13. Stochastische modellen voor merkkeuze

B. Wierenga

1. Inleiding

Verkopers van merkartikelen zullen doorgaans grootheden als omzet en marktaandeel van het eigen merk als belangrijke indicatoren voor het succes in een bepaalde markt beschouwen. Dergelijke macro-grootheden zijn een rechtstreeks gevolg van het keuzegedrag op het niveau van de individuele consument. Bij het analyseren van een bepaalde markt is het dan ook erg nuttig te weten wat zich op dit micro-niveau afspeelt. In het kader van dit artikel zullen wij ons bezig houden met een belangrijk aspekt van het keuzegedrag van de consument, namelijk de merkkeuze die een consument maakt bij de achtereenvolgende aankopen van een produkt.

Voor de beschrijving van dit merkkeuzegedrag zijn z.g. merkkeuze modellen ontwikkeld. Met behulp van deze modellen kunnen de bewegingen in een markt beter worden geanalyseerd. Ook kunnen met zo'n model, mits het de werkelijkheid goed beschrijft, voorspellingen worden gemaakt t.a.v. merkwisselingen, herhalingsaankopen, marktaandelen, omzetten e.d.

In dit artikel wordt na deze inleiding eerst een kort overzicht gegeven van de ontwikkeling met betrekking tot merkkeuze modellen. Daarna worden een drietal modellen, namelijk de Bernoulli-, de Markov- en de lineaire leermodellen tamelijk uitvoerig besproken, d.w.z. met schattings- en toetsingsprocedures, voorbeelden, enz. Tenslotte wordt ingegaan op een aantal beperkingen en mogelijkheden tot uitbouw van merkkeuze modellen.

2. Kort overzicht van de ontwikkeling

Waarschijnlijk zijn de eerste gepubliceerde empirische resultaten met betrekking tot het merkkeuzegedrag van consumenten die van Brown en Cunningham, ruim 20 jaar geleden. Zowel Brown [3] als Cunningham [6] bestudeerden de merkkeuzen gemaakt door leden van het Chicago Tribune Consumer Panel bij aankopen van een aantal frekwent gekochte consumentenprodukten. Hun belangrijkste conclusie was, dat consumenten veel vaker hetzelfde merk kopen, dan op grond van het toeval verwacht mag worden als de verschillende merken willekeurig door elkaar worden gekocht. Een consument is vaak in het bijzonder gebonden aan één of enkele merken in een bepaalde markt. Dit verschijnsel werd merkentrouw (brand loyalty) genoemd. Hoewel Brown en Cunningham geen expliciet merkkeuzemodel hanteerden kan uit het feit dat zij zich speciaal bezighielden met de relatieve frekwentie waarmee een bepaald merk door een huishouding gedurende een bepaalde periode werd gekocht, worden afgeleid, dat zij impliciet een model van het Bernoulli-type gebruikten. Ze hielden zich niet bezig met de invloed van vorige aankopen op toekomstige merkkeuzen; in het Bernoulli model wordt deze invloed afwezig verondersteld.

In het begin van de zestiger jaren verschenen er een aantal artikelen, bijvoorbeeld [10, 13 en 20], waarin de mogelijkheid om de achtereenvolgende merkkeuzen van een consument te beschrijven als een Markovketen naar voren werd gebracht. Met betrekking tot Markov ketens bestond er een elegant stuk theorie, zie b.v. [14] en met name de mogelijkheid om zogenaamde evenwichtsmarktaandelen te berekenen leek aantrekkelijk.

Omstreeks dezelfde tijd werd door Kuehn, zie b.v. [15 en 16], voorgesteld om het merkkeuzegedrag van consumenten te beschrijven met het zogenaamde lineaire leermodel. Ook met betrekking tot dit model bestond er een tamelijk uitgewerkte theorie, afkomstig uit de mathematische psychologie, zie Bush en Mosteller [4].

Hoewel de modellen inmiddels met name wat betreft toetsings- en schattingsprocedures veel verder zijn uitgewerkt dan bij hun introduktie kan worden gesteld, dat de 3 genoemde modellen: het Bernoulli model, het Markov model en het lineaire leermodel nog steeds de 3 basistypen van de in omloop zijnde merkkeuze modellen zijn. Aan deze 3 modellen zullen we in dit artikel tamelijk uitvoerig aandacht schenken.

Voorbeelden van andere merkkeuze modellen die in de literatuur aandacht hebben gekregen zijn: het z.g. Probability Diffusion Model van Montgomery [23, hfd. 6], dat een variant van de in de mathematische psychologie wel gehanteerde 'stimulus sampling' modellen is en het z.g. New Trier model van Aaker [1], dat een bijzonder geval van een Bernoulli model is.

Een recente ontwikkeling is het formuleren van zodanige modellen, dat alleen op grond van marktaandelen verschillende karakteristieken van het merkkeuzeproces in een markt, met name de z.g. overgangskansen kunnen worden berekend. Zie [2, 11 en 12]. Uiteraard kan dit alleen door tamelijk vergaande veronderstellingen te maken met betrekking tot het keuzegedrag in de markt. Het is in het kader van dit artikel onmogelijk om aan deze modellen adekwaat aandacht te besteden.

Alle bovengenoemde modellen houden zich expliciet bezig met de vraag: welk merk wordt er gekozen op een bepaald moment, gegeven dat er een aankoop van het betreffende produkt plaatsvindt. Een andere categorie modellen houdt zich meer specifiek bezig met de tijdstippen waarop aankopen van een produkt (of merk) plaatsvinden en met de aantallen aankopen in een bepaalde tijdsperiode. Voorbeelden hiervan zijn het werk van Ehrenberg [9] en het z.g. STEAM model van Massy [21]. Deze modellen kunnen ook worden gebruikt om de ontwikkeling ten aanzien van een bepaald merk weer te geven. Er wordt dan geen rekening gehouden met aankopen van andere merken van hetzelfde produkt. Deze modellen zijn vooral nuttig als men te doen heeft met niet scherp gedefinieerde produktcategorieën waarbij het niet direkt duidelijk is wat de 'markt' is, d.w.z. met welke andere merken een bepaldd merk concurreert. In dit artikel beperken wij ons verder tot de specifieke merkkeuzemodellen, d.w.z. modellen die de merkkeuzen bij de achtereenvolgende aankopen beschrijven.

3. Drie merkkeuzemodellen

In het volgende worden het Bernoulli model, het Markov model en het lineaire leermodel besproken. Voor elk model wordt eerst de definiëring gegeven en worden de veronderstellingen die het model maakt m.b.t. het koopgedrag en eventuele eigenschappen van het model besproken.

Het valt in het algemeen niet van te voren te zeggen welk merkkeuze model een goede beschrijving geeft van het merkkeuzegedrag voor een bepaald produkt. In elke specifieke situatie moet dat opnieuw worden bekeken. Daarom is het belangrijk toetsingsprocedures te hebben om te onderzoeken of een model in overeenstemming is met empirische data. Wil men het model gebruiken dan moeten bovendien de parameters worden geschat. Wij zullen voor elk van de 3 genoemde modellen toetsings- en schattingsprocedures bespreken. Uiteraard kan dat in deze kontekst maar beknopt geschieden. Bewijzen en literatuurverwijzingen zijn achterwege gelaten. Er is getracht de nadruk te leggen op de werking van de verschillende methoden en aan de hand van voorbeelden te laten zien hoe deze in de praktijk kunnen worden uitgevoerd. Alle voorbeelden zijn 'levensecht' en ontleend aan [27]. Voor een uitvoeriger bespreking van de achtergrond van de diverse methoden zij verwezen naar [23 en 27].

3.1. Merkkeuze als een stochastisch proces

Laat het merkkeuzeproces zijn gedefinieerd als het achtereenvolgens kopen van bepaalde merken van een produkt door een consument en aangeduid worden als

$$\{X_t\},$$

waarbij X_t het merk is, dat gekocht wordt op aankooptijdstip t. In het algemeen is niet van tevoren bekend welk merk op tijdstip t gekozen zal worden. Wel kunnen we spreken van de kans dat een bepaald merk gekocht zal worden en X_t heeft een bepaalde kansverdeling. X_t is daarom een stochastische grootheid en het merkkeuzeproces:

$$X_1, X_2, \ldots\ldots, X_{t-1}, X_t, X_{t+1}, \ldots\ldots$$

is een zogenaamd stochastisch proces.

Een zeer algemene veronderstelling is, dat de kansverdeling van X_t afhangt van de voorafgaande realisaties van het stochastisch proces. Dit wordt aangegeven door de kans op een bepaalde uitkomst op tijdstip t te schrijven als:

$$\text{Prob}\,(X_t = i | x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \ldots\ldots) \qquad (1)$$

In merkkeuzeterminologie staat hier, dat de kans om op aankooptijdstip t merk i te kopen afhankelijk is van de merken die bij de aankopen vóór t werden gekozen. Dit zijn x_{t-1}, x_{t-2} etc. (Hiervoor worden kleinere letters gebruikt omdat bij de t^e aankoop hun waarden bekend en dus niet meer stochastisch zijn).

