengenoemde boterprijs wordt optimaal genoemd in die zin dat bij deze prijs de opbrengst van de boter af detailhandel maximaal is.

In hoeverre dit ook voor de opbrengst af fabriek geldt, hangt af van het gedrag van de marge.

— Alleen in de thans bestaande situatie van overschotten is het voordelig in het punt van de vraagkurve te gaan zitten, waar de prijselasticiteit -1 is. Kunnen we de boterproduktie naar believen variëren, dan zullen we ook rekening moeten houden met de marginale produktiekosten en zal er een hogere optimale prijs zijn.

— Er is hier alleen gekeken naar de afzetzijde. De boterprijs bepaalt echter ook een stuk van het inkomen van de boer. Op dit aspect waarbij de hele melkprijspolitiek aan de orde zou moeten komen, wordt hier niet ingegaan.

— De bovenberekende optimale prijs geldt alleen in de ceteris paribus situatie. Indien de margarineprijs b.v. ook zou veranderen, zou er een verschuiving in het optimum optreden.

Als onze berekeningen juist zijn kan worden gekonkludeerd dat de huidige boterprijs (ca. f 1,75) een minder dan de maximaal mogelijke opbrengst voor de boter bewerkstelligt. Het plan Mansholt beoogt de boterprijs met ca. 56 ct./250 gr. te doen dalen. De boterprijs in Nederland zou dan plm. f 1,20 worden. Dit is lager dan de berekende optimale prijs, maar als we de voorraadkosten van de nu opgeslagen boter ook in ogenschouw nemen, mag de prijs ook iets lager zijn. Voor Nederland komt de „Mansholt-prijs” dus redelijk in de richting van de maximale opbrengst van de boter.

De koelhuisboter

In het verleden heeft 1 kg koelhuisboter gemiddeld 0,8 kg verse boter uit de markt verdrongen. Als we aannemen, dat deze mate van substitutie ook nu geldt, dan moet $P_k \geq 0,8 P_b$ zijn, wil een koelhuisboter-aktie een positief financieel resultaat opleveren. Bij de meest recente koelhuisbotercampagne is de prijs van koelhuisboter ca. f 1,20 terwijl die van verse boter ca. f 1,75 is. Hier is aan de bovenstaande voorwaarde kennelijk niet voldaan.

De margarineprijs

Aangezien de kruisprijselasticiteit van margarine met betrekking tot de boterconsumptie negatief is, zoals boven is gekonstateerd, zal de eventuele prijsverhoging van margarine als gevolg van duurdere grondstoffen de boterproducenten niet tot voordeel strekken. De vraag naar boter zal erdoor eerder in negatieve dan in positieve zin beïnvloed worden.

Samenvatting

De meest in het oog springende resultaten van bovenstaand onderzoek zijn:

- de hoge prijselasticiteit van de vraag naar boter: in 1967: -1,50, in 1968: -1,86
- de negatieve kruisprijselasticiteit van margarine
- de grote mate waarin koelhuisboter verse boter vervangt: in de beschouwde periode verving 1 kg koelhuisboter gemiddeld 0,8 kg verse boter
- de geringe inkomenselasticiteit van de vraag naar boter: 0,5 à 0,6

Slotopmerking

Gaarne wil ik op deze plaats mijn dank uitspreken jegens het Productschap voor Zuivel voor hun medewerking. Zonder de door hen beschikbaar gestelde N.I.A.M. cijfers was dit onderzoek niet mogelijk geweest.

Literatuurverwijzingen

- 1) J. Durbin en G. S. Watson: „Testing for serial correlation in least square regressions”, Biometrika 1950, 1951.
- 2) J. Johnston: „Econometric Methods”, 1963.
- 3) Nationaal Budgetonderzoek 1963/1965, deel 1 t/m 9, C.B.S. 1968.
- 4) M. Hesse: „Die Elastizitäten der mengenmässigen Nachfrage nach Milch und Milcherzeugnissen in der Bundesrepublik Deutschland”. Agrarwirtschaft, Sonderheft 24, 1967.
- 5) Oskar Lange: „Introduction to econometrics”, 1957.

Tabel 1

Vergelijking (1)

Alle perioden $n = 128$ Afhankelijk variabele: C_t

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie
P_g	-0,160	$\pm 0,011$	-14,04	+++
P_m	-0,277	$\pm 0,064$	-4,33	+++
t	-0,018	$\pm 0,005$	-3,48	+++
D_1	-0,051	$\pm 0,298$	-0,17	—
D_2	-0,640	$\pm 0,298$	-2,15	+++
D_3	+0,942	$\pm 0,177$	+3,21	+++
D_4	-0,429	$\pm 0,374$	-1,15	—
const.	40,836			

 $R^2 = 0,821$ d (Durbin-Watson) = 0,761 $C_t = 13,546$ $P_g = 103,45$

*toetsingsgrootheid bij toets van Student

T.a.v. significantie:

— = niet significant bij $\alpha = 0,10$ + = significant bij $\alpha = 0,10$ ++ = significant bij $\alpha = 0,05$ +++ = significant bij $\alpha = 0,005$

Na transformatie vanwege autokorrelatie:

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie
P_g	-0,139	$\pm 0,015$	-9,47	+++
P_m	-0,216	$\pm 0,089$	-2,41	++
t	-0,021	$\pm 0,008$	-2,57	++
D_1	0,309	$\pm 0,271$	1,14	—
D_2	0,037	$\pm 0,309$	0,12	—
D_3	0,963	$\pm 0,283$	3,40	+++
D_4	0,138	$\pm 0,602$	0,23	—
const.	36,426			