Bij veel merkkeuzemodellen kunnen slechts 2 verschillende merken in een markt worden onderscheiden. Deze 2 merken zullen worden aangeduid als merk 1 en merk 0. Merk 1 kan bijvoorbeeld een merk aanduiden waarin men in het bijzonder geïnteresseerd is (meestal het eigen merk), terwijl merk 0 dan staat voor alle andere merken in de markt. In deze 2 merken situatie zullen we steeds de kans dat merk 1 wordt gekocht aangeven als p.

Uitdrukking (1) voor de kansverdeling van het gekochte merk op tijdstip t is erg algemeen. In de praktijk is er moeilijk mee te werken omdat men daarvoor de koopgeschiedenissen van consumenten vanaf hun eerste aankoop zou moeten kennen. De verschillende merkkeuzemodellen maken vereenvoudigde veronderstellingen over de afhankelijkheid van de merkkeuze op een bepaald tijdstip van eerder gedane aankopen.

3.2. Het Bernoulli model

3.2.1. Definiëring

De basisveronderstelling van het Bernoulli model is:

$$\text{Prob}\,(X_t = i | x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \ldots\ldots) = \text{Prob}\,(X_t = i) \qquad (2)$$

Er wordt dus verondersteld dat de kans om een bepaald merk te kopen

onafhankelijk is van eerder gekochte merken; de hele koopgeschiedenis heeft geen enkele invloed.
Voor i = 1 hebben we:

$$\text{Prob}\,(X_t = 1 \mid x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \ldots\ldots) = \text{Prob}\,(X_t = 1) = p$$

De kans om merk 1 te kopen, p, is altijd hetzelfde, ongeacht de koopgeschiedenis. Men drukt dit ook wel uit door te zeggen: er is geen 'feedback' van vorige aankopen. Zo'n proces waarbij vorige uitkomsten geen invloed hebben wordt een proces van de orde nul genoemd.

Er bestaan 2 versies van het Bernoulli model.

(i) Het homogeen Bernoulli model

Hier wordt verondersteld, dat iedere consument dezelfde kansverdeling over de 2 merken heeft, dus iedere consument heeft dezelfde p. Dit is een vergaande veronderstelling, omdat het in de praktijk impliceert dat alle consumenten de merken in dezelfde verhoudingen kopen. Zo'n situatie is moeilijk voor te stellen, tenzij als gevolg van institutionele omstandigheden (b.v. in de industriële markt als de overheid ondernemingen zou voorschrijven een zeker percentage van een bepaald produkt van een bepaalde inheemse leverancier te betrekken). Wij zullen aan dit homogene Bernoulli model, dat overigens een bijzonder geval is van een heterogeen Bernoulli model, verder geen aandacht schenken.

(ii) Het heterogeen Bernoulli model

Hierbij is ook (2) van toepassing, zodat een consument voortdurend dezelfde kans p heeft om merk 1 te kopen, maar nu is er heterogeniteit in de consumentenpopulatie met betrekking tot p, d.w.z. verschillende consumenten kunnen verschillende p-waarden hebben. p is op een bepaalde manier verdeeld in de consumentenpopulatie. De kansdichtheidsfunktie (k.d.f.), die we aanduiden als f(p), geeft aan hoe de verdeling van p, over de consumenten is, d.i., hoeveel consumenten er zijn met lage p, hoeveel met hoge p, etc.

p kan bijvoorbeeld de in Fig. 1 getekende kansdichtheidsfunkties hebben.

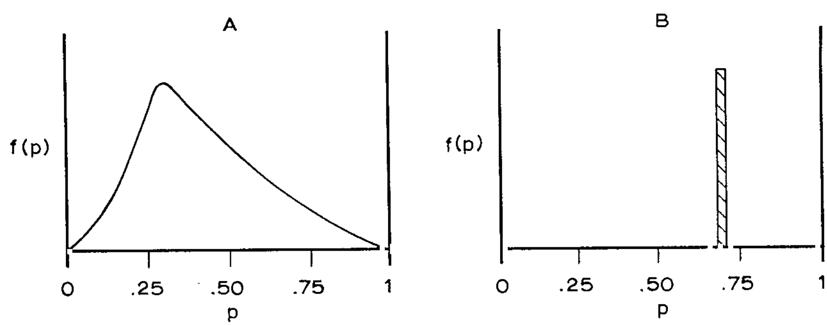

Fig. 1. Mogelijke kansdichtheidsfunkties voor p

In geval A zijn er veel consumenten met een kans van . 3 om merk 1 te kopen en zijn er meer consumenten met $p > .3$ dan met $p < .3$. Verder zijn er weinig consumenten met een erg kleine kans ($p \approx 0$) en weinig met een erg grote kans ($p \approx 1$) om merk 1 te kopen.

In geval B is de gehele kansmassa geconcentreerd bij $p = .7$. Alle consumenten hebben dan een p van . 7 en hier zijn we dus terug in het geval van een homogeen Bernoulli model.

Een bekende en zeer flexibele verdeling die kan worden gebruikt om de verdeling van p te beschrijven is de betaverdeling. Deze heeft 2 parameters, hier aangeduid als α en β.
De kansdichtheidsfunktie is:

$$b(p) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\,\Gamma(\beta)}\; p^{\alpha-1}\,(1-p)^{\beta-1} \quad (0 \leqslant p \leqslant 1) \tag{3}$$

$$\alpha, \beta > 0$$

De momenten van een betaverdeling zijn eenvoudige funkties van α en β:

$$\mu_1 = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \tag{4}$$

en

$$\mu_{i+1} = \mu_i \left(\frac{\alpha + i}{\alpha + \beta + i}\right) \quad (i = 1, 2, \ldots\ldots) \tag{5}$$

Het heterogeen Bernoulli model impliceert stationariteit van de markt. Verschillen in marktaandelen van periode tot periode treden alleen op als gevolg van toevallige fluctuaties, er zijn geen systematische veranderingen. Het marktaandeel van merk 1 (m_1) is de verwachtingswaarde van p:

$$m_1 = Ep = \int_0^1 p\, f(p)\, dp \tag{6}$$

en deze verwachtingswaarde is constant zolang f(p), dus de verdeling van p, niet verandert.

3.2.2. Toetsen

Om in een empirische situatie te toetsen of het heterogeen Bernoulli model een goede beschrijving geeft van waargenomen merkkeuzeprocessen, kan gebruik gemaakt worden van een drietal verschillende toetsen. (Hier en bij alle verder te behandelen toetsings- en schattingsprocedures wordt aangenomen, dat we de beschikking hebben over consumentenpanel data, zodat we individuele consumenten kunnen volgen in hun koopgedrag).

(i) De runtoets. Laten we veronderstellen, dat van consument C1 20 aankopen zijn waargenomen en dat daarbij de volgende merken zijn gekozen: 00000011100111110000.

(een 1 duidt een merk 1 aankoop aan, een 0 een merk 0 aankoop). Iedere ononderbroken serie van hetzelfde merk wordt een run genoemd. De koopgeschiedenis van consument C1 heeft dus 5 runs. Laat de koopgeschiedenis van consument C2, die ook 20 aankopen heeft gedaan, er als volgt uitzien: 00101000101001010011
Hier is het aantal runs 14.

Hoewel C2 ook 8 merk 1 aankopen en 12 merk 0 aankopen heeft gedaan, ziet zijn koopgeschiedenis er heel anders uit dan van C1. In C1's aankopen staan de merk 1 en merk 0 aankopen in groepjes bij elkaar, bij C2 worden merk 1 en merk 0 min of meer door elkaar gekocht. Als de Bernoulli veronderstelling geldt en er dus geen feedback is van vorige aankopen is de kans op een merk 1 aankoop constant en is het na een merk 0 aankoop even waarschijnlijk, dat er een merk 1 aankoop volgt als na een merk 1 aankoop. In dat geval ligt een koopgeschiedenis van het type van C2 voor de hand. Is het echter zo, dat de kans op een merk 1 aankoop wel verandert als gevolg van vorige aankopen, in die zin dat de kans op een merk 1 aankoop groter is na een merk 1 aankoop en kleiner na een merk 0 aankoop, dan valt meer het beeld van C1's koopgeschiedenis te verwachten: enen en nullen hebben dan de neiging 'aan elkaar te kleven'. Hierop berust het gebruik van de runtoets. De nulhypothese is: p is constant tijdens de koopgeschiedenis. Het verwachte aantal runs U onder H_0 is:

$$E(U) = \frac{2n_1 n_0}{n_1 + n_0} + 1,$$

waarbij n_1 en n_0 respectievelijk het aantal enen en nullen in de koopgeschiedenis zijn.

In ons voorbeeld geldt dus zowel voor C_1 als C_2:

$$E(U) = 10.6$$

In de koopgeschiedenis van C_1 zijn er dus minder runs dan verwacht onder H_0, bij C_2 zijn er meer. Er kan nu getoetst worden of het aantal waargenomen runs zo klein is, dat de nulhypothese moet worden verworpen en het alternatief: 'p is groter na een merk 1 aankoop dan na een merk 0 aankoop' geaccepteerd. Voor kleine n_0 en n_1 ($\leqslant 20$) bestaan er tabellen, b.v. in [25], voor grotere waarden kan een benadering met behulp van de normale verdeling worden toegepast. Voor het bovenstaande voorbeeld is de kritieke waarde voor het aantal runs 6 ($\alpha = .05$). Voor consument C1 wordt H_0 dus verworpen, m.a.w. zijn koopgedrag is niet in overeenstemming met het Bernoulli model. Voor C2 is dat niet het geval.

Een runtoets wordt uitgevoerd voor iedere huishouding afzonderlijk. Het percentage huishoudingen waarvoor de runtoets leidt tot verwerping van de nulhypothese geeft aan de mate waarin het merkkeuzegedrag in een bepaalde markt niet in overeenstemming is met het Bernoulli model. Een praktische opmerking is, dat de koopgeschiedenissen van individuele huishoudingen voldoende lang moeten zijn om een run toets te kunnen uitvoeren.

(ii) Toets op gelijke koopwaarschijnlijkheden.
Er kan worden bewezen: als het heterogeen Bernoulli model geldt, hebben 2 koopgeschiedenissen van dezelfde lengte en met hetzelfde aantal enen (en nullen) dezelfde kans om door een merk 1 aankoop gevolgd te worden, ongeacht de plaatsing van de nullen en enen in de koopgeschiedenis. Wij nemen hier koopgeschiedenissen van 4 aankopen. Beschouwen we daarvan de koopgeschiedenissen met 3 merk 1 aankopen en 1 merk 0 aankoop dan is het duidelijk dat daarvan 4 verschillende configuraties mogelijk zijn, nl. 0111, 1011, 1101 en 1110. Onder de nulhypothese van het heterogeen Bernoulli model heeft elk van deze 4 koopgeschiedenissen dezelfde kans om door een merk 1 aankoop gevolgd te worden. Er kan nu worden nagegaan hoe vaak deze koopgeschiedenissen in werkelijkheid door een 1 resp. een 0 werden gevolgd en met een χ^2-toets kan worden getoetst of deze aantallen in overeenstemming zijn met de nulhypothese.

In [27] werden van het produkt fopro (een pseudoniem voor een frekwent gekocht produkt in de voedingsmiddelensfeer) de in Tabel 1 vermelde resultaten gevonden.

Tabel 1. Waargenomen frakties merk 1 en merk 0 aankopen na 4 verschillende koopgeschiedenissen voor het produkt fopro

Koopgeschiedenis	*Fraktie met volgende aankoop*		
	merk 0	*merk 1*	
0111	.17	.83	
1011	.31	.69	N = 128
1101	.17	.83	$\chi^2_3 = 15.3$
1110	.54	.46	

Het is duidelijk, dat de kans op een merk 1 aankoop hier niet gelijk is voor alle 4 koopgeschiedenissen. Als de enige merk 0 aankoop in de 4 aankopen al 3 aankopen geleden is gedaan (sekwentie 0111), is de kans op een merk 1 aankoop bijvoorbeeld bijna 2 keer zo groot als wanneer de merk 0 aankoop de meest recente aankoop is (sekwentie 1110). Hier komt dus duidelijk de invloed van vorige aankopen op de merkkeuze naar voren, welke invloed in het Bernoulli model afwezig wordt verondersteld. De χ^2-toets, die in deze tabel met 4 rijen en 2 kolommen 3 vrijheidsgraden heeft, leverde de waarde 15.3 op. Dit leidt, zelfs bij een onbetrouwbaarheid van .005, tot verwerping van het heterogeen Bernoulli model.
In het bovenstaande werd de toets op gelijke koopwaarschijnlijkheden ge-

demonstreerd voor koopgeschiedenissen met 3 merk 1 aankopen en 1 merk 0 aankoop. Uiteraard impliceert de heterogeen-Bernoulli-hypothese dat ook binnen 2 andere categorieën koopgeschiedenissen ter lengte 4, namelijk die met 2 aankopen van merk 1 respektievelijk 1 aankoop van merk 1 voor elke koopgeschiedenis geldt dat de kans om door een merk 1 aankoop gevolgd te worden gelijk is. Dit kan op dezelfde wijze getoetst worden als boven is gedemonstreerd. Tenslotte kunnen de χ^2-waarden voor de 3 toetsen bij elkaar worden opgeteld, hetgeen leidt tot 1 totaal-toetsingsgrootheid voor de heterogeen-Bernoulli-hypothese.

(iii) Toets op gelijke relatieve frekwenties van koopsekwenties. Werd bij de hiervoor besproken toets onderzocht of bepaalde koopgeschiedenissen dezelfde kans hebben om door een merk 1 aankoop gevolgd te worden, bij deze toets wordt nagegaan of de relatieve frekwenties van deze koopsekwenties zelf overeenstemmen met die welke worden verwacht onder de hypothese van een heterogeen Bernoulli model. Onder deze hypothese geldt bijvoorbeeld, dat de verwachte relatieve frekwenties van de sekwenties 0111, 1011, 1101 en 1110 even groot zijn. Dus van de koopsekwenties met 3 merk 1 aankopen komen de verschillende configuraties dan even vaak voor. Hetzelfde geldt voor koopsekwenties met 1 respektievelijk 2 merk 1 aankopen.

Aan de hand van de waargenomen koopgeschiedenissen kan worden nagegaan of dit in overeenstemming is met de feiten. Daartoe worden alle koopsekwenties ter lengte 4 verzameld en de frekwentie van elke configuratie hierbinnen berekend. In tabel 2 is dat gedaan voor de sekwenties met 3 enen van het produkt fopro.

Tabel 2. Waargenomen en theoretische frekwenties voor koopgeschiedenissen van 4 aankopen met 3 merk 1 aankopen voor het produkt fopro

Koopgeschiedenis	*Waargenomen frekwentie*	*Theoretische frekwentie*	
0111	350	315.8	
1011	272	315.8	
1101	272	315.8	
1110	369	315.8	$\chi^2_3 = 24.8$
	1263	1263	

Het blijkt dat de sekwenties 0111 en 1110 vaker voorkomen dan 1101 en 1011. Hier zien we dus het verschijnsel, dat de enen de neiging hebben aan elkaar te kleven, iets dat – in runtoets terminologie – leidt tot een relatief klein aantal runs. Er kan worden getoetst of het verschil in frekwenties tussen de sekwenties zo groot is, dat de heterogeen Bernoulli hypothese moet worden verworpen. Onder deze hypothese is de verdeling van de 1263 sekwenties over de 4 categorieën een multinomiale verdeling met gelijke kansen (ter grootte . 25) voor elke categorie. Of dit in overeenstemming is met de werkelijkheid wordt getoetst met de χ^2-toets, die hier (4–1 =) 3 vrijheidsgraden heeft. De uitkomst voor Tabel 2 is 24.8 zodat het heterogeen Bernoulli model hier duidelijk wordt verworpen. (dit is consistent met het resultaat voor fopro in (ii). Deze toets, hier geillustreerd voor sekwenties met 3 enen, dient uiteraard ook te worden uitgevoerd voor sekwenties met 1 respektievelijk 2 merk 1 aankopen.

Er zijn hier 3 verschillende toetsen besproken voor de hypothese dat een merkkeuzeproces verloopt volgens het heterogeen Bernoulli model. Een belangrijk aspect is, dat ze allen gebruikt kunnen worden, ongeacht de aard van de heterogeniteit m.b.t. p (gerepresenteerd door f(p)). Over het onderscheidingsvermogen voor elk van deze 3 toetsen is niet zoveel bekend. Welke toets men in een bepaalde situatie zal gebruiken zal men laten afhangen van praktische overwegingen als: beschikbare data, benodigde rekentijd, enz. Uiteraard kan men tot scherpere uitspraken komen als men meer dan 1 toets uitvoert.

Vergeleken met de nog te behandelen Markov modellen en lineaire leermodellen maakt het heterogeen Bernoulli model de meest vergaande veronderstelling met betrekking tot de feedback van eerdere aankopen: deze feedback wordt geheel afwezig verondersteld. Blijken de data in overeenstemming te zijn met het heterogeen Bernoulli model dan is er dus geen reden om de toetsen voor de andere modellen uit te voeren.

3.2.3. Schatting van de parameters van de verdeling van p

Bij een merkkeuzeproces volgens het heterogeen Bernoulli model is het van belang te weten hoe de verdeling van p over de consumenten is. Vergelijken we bijvoorbeeld de situatie van Fig. 2 A met die in Fig. 2 B.