 $R^2 = 0,584$ $d = 1,961$

Tabel 2

Vergelijking (2)

Niet-koelhuisboter perioden $n = 72$ Afhankelijk variabele C_b

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie
P_b	-0,135	$\pm 0,014$	-9,32	+++
P_m	-0,178	$\pm 0,081$	-2,21	++
t	-0,010	$\pm 0,006$	-1,49	+
D_1	-0,016	$\pm 0,582$	-0,03	—
D_2	-0,146	$\pm 0,546$	0,27	—
D_3	1,275	$\pm 0,555$	2,30	++
D_4	-0,646	$\pm 0,518$	-1,25	—
const.	33,489			

 $R^2 = 0,740$ $d = 0,727$ $\overline{C_b} = 12,35$ $\overline{P_b} = 107,63$

Na 2 transformaties:

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie
P_b	-0,106	$\pm 0,019$	-5,58	+++
P_m	-0,049	$\pm 0,118$	-0,42	—
t	-0,021	$\pm 0,015$	-1,42	+
D_1	0,128	$\pm 0,425$	0,30	—
D_2	0,499	$\pm 0,470$	1,06	—
D_3	0,821	$\pm 0,431$	1,91	++
D_4	1,407	$\pm 0,847$	1,68	++
Const.	25,821			

 $R^2 = 0,449$ $d = 2,025$

Tabel 3

Vergelijking (3)

Koelhuisboterperioden $n = 56$ Afhankelijk variabele: C_b

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie	
C_k	-0,812	$\pm 0,033$	-23,90	+++	
P_b	-0,154	$\pm 0,014$	-10,91	+++	$R^2 = 0,970$
P_m	-0,439	$\pm 0,081$	-5,41	+++	$d = 1,515$
t	-0,034	$\pm 0,006$	-5,37	+++	$\overline{C_b} = 10,09$
D_1	0,286	$\pm 0,242$	1,18	—	$P_b = 103,7$
D_2	1,379	$\pm 0,692$	1,99	++	
D_3	0,697	$\pm 0,220$	3,16	+++	
D_4	0,291	$\pm 0,375$	0,77	—	
const.	46,852				

Tabel 4

Vergelijking (4)

Perioden met $C_k \geq 20$ $n = 26$ Afhankelijk variabele: C_k

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie	
P_k	-0,087	$\pm 0,075$	-1,15	—	
P_v	0,176	$\pm 0,032$	+ 5,48	+++	$R^2 = 0,870$
P_m	-0,614	$\pm 0,240$	-2,55	++	$d = 1,333$
t	-0,041	$\pm 0,013$	-3,10	+++	
D_1	-0,873	$\pm 0,630$	-1,38	+	
D_3	-0,613	$\pm 0,418$	-1,47	+	
const.	36,429				

Tabel 5

Vergelijking (5)

Jaarcijfers $n = 10$ Afhankelijk variabele: C_t

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie	
P_q	-2,376	$\pm 0,736$	-3,23	++	$R^2 = 0,855$
P_m	-3,896	$\pm 3,180$	-1,23	—	$d = 2,552$
t	-2,807	$\pm 3,384$	-0,83	—	$\overline{C_t} = 184,5$
const.	575,468				$P_q = 100,3$

Tabel 6

Vergelijking (6)

Jaarcijfers $n = 10$ Afhankelijk variabele: C_b

variabele	regressie coëfficiënt	standaard- afwijking regressie- coëfficiënt	t-waarde*	signifikantie	
C_k	-0,572	$\pm 0,170$	-3,37	++	$R^2 = 0,821$
P_b	-1,877	$\pm 0,470$	-3,99	++	$d = 2,7$
P_m	-1,749	$\pm 2,127$	-0,82	—	$\overline{C_b} = 151,1$
t	-1,337	$\pm 2,149$	-0,62	—	$P_b = 106,9$
const.	439,265				

Tabel 7

Beroepsgroep	A	B	C	D	E	F
Hoofd, hand-, landarbeiders	1,672	9	0,51	5,17	+++	1,02
Zelfstandigen (niet boeren)	3,384	9	0,24	2,56	++	0,35
Boeren	6,317	7	1,14	1,75	+	0,54
Niet-werkenden < 65 jaar	1,365	5	0,18	2,00	+	0,42
Niet-werkenden > 65 jaar	3,514	7	0,02	0,11	—	—
Alleenstaanden	6,055	6	-0,14	-0,96	—	—

Kolom A: gemiddelde boterconsumptie per hoofd/jaar (kg)

Kolom B: aantal inkomenscategorieën (n)

Kolom C: regressiecoëfficiënt γ_1

Kolom D: t-waarde

Kolom E: significantie

Kolom F: gemiddelde inkomenselasticiteit

Tabel 8

Totale uitgaven/hoofd aan onderscheiden vetten (reëel):

	margarine	boter	cons. oliën, bak- braadvet	vetten totaal
1958	26,51	7,35	1,54	35,40
1959	27,92	7,08	1,78	36,78
1960	27,34	6,84	1,98	36,16
1961	26,08	8,39	1,92	36,39
1962	23,99	8,09	2,12	34,20
1963	23,05	7,93	2,35	33,33
1964	23,36	7,19	2,99	33,54
1965	24,92	6,76	3,10	34,78
variatie cft.	0,072	0,081	0,147	0,037

Bron:

Cijfers van margarine en boter: N.I.A.M.-panel

Cijfers van cons. oliën, bak- en braadvet: berekend uit maandstatistiek van de binnenlandse handel van het C.B.S., december 1968, blz. 655