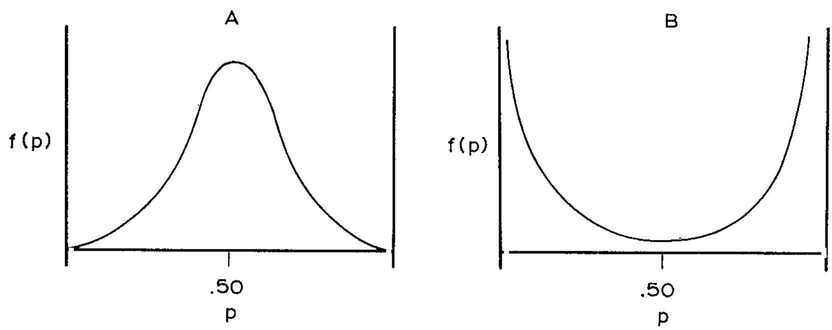

Fig. 2. Twee verschillende kansdichtheidsfunkties voor p, beide met Ep =. 5.

In beide gevallen is het marktaandeel van merk 1 . 50, maar de verdeling van p over de populatie is zeer verschillend. In situatie A heeft het merendeel van de consumenten een p-waarde dichtbij . 50, terwijl in situatie B de meeste consumenten hetzij een grote kans hebben om merk 1 te kopen (p dichtbij 1), hetzij een grote kans hebben om merk 0 te kopen (p dichtbij 0). In geval A treedt er veel merkwisseling op, in geval B blijft het merendeel van de consumenten bij hetzelfde merk. Dergelijke verschillen zullen konsekwenties hebben voor het marktbeleid. In situatie A is merk 1 bijvoorbeeld veel kwetsbaarder dan in situatie B, omdat het niet een bepaald stuk van de markt min of meer vast aan zich gebonden heeft.

De meest voor de hand liggende mogelijkheid om de verdeling van p te vinden is om voor elke huishouding afzonderlijk de p-waarde te schatten (als de fraktie van alle aankopen waarbij merk 1 werd gekocht). Van deze p-waarden kan vervolgens een histogram worden gemaakt. Een probleem bij deze procedure is, dat de koopgeschiedenissen van de individuele huishoudingen tamelijk lang moeten zijn om betrouwbare schattingen van p te krijgen.

Een andere mogelijkheid is om de koopgeschiedenissen van de individuele consumenten samen te nemen, zoals ook gebeurde in 3.2.2., (ii) en (iii). Deze methode wordt hier in het kort besproken. Er moet een bepaalde verdeling voor p worden aangenomen (b.v. een normale verdeling, een gammaverdeling of een betaverdeling). Zo'n verdeling heeft bepaalde parameters, die de verdeling karakteriseren. De relatieve frekwenties, waarmee bepaalde koopsekwenties voorkomen in de koopgeschiedenissen van de consumenten zijn een funktie van deze parameters. Omgekeerd kunnen de parameters geschat worden, als een keer de relatieve frekwenties bekend zijn. Deze relatieve frekwenties vormen daarom het uitgangspunt van de schattingsprocedure. Wij beperken ons hier tot het geval dat de verdeling van p kan worden beschreven met de betaverdeling. (Omdat de betaverdeling erg flexibel is is dit een zeer algemeen geval). Er kan dan worden bewezen, dat de verwachte fraktie van sekwenties met 4 enen binnen alle sekwenties van 4 aankopen gelijk is aan μ_4, het vierde moment van de betaverdeling. Ook voor de sekwenties met respektievelijk 0, 1, 2 en 3 enen kunnen de verwachte frakties worden uitgedrukt in de momenten van de betaverdeling. De betreffende uitdrukkingen zijn gegeven in het onderstaande staatje.

r = Aantal enen in sekwentie met 4 aankopen	E_r = verwachte fraktie met r enen
0	$1 - 4\mu_1 + 6\mu_2 - 4\mu_3 + \mu_4$
1	$4 (\mu_1 - 3\mu_2 + 3\mu_3 - \mu_4)$
2	$6 (\mu_2 - 2\mu_3 + \mu_4)$
3	$4 (\mu_3 - \mu_4)$
4	μ_4

Merk op dat het voldoende is om zich tot deze categorieën te beperken. De relatieve frekwenties van de verschillende configuraties van nullen en enen binnen elke categorie (b.v. 1000, 0100 etc.) geven geen extra informatie, omdat, zoals in 3.2.2. (iii) werd opgemerkt, de verwachte relatieve frekwenties van deze configuraties bij het heterogeen Bernoulli model gelijk zijn.

De momenten van de beta verdeling zijn funkties van de beta parameters α en β volgens (4) en (5). Op hun beurt zijn bovenstaande uitdrukkingen voor E_r dus ook funkties van α en β en kunnen worden aangeduid als $E_r(\alpha, \beta)$. Bij gegeven α en β kunnen de verwachte relatieve frekwenties voor de sekwenties met 0, 1, 2, 3 en 4 enen worden berekend. Deze kunnen vervolgens worden vergeleken met de waargenomen relatieve frekwenties, hier aangeduid als 0_r. De discrepantie tussen de waargenomen en verwachte relatieve frekwenties kan nu worden geschreven als een χ^2-grootheid:

$$G(\alpha, \beta) = \sum_{r=0}^{4} \frac{(E_r(\alpha, \beta) - 0_r)^2}{E_r(\alpha, \beta)} \qquad (8)$$

Schattingen voor α en β worden verkregen door (8) te minimaliseren met betrekking tot α en β. De minimum waarde van $G(\alpha, \beta)$ kan gebruikt worden om te toetsen. Onder de nulhypothese, dat de betaverdeling past is $G(\alpha, \beta)$ verdeeld als een χ^2-grootheid met 2 vrijheidsgraden. In [27] werden bijvoorbeeld voor fopro de volgende parameters voor de betaverdeling gevonden: $\alpha = .047$ en $\beta = .078$ ($\chi^2_2 = 1.9$, dus H_0 niet verworpen). Aangezien bij $\alpha, \beta < 1$ de k.d.f. van een betaverdeling de U-vorm heeft (zoals in Fig. 2B) kan worden geconcludeerd dat er in de fopro markt een duidelijke polarisatie is: een deel van de consumenten heeft een grote kans om merk 1 te kopen, voor een ander deel is die kans bijna 0.

Als een keer de parameters α en β van de betaverdeling gevonden zijn, ligt deze verdeling volledig vast. α en β bepalen de vorm van de k.d.f. voor p, die zoals eerder aangeduid informatie geeft over de situatie in de markt.

De boven omschreven schattingsmethode wordt een minimum-chikwadraat procedure genoemd. Deze methode wordt ook gebruikt bij het lineaire leermodel.

3.3. Het Markov Model

Bij het Markov model neemt (1) de volgende vorm aan:

$$\text{Prob}(x_t = i \mid x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \ldots\ldots) = \text{Prob}(x_t = i \mid x_{t-1}) \qquad (9)$$

Er wordt dus verondersteld, dat van de hele koopgeschiedenis alleen de laatste aankoop van invloed is op de merkkeuze op een bepaald aankooptijdstip. Alle aankopen die daarvóór gedaan zijn, hebben geen invloed. Een proces met eigenschap (9) wordt een Markov keten genoemd. De kansen in het rechterlid van (9) zijn de z.g. overgangskansen. Het is gebruikelijk deze te schrijven in de vorm van wat een transitiematrix wordt genoemd. In het geval van een markt met 2 merken ziet deze er als volgt uit:

$$P = \begin{array}{cc} & \text{naar} \quad 0 \quad\quad 1 \\ \text{van} & \\ 0 & p_{00} \quad p_{01} \\ 1 & p_{10} \quad p_{11} \end{array} \tag{10}$$

Hierbij is bijvoorbeeld p_{01} de kans, dat de eerstvolgende aankoop merk 1 is, gegeven dat de meest recente aankoop merk 0 was, ofwel:

$$p_{01} = \text{Prob}\,(x_t = 1 \mid x_{t-1} = 0) \tag{11}$$

Uiteraard geldt voor P:

$$\sum_{j=0}^{1} p_{ij} = 1 \quad (i = 0,1)$$

Strikt genomen kunnen de overgangskansen afhangen van t, d.w.z. de overgangskansen op verschillende tijdstippen kunnen verschillend zijn. Wij veronderstellen, dat dit hier niet het geval is: de Markov keten wordt stationair verondersteld.

In feite duidt (9) een specifieke Markovketen aan, omdat verondersteld wordt, dat alleen de laatste aankoop invloed heeft. In dit geval spreekt men van een eerste orde Markov keten. Een ruimere veronderstelling is:

$$\text{Prob}\,(X_t = i \mid x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \ldots) = \text{Prob}\,(X_t = i \mid x_{t-1}, x_{t-2}) \tag{12}$$

Hier wordt verondersteld, dat zowel de laatste als de voorlaatste aankoop invloed heeft op de merkkeuze op een bepaald aankooptijdstip. In dit geval spreekt men van een tweede orde Markov keten. Uitbreidingen naar hogere orde ketens zijn direct duidelijk.

Evenals van het Bernoulli model bestaan er van het Markov model 2 versies: het homogeen Markov model en het heterogeen Markov model, die wij hier achtereenvolgens zullen bespreken.

3.3.1. Het homogeen Markov Model

3.3.1.1. Eigenschappen van het model

Bij het homogeen Markov model wordt homogeniteit van de consumentenpopulatie met betrekking tot de transitiematrix P verondersteld. Iedere consument heeft dezelfde transitiematrix. Er is dus een zekere parallel met het homogeen Bernoulli model, waarbij iedere consument dezelfde p heeft.

Bij het homogeen Markov model is het niet noodzakelijk zich te beperken tot een markt, waarin slechts 2 merken worden onderscheiden. De toetsings- en schattingsprocedures kunnen worden uitgevoerd voor het algemene geval van een markt met m merken. Ten behoeve van de eenvoud in notatie en de vergelijkbaarheid met andere modellen zullen wij ons hier tot een 2-merken markt beperken.

Het homogeen Markov model was het Markov model dat in het begin van de zestiger jaren door een aantal auteurs naar voren werd gebracht als model van merkkeuzeprocessen. De overgangskansen geven informatie met betrekking tot de bewegingen in een markt en bovendien heeft dit model enkele eigenschappen met een aantrekkelijke marketing interpretatie. We noemen daarvan twee.

(i) Voor het berekenen van marktaandelen van periode tot periode.

$$[m_0(t+1)\ m_1(t+1)] = [m_0(t)\ m_1(t)] \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix}$$

of in matrixnotatie:

$$M(t+1) = M(t)\,P \tag{13}$$

waarbij $m_i(t)$ het marktaandeel van merk i in periode t aanduidt. Als de marktaandelen in periode t bekend zijn en de transitiematrix P is gegeven, dan kunnen de marktaandelen voor $(t + 1)$ worden voorspeld.

(ii) Voor het berekenen van evenwichtsmarktaandelen. Er kan bewezen worden, dat bij vaste transitiematrix P de marktaandelen na een aantal perioden altijd tenderen naar z.g. evenwichtsmarktaandelen. Deze evenwichtsmarktaandelen zijn onafhankelijk van de marktaandelen waarmee wordt gestart en kunnen rechtstreeks worden berekend uit de relatie:

$$M(\sim) = M(\sim)\,P \tag{14}$$

waarbij $M(\sim)$ de vector van evenwichtsmarktaandelen is.

Vooral deze laatste is een aantrekkelijke eigenschap, omdat daarmee voorspellingen van marktaandelen over een langere periode kunnen worden gemaakt. Uiteraard is daarbij een voorwaarde, dat de overgangskansen p_{ij} over de betreffende periode constant zijn.

3.3.1.2. Toetsen en schatten

De toetsingsproblematiek bij het homogeen Markov model concentreert zich op de orde van het proces. De vraag is: welke aankopen hebben invloed op de merkkeuze op een bepaald tijdstip: is dat alleen de meest recente aankoop, zijn dat de 2 meest recente aankopen, etc.? Bij het schatten gaat het om de parameters van het model, dit zijn hier de overgangskansen. In de te behandelen procedures worden toetsing en schatting simultaan uitgevoerd.

(i) Toets op eerste orde. Hier is de vraag: is er invloed van de meest recente aankoop? Voor het beantwoorden van deze vraag worden alle koopsekwenties ter lengte 2 beschouwd. De eerste aankoop in zo'n sekwentie geeft a.h.w. de koopgeschiedenis aan (het merk waar men 'vandaan komt'), de tweede aankoop geeft het daarna gekochte merk aan (waar men 'naar toe gaat'). Aldus kan een tabel worden samengesteld, zoals bijvoorbeeld Tabel 3 (ontleend aan [27], voor het produkt bier).

van \ naar	0	1	Totaal	
0	2962 (.905)	312 (.095)	3274	
1	279 (.118)	2090 (.882)	2369	
			5643	$\chi_1^2 = 3481.6$

Tabel 3. Eénstaps transitiematrix voor bier

Hieruit valt het volgende af te lezen. Van de 5643 koopsekwenties die zijn waargenomen hebben 3274 merk 0 als eerste aankoop en 2369 merk 1. Van de 3274 keer dat eerst merk 0 werd gekocht werd in 2962 gevallen (90.5%) de volgende keer weer merk 0 gekocht en in 312 gevallen (9.5%) merk 1. Bij de 2369 keer dat de eerste aankoop merk 1 was volgde in 279 gevallen (11.8%) een merk 0 aankoop en in 2090 gevallen (88.2%) een aankoop van merk 1.

De geschatte transitiematrix is dus:

$$\hat{P} = \begin{bmatrix} .905 & .095 \\ .118 & .882 \end{bmatrix}$$

Er dient nu te worden getoetst of er invloed is van het meest recente merk. Onder de nulhypothese: geen invloed, is de kans op een merk 0, respektievelijk een merk 1 aankoop even groot, ongeacht of de vorige aankoop merk 0 of merk 1 is. De rijen van de transitie matrix zijn dan gelijk. Uit de gevonden overgangskansen is al direkt duidelijk, dat dit niet het geval is. Bijvoorbeeld: de kans op een merk 1 aankoop is . 882 als de vorige aankoop merk 1 is en slechts . 095 als de vorige aankoop merk 0 is.

Voor Tabel 3 kan, zoals gebruikelijk voor een tweeweg tabel, een χ^2-grootheid worden berekend. Dit levert hier de waarde 3481.6 op. Daar het aantal vrijheidsgraden voor deze (2 x 2) tabel slechts 1 is, wordt de nulhypothese dus zeer duidelijk verworpen. De conclusie is, dat het merk dat bij een bepaalde aankoop wordt gekocht duidelijk afhankelijk is van de merkkeuze bij de voorgaande aankoop.

(ii) Toets op orde twee. Als geconstateerd is, dat in ieder geval de laatste aankoop invloed heeft op de merkkeuze, is de volgende vraag of dit ook het geval is met de op één na laatste aankoop. Het principe om dit te toetsen is geheel analoog aan het bovenstaande. Er worden nu koopsekwenties ter lengte 3 beschouwd, waarvan de eerste 2 merken de koopgeschiedenis vormen en het laatste merk aangeeft wat daarna werd gekocht. In tabel 4 is een voorbeeld van zo'n tweestapstransitiematrix gegeven, eveneens voor het produkt bier. De toets valt hier in 2 delen uiteen. Allereerst wordt getoetst of er een effekt is van de voorlaatste aankoop, als de laatste aankoop merk 0 is (koopgeschiedenissen 00 en 10).
Dit levert een χ_1^2 op van 422.8.

Tabel 4. Tweestapstransitiematrix voor bier

van \ naar	0	1	Totaal	
00	2489	155	2644	
	(. 941)	(. 059)		
10	136	113	249	
	(. 546)	(. 454)		$\chi_1^2 = 422.8$

van \ naar	0	1	Totaal	
01	118	150	268	
	(. 440)	(. 560)		
11	132	1723	1855	
	(. 071)	(. 929)		$\chi_1^2 = 307.1$
			5016	$\chi_2^2 = 729.9$

Vervolgens wordt dezelfde toets uitgevoerd voor het geval, dat de laatste aankoop merk 1 is (koopgeschiedenissen 01 en 11). Hier is $\chi_1^2 = 307.1$. Het opsplitsen van de toets in 2 sub-toetsen is noodzakelijk, omdat we alleen het effekt van de op één na laatste aankoop willen meten. Om dit niet te verwarren met het effekt van de laatste aankoop, wordt deze laatste aankoop in elke toets constant gehouden. De beide χ^2-grootheden mogen bij elkaar worden opgeteld, zodat er een totaal toetsingsgrootheid χ_2^2 van 729.9 resulteert. Dit leidt tot een duidelijke verwerping van de hypothese dat er geen invloed is van de op een na laatste aankoop.

De getallen tussen haakjes in Tabel 4 zijn weer de geschatte overgangskansen. Bijvoorbeeld de schatting voor:

$$\text{Prob}\,(X_t = 1 \mid x_{t-1} = 0, x_{t-2} = 1) = \hat{p}_{101} = .454$$

Dit is de kans op een merk 1 aankoop als de laatste aankoop merk 0 en de voorlaatste aankoop merk 1 is.

Uitbreidingen naar toetsen op hogere orde dan 2 zijn duidelijk. Een dergelijke aanpak, namelijk met een χ^2-toets kan ook gebruikt worden om te toetsen op stationariteit, d.w.z. om te toetsen of de transitiematrix constant is in de tijd.

3.3.1.3. Het aggregatieprobleem

Bij de in 3.3.1.2. behandelde toetsen wordt homogeniteit van de consumentenpopulatie verondersteld, d.w.z. er wordt aangenomen, dat iedere consument hetzelfde merkkeuzeproces heeft met dezelfde matrix van overgangskansen. Deze homogeniteitsveronderstelling zelf wordt door de betreffende toetsen niet getest.

Een belangrijke vraag is nu: wat zijn de konsekwenties als deze toetsen worden gebruikt in het geval, dat de populatie niet homogeen is en verschillende consumenten verschillende transitiematrices hebben? Het blijkt, dat men in deze situatie tot onjuiste conclusies met betrekking tot de orde van het merkkeuzeproces kan komen. De orde van het proces kan in dit geval hoger lijken, dan hij in werkelijkheid op het niveau van de individuele consument is. Dit kan aan de hand van een eenvoudig voorbeeld worden toegelicht. Veronderstel dat in werkelijkheid het merkkeuzeproces voor een bepaald produkt verloopt volgens het heterogeen Bernoulli model. Een Bernoulli model is een bijzonder geval van een Markov model, nl. een Markov model van de orde nul. De transitiematrix heeft dan de vorm:

$$P = \begin{bmatrix} (1-p) & p \\ (1-p) & p \end{bmatrix}$$

waarvan de rijen aan elkaar gelijk zijn.

Veronderstel, dat de consumentenpopulatie bestaat uit 2 even grote groepen, met respektievelijk $p = .9$ en $p = .2$. De eerste groep heeft dus een (constante) kans om merk 1 te kopen van .9 en is dus erg trouw aan merk 1. De tweede groep is erg trouw aan merk 0.

Voor de 2 groepen consumenten zijn de transitiematrices respektievelijk

$$\begin{bmatrix} .1 & .9 \\ .1 & .9 \end{bmatrix} \text{ en } \begin{bmatrix} .8 & .2 \\ .8 & .2 \end{bmatrix}$$

Deze zijn dus duidelijk verschillend, we hebben te maken met een heterogene populatie.

Er kan nu worden aangetoond, zie [27, pag. 30, 31], dat als we de aankopen van deze 2 groepen consumenten door elkaar nemen en de geaggregeerde éénstapstransitiematrix berekenen, dat deze er als volgt uit zal zien:

$$\begin{array}{ll} & \text{naar} \quad 0 \qquad 1 \\ \text{van} & \\ \begin{array}{c} 0 \\ \\ 1 \end{array} & \begin{bmatrix} .72 & .28 \\ & \\ .23 & .77 \end{bmatrix} \end{array}$$

Hieruit zou geconcludeerd worden, dat de orde van het proces minstens 1 is. Immers er lijkt een duidelijke invloed te zijn van het laatst gekochte merk, de rijen van de transitiematrix verschillen sterk van elkaar. Deze conclusie is echter niet juist, omdat de individuele consumenten hier volgens een Bernoulli model kopen en er dus per definitie geen feedback van vroegere aankopen is. De oorzaak van de misleidende conclusie is, dat we hier te doen hebben met aankopen van 2 verschillende groepen consumenten door elkaar. Dat na een merk 1 aankoop de kans op een merk 1 aankoop veel groter is dan na een merk 0 aankoop komt doordat de mensen die een merk 1 aankoop doen voor het grootste deel afkomstig zijn uit de groep die al erg trouw is aan merk 1, terwijl de consumenten die een merk 0 aankoop doen vooral afkomstig zijn uit de groep die niet trouw is aan merk 1. Dit blijkt ook uit de geaggregeerde transitiematrix. De eerste rij daarvan lijkt veel op de rijen van de transitiematrix van de groep die niet trouw is aan merk 1, de tweede rij lijkt het meest op de rijen van de transitiematrix van de aan merk 1 trouwe groep.

Er kan worden aangetoond, dat dit heterogeniteitseffekt doorwerkt bij hogere orde processen. Bijvoorbeeld als in werkelijkheid het merkkeuzeproces van de eerste orde is en verschillende consumenten verschillende transitiematrices hebben, kan de geaggregeerde tweestaps-transitiematrix de indruk geven dat we te maken hebben met een proces dat minstens van de orde 2 is.

Het blijkt dus, dat in het geval van heterogeniteit geaggregeerde transitiematrices misleidende conclusies kunnen suggereren met betrekking tot de orde van het merkkeuzeproces op het niveau van de individuele consument. Als men het vermoeden heeft dat er in belangrijke mate sprake is van heterogeniteit kan men verschillende dingen doen. Eén mogelijkheid is om de transitiematrices afzonderlijk te berekenen voor meer homogene subgroepen van consumenten. Een andere mogelijkheid is om over te gaan op het heterogeen Markov model, dat wij in de volgende paragraaf zullen bespreken.

3.3.2. Het heterogeen Markov model

3.3.2.1. Nadere formulering

Ook bij het heterogeen Markov model wordt de basisveronderstelling t.a.v. het merkkeuzegedrag weergegeven door (9). De merkkeuze op een bepaald aankooptijdstip wordt weer verondersteld afhankelijk te zijn van de meest recente aankoop, welke invloed wordt weergegeven in de transitiematrix. In dit geval wordt echter heterogeniteit van de consumentenpopulatie m.b.t. transitiematrices aangenomen: verschillende consumenten kunnen verschillende transitiematrices hebben. De transitiematrix kan in een markt met 2 merken als volgt worden geschreven:

$$P = \begin{matrix} p_{00} & (1-p_{00}) \\ (1-p_{11}) & p_{11} \end{matrix} \qquad (15)$$

Dit is equivalent met (10), omdat de rijen van een transitiematrix tot 1 sommeren. Uit (15) blijkt dat een transitiematrix volledig vastligt als de 2 parameters p_{00} en p_{11} gegeven zijn. Om de verdeling van de transitiematrices over de consumentenpopulatie te karakteriseren is dus een z.g. bivariate verdeling nodig. Dit geval is theoretisch erg moeilijk te hanteren. Daarom heeft men naar vereenvoudigende veronderstellingen met betrekking tot de transitiematrix gezocht, waardoor het mogelijk werd een transitiematrix door 1 parameter vast te leggen. Aldus ontstonden 2 modellen:

(i) Het model met trouw aan een bepaald merk (merk-trouw model). Hier heeft de transitiematrix de vorm:

$$\begin{bmatrix} 1 - kp_{11} & kp_{11} \\ 1 - p_{11} & p_{11} \end{bmatrix}$$

(ii) Het model met trouw aan de laatste aankoop (laatste aankoop trouw model). Hier is de transitiematrix van de gedaante:

$$\begin{bmatrix} kp_{11} & 1-kp_{11} \\ 1-p_{11} & p_{11} \end{bmatrix}$$

Voor beide modellen wordt verondersteld, dat de coëfficient k gelijk is voor alle consumenten. Als we van een individuele consument p_{11} kennen, ligt daarmee zijn hele transitiematrix dus vast. Met de verdeling van p_{11} over de consumentenpopulatie ligt dus ook de verdeling van de transitiematrices vast. De verdeling van p_{11} kan weer worden beschreven met een bepaalde kansdichtheidsfunktie, evenals dat eerder werd aangegeven voor de parameter p in het heterogeen Bernoulli model.

Merk op dat bij (i) een consument met een grote kans om merk 1 te kopen na een merk 1 aankoop ook een relatief grote kans heeft om merk 1 te kopen na een merk 0 aankoop. Hier is de consument blijkbaar in de eerste plaats trouw aan een bepaald merk.

Bij (ii) daarentegen heeft een consument met een grote kans om merk 1 te kopen na een merk 1 aankoop ook een relatief grote kans om merk 0 te kopen na een merk 0 aankoop. Hier is blijkbaar vooral de laatste aankoop belangrijk.

Het is een belangrijke beperking, dat men zich bij de huidige stand van de techniek bij de heterogene Markov modellen tot deze specifieke typen moet beperken. Verder zijn hier alleen eerste orde heterogene Markov modellen besproken. Van heterogene Markov modellen van hogere orde zijn tot dusver geen praktisch toepasbare formuleringen ontwikkeld.

3.3.2.2. Toetsen en schatten

De toetsen voor het heterogeen Markov model hebben hetzelfde principe als de toets op gelijke koopwaarschijnlijkheden voor het heterogeen Bernoulli model, behandeld in 3.2.2. (ii).

Er kan worden aangetoond, dat onder hypothese van een heterogeen Markov model bepaalde koopsekwenties dezelfde kans hebben om door een merk 1 aankoop gevolgd te worden. Aldus kunnen groepen worden gevormd van koopsekwenties die dezelfde kans hebben om door een merk 1 aankoop gevolgd te worden. Voor het merk-trouwe model zijn dat (bij het beschouwen van koopsekwenties ter lengte 4):

Groep I	*Groep II*	*Groep III*	*Groep IV*
0111	1010	0011	0010
1011	0110	1001	0100
1101			

Er kan nu worden getoetst of dit in overeenstemming is met wat de waargenomen koopgeschiedenissen te zien geven.

In Tabel 5 is een voorbeeld gegeven van de waargenomen frakties voor de koopsekwenties in groep I voor het produkt fopro.

Tabel 5. Waargenomen frakties voor merk 1 en merk 0 aankopen na 3 verschillende koopgeschiedenissen voor het produkt fopro

Koopgeschiedenis	*Fraktie met volgende aankoop* merk 0	merk 1	
0111	.17	.83	
1011	.31	.69	$N = 91$
1101	.17	.83	$\chi^2_2 = 2.2$

Het blijkt, dat in dit geval de kansen op een merk 1 aankoop na ieder van de 3 koopgeschiedenissen niet zodanig verschillend zijn, dat de nulhypothese van een merk-trouw heterogeen Markov model moet worden verworpen. Uiteraard is dit slechts een partiële test, voor een compleet beeld moet de toets ook worden uitgevoerd voor de koopgeschiedenissen in de groepen II, III en IV.

Ook voor het laatste aankoop trouw heterogeen Markov model kunnen groepen koopgeschiedenissen worden gevormd, waarvoor de kans op een merk 1 aankoop daarna gelijk is voor alle koopgeschiedenissen binnen een groep. Dit zijn:

Groep I	*Groep II*	*Groep III*	*Groep IV*
0111	1110	0110	1011
0011	1100	0100	1101
0001	1000	0010	1001

Met behulp hiervan kan dus worden getoetst of waargenomen merkkeuzeprocessen in overeenstemming zijn met dit type heterogeen Markov model. De schattingsproblematiek bij het heterogeen Markov model concentreert zich op het vinden van k en de parameters van de kansdichtheidsfunktie van p_{11}. Wij beperken ons hier tot de opmerking, dat hiervoor minimum chikwadraat procedures gebruikt kunnen worden van hetzelfde type als behandeld bij het heterogeen Bernoulli model in 3.2.3.

3.4. Het lineair leermodel

3.4.1. Definiëring

Laat de kans, dat een consument op aankooptijdstip t merk 1 kiest worden aangeduid als p_t.

Het lineaire leermodel veronderstelt nu, dat p_t een lineaire funktie is van p_{t-1}, de kans op een merk 1 aankoop op tijdstip (t-1). Er worden 2 verschillende funkties gehanteerd:

$$p_t = \gamma_1 + \alpha_1 p_{t-1} \tag{16}$$

en

$$p_t = \gamma_0 + \alpha_0 p_{t-1} \tag{17}$$

Vergelijking (16) is van toepassing als op het aankooptijdstip (t–1) merk 1 is gekocht (aangegeven door de index 1 voor de parameters) (17) is van toepassing als op aankooptijdstip (t–1) merk 0 is gekocht. (16) wordt wel de koopoperator genoemd en (17) de afwijzingsoperator (het kopen van merk 0 betekent afwijzing van merk 1).

Vaak worden in merkkeuzetoepassingen de hellingshoeken van koop- en afwijzingsoperator gelijk verondersteld:

$$\alpha_1 = \alpha_0 = \alpha$$

In het algemeen zal bij gelijke p_{t-1} de kans op een merk 1 aankoop ($= p_t$) groter zijn dan na een merk 0 aankoop, dus:

$$\gamma_1 > \gamma_0$$

Definiëren we nu:

$$\begin{aligned} a &= \gamma_0 \\ b &= \gamma_1 - \gamma_0 \\ c &= \alpha \end{aligned}$$

dan kunnen (16) en (17) als volgt worden geschreven:

$$p_t = a + b + cp_{t-1} \quad \text{(koopoperator)} \tag{18}$$

$$p_t = a + cp_{t-1} \quad \text{(afwijzingsoperator)} \tag{19}$$

Uit deze formulering blijkt duidelijk, dat als merk 1 is gekocht en dus de koopoperator werkt de kans op een merk 1 aankoop daarna groter is dan wanneer merk 0 is gekocht.

Omdat de kansen p_{t-1} en p_t tussen 0 en 1 moeten liggen, gelden de volgende restricties voor de parameters:

$$\left.\begin{aligned} & 0 \leqslant a \leqslant 1 \\ & 0 \leqslant (a+b) \leqslant 1 \\ & 0 \leqslant c \leqslant (1-a-b) \end{aligned}\right\} \tag{20}$$

Het lineaire leermodel kan ook binnen de formulering voor een algemeen stochastisch proces (1) worden gedefinieerd. Er geldt:

$$\text{Prob}\,(X_t = 1 \mid x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \ldots\ldots) = \text{Prob}\,(X_t = 1 \mid x_{t-1}, p_{t-1}) =$$

$$= p_t = a + bx_{t-1} + cp_{t-1} \tag{21}$$

Bedenk dat x_{t-1} alleen de waarden 0 en 1 kan aannemen zodat (21) equivalent is met (18) en (19). Uit (21) blijkt, dat bij het lineaire leermodel de aankopen voor het (t−1)de tijdstip niet verwaarloosd worden, maar dat hun invloed gerepresenteerd is in p_{t-1}. Immers zoals p_{t-1} en x_{t-1} p_t beïnvloeden, zo is p_{t-1} op zijn beurt bepaald door x_{t-2} en p_{t-2}, etc.

3.4.2. Andere formuleringen

(16) en (17) zijn van de algemene vorm:

$$p_t = \gamma_i + \alpha_i p_{t-1} \quad (i = 0,1) \tag{22}$$

Naast deze vorm die wel de helling-intercept (slope-intercept) vorm wordt genoemd, komen 2 andere formuleringen van het lineaire leermodel in de literatuur voor. Deze kunnen direkt uit (22) worden afgeleid.

(i) Definiëren we:

$$\theta_i = 1 - \gamma_i - \alpha_1$$

dan kan (22) worden geschreven als:

$$p_t = p_{t-1} + \gamma_i(1-p_{t-1}) - \theta_i p_{t-1} \tag{23}$$

Dit wordt de toename-afname (gain-loss) vorm genoemd. De nieuwe kans is hier geschreven als de oude kans plus een term evenredig met de maximaal mogelijke toename voor p (de kans kan nooit groter worden dan 1) minus een term evenredig met de maximaal mogelijke afname voor p (de kans kan niet kleiner worden dan 0).

(ii) Definiëren we:

$$\lambda_i = \frac{\gamma_i}{1-\alpha_i}$$

dan kan (22) worden geschreven als

$$p_t = \alpha_i p_{t-1} + (1-\alpha_i)\lambda_i \tag{24}$$

Als $p_{t-1} = \lambda_i$

$p_t \quad = \lambda_i = p_{t-1}$,

zodat in dat geval de kans onveranderd blijft.

λ_i wordt daarom wel het vaste punt genoemd en (24) de vaste punt (fixed point) vorm van de leeroperator.

3.4.3. Enkele eigenschappen van het lineaire leermodel

(i) Exponentieel teruglopende invloed van eerdere aankopen. In (21) hebben we:

$$p_t = a + bx_{t-1} + cp_{t-1}$$

Door voor p_{t-1} te substitueren:

$$p_{t-1} = a + bx_{t-2} + cp_{t-2}$$

gaat (21) over in:

$$p_t = a + bx_{t-1} + ac + bcx_{t-2} + c^2 p_{t-2} \qquad (25)$$

Hierbij komt een belangrijk aspect van het lineair leermodel naar voren. Uit (25) blijkt, dat p_t beinvloed wordt door p_{t-2} en dat de coëfficient van p_{t-2} gelijk is aan c^2, terwijl zoals uit (21) blijkt de coefficient van p_{t-1} gelijk is aan c. We kunnen een uitdrukking als (25) ook opschrijven met de kans op een aankoopmoment, een willekeurig aantal k aankooptijdstippen voor t. Deze is:

$$p_t = a \sum_{i=0}^{k-1} c^i + b \sum_{i=0}^{k-1} c^i x_{t-i-1} + c^k p_{t-k} \qquad (26)$$

Aangezien c tussen 0 en 1 ligt (zie (20)), geldt voor het lineair leermodel dus dat de invloed van eerdere kooptijdstippen exponentieel afneemt, naarmate die kooptijdstippen verder terugliggen in de koopgeschiedenis. In principe beschrijft het lineair leermodel het merkkeuzeproces als een proces van hoge orde: alle eerder gedane aankopen hebben invloed. Deze invloed loopt echter exponentieel terug naarmate een aankoop langer geleden gedaan is. Praktisch betekent dit dus, dat de invloed van een erg lang geleden gedane aankoop te verwaarlozen is.

Dit gradueel teruglopen van de invloed van eerdere aankopen spreekt intuïtief aan. Immers consumenten zullen zich in het algemeen aankopen hoe langer hoe slechter herinneren naarmate ze verder in het verleden liggen. Bij een Markov model wordt verondersteld, dat de invloed van voorgaande aankopen abrupt eindigt na 1 of 2 aankopen. Dit is in werkelijkheid minder goed voor te stellen.

(ii) Boven- en ondergrenzen voor p. Zoals uit de vaste punt vorm van de leeroperator (24) blijkt, verandert de kans p niet meer wanneer hij een keer een bepaalde waarde heeft bereikt en dezelfde operator blijft werken. Zowel voor de koopoperator als voor de afwijzingsoperator is er zo'n vast punt. Dit vaste punt is voor de algemene operator i:

$$p_t = \gamma_i + \alpha_i p_t$$

gelijk aan

$$\frac{\gamma_i}{1-\alpha_i}$$

Met de in (3.4.1.) gedefinieerde parameters hebben we dan voor de koop-operator:

$$p_B = \frac{a+b}{1-c} \tag{27}$$

en voor de afwijzingsoperator:

$$p_O = \frac{a}{1-c} \tag{28}$$

p_B is de waarde van p na een zeer groot aantal merk 1 aankopen, p_O is de waarde van p na een zeer groot aantal merk 0 aankopen. De kans op een merk 1 aankoop ligt dus altijd tussen deze bovenwaarde p_B en onderwaarde p_O. In de praktijk zal p_B tamelijk dicht bij 1 en p_O tamelijk dicht bij 0 liggen.

(iii) Evenwichtswaarde van p. Er kan worden bewezen, dat de verwachtingswaarde van p_t, voor grote t – d.w.z. na een groot aantal aankopen tendeert naar een vaste evenwichtswaarde. Deze is:

$$p_E = \lim_{t \to \sim} Ep_t = \frac{a}{1-b-c} \tag{29}$$

Hieraan kan de interpretatie van het lange termijn marktaandeel van merk 1 worden gegeven.

(iv) Andere modellen als bijzondere gevallen van het lineair leermodel. Twee eerder behandelde modellen: het heterogeen Bernoulli model en het eerste orde homogeen Markov model zijn als het ware besloten in het lineair leermodel. Voor bepaalde waarden van de parameters gaat het lineair leermodel in deze modellen over.
Als geldt: c = 1 en a = b = 0
gaan (18) en (19) over in:

$p_t = p_{t-1}$ (koopoperator)
$p_t = p_{t-1}$ (afwijzingsoperator)

In dit geval blijft de kans op een merk 1 aankoop altijd gelijk, er is geen feedback van eerdere aankopen. Dit betekent dat het lineair leermodel hier is overgegaan in het heterogeen Bernoulli model.

Voor $c = 1$

gaan (18) en (19) over in:

$$p_t = a + b \qquad \text{(koopoperator)}$$
$$p_t = a \qquad \text{(afwijzingsoperator)}$$

Hier zijn we terug in de situatie van een eerste orde homogeen Markov model. De transitiematrix is:

$$\begin{array}{cc} & \text{naar} \quad 0 \qquad\qquad 1 \\ \text{van} & \\ \begin{array}{c} 0 \\ \\ 1 \end{array} & \begin{bmatrix} (1-a) & a \\ & \\ (1-a-b) & (a+b) \end{bmatrix} \end{array}$$

3.4.4. Toetsen en schatten

Toetsen en schatten geschiedt bij het lineair leermodel in dezelfde procedure. Het principe daarvan is hetzelfde als van de methode om de parameters van f(p) te schatten, behandeld in 3.2.3. Uitgangspunt zijn weer de relatieve frekwenties waarmee verschillende sekwenties voorkomen in de koopgeschiedenissen. Evenals dat in 3.2.3. voor α en β gebeurde, kunnen hier voor gegeven parameterwaarden a, b, en c theoretische relatieve frekwenties voor de verschillende sekwenties worden berekend, welke kunnen worden vergeleken met de gevonden relatieve frekwenties. Voor a, b en c worden dan die waarden bepaald waarvoor de discrepantie tussen theoretische en waargenomen relatieve frekwenties, uitgedrukt in een χ^2-grootheid, zo klein mogelijk is. Deze χ^2-grootheid zelf fungeert als toetsingsgrootheid om de hypothese te toetsen dat het betreffend merkkeuzeproces met het lineair leermodel kan worden beschreven.

Een complicatie bij de procedure is, dat er rekening moet worden gehouden met het feit, dat de kans op een merk 1 aankoop aan het begin van een bepaalde koopsekwentie verschillend kan zijn voor verschillende consumenten. Laat voor een individuele consument die kans worden aangeduid als p_0. Het blijkt nu, dat naast de parameters a, b en c de verdeling van p_0 in de populatie van invloed is op de relatieve frekwenties van de verschillende sekwenties. Daarom worden de momenten van de verdeling van p_0 'meegeschat' in de procedure. Als wordt uitgegaan van koopsekwenties ter lengte 4 moeten de eerste 4 momenten van deze verdeling: μ_1, μ_2, μ_3 en μ_4 worden geschat. Met betrekking tot de procedure volstaan we hier verder met op te merken, dat de invoer bestaat uit de relatieve frekwenties waarmee de 16 verschillende koopsekwenties ter lengte 4 (van 0000 tot en met 1111) in de waargenomen koopgeschiedenissen voorkomen. De uitvoer bestaat uit schattingen voor a, b, c, μ_1, μ_2, μ_3 en μ_4 en de waarde van de χ^2-toetsingsgrootheid (met 8 vrijheidsgraden).

Als voorbeeld geven we hier de resultaten voor een bepaald merk bier. Er werd gevonden:

$a = .0168$	$\mu_1 = .4200$	$N = 4389$
$b = .4034$	$\mu_2 = .3448$	$\chi_8^2 = 6.20$
$c = .5619$	$\mu_3 = .3071$	
	$\mu_4 = .3057$	

Uit deze resultaten kan o.a. het volgende worden afgeleid.

– De χ^2-grootheid is zodanig laag, dat het lineair leermodel hier duidelijk niet wordt verworpen (de kritieke waarde voor $\alpha = .05$ is 15.51).

– De grenswaarden voor p zijn: (vergelijkingen (27) en (28))

$p_B = .959$

$p_O = .039$

Dus ook na een zeer groot aantal merk 1 aankopen is er nog een kans van 4.1% dat merk 0 wordt gekocht en na een zeer groot aantal merk 0 aankopen is er nog een kans van 3.9% dat merk 1 wordt gekocht. – De evenwichtswaarde voor p (vergelijking (29)) is: $p_E = .484$. Het lange termijn marktaandeel voor dit merk is dus 48%. Aangezien het marktaandeel tijdens de waarnemingsperiode 42% was, betekent dit voor het betreffende merk bier een te verwachten gunstige ontwikkeling.

3.4.5. Uitbreidingen van het lineair leermodel

Toepassingen van het lineair leermodel op merkkeuzeprocessen hebben vrijwel altijd de formulering gegeven door (18) en (19) als uitgangspunt gehad. Het lineair leermodel kan echter in bepaalde opzichten worden gegeneraliseerd, hetgeen zijn toepassingsmogelijkheden groter maakt. Twee gevallen zullen hier worden besproken.

(i) In de formulering (18) en (19) wordt aangenomen dat de koop- en afwijzingsoperator dezelfde hellingshoek hebben. Er is geen theoretisch argument waarom dit zo zou moeten zijn.

Een voor de hand liggende uitbreiding is dan ook een lineair leermodel met als operatoren:

$$p_t = a + b + c_1 p_{t-1} \quad \text{(koopoperator)}$$
$$p_t = a + c_0 p_{t-1} \quad \text{(afwijzingsoperator)}$$

Hierbij zijn de hellingshoeken van de beide operatoren dus verschillend.

Het blijkt dat de schattingsprocedure voor de parameters in dit geval niet wezenlijk verschillend is van die bij het gewone lineair leermodel.

(ii) Bij het gewone lineair leermodel wordt aangenomen, dat na een merk 1 aankoop altijd de koopoperator werkt en na een merk 0 aankoop altijd de afwijzingsoperator. Dit betekent bijvoorbeeld dat na een merk 1 aankoop de kans op een merk 1 aankoop altijd groter is dan daarvoor (of in het bijzonder geval van $p = p_B$ gelijk). Dit lijkt niet altijd realistisch, omdat het ook voor te stellen is, dat – als gevolg van slechte ervaring met merk 1 – de kans om merk 1 te kopen helemaal niet omhoog gaat na een merk 1 aankoop. Om hieraan tegemoet te komen kan er een lineair leermodel worden ontworpen met de volgende eigenschap: na iedere aankoop is er een kans Π dat het leermechanisme werkt en een kans $(1-\Pi)$ dat het leermechanisme niet werkt. De aldus optredende mogelijkheden voor de transformatie van p zijn weergegeven in Tabel 6.

Tabel 6. Verschillende mogelijkheden voor de transformatie van p in het Π-model

	leermechanisme werkt	*leermechanisme werkt niet*
Merk 1 gekocht	$p_t = a+b+cp_{t-1}$	$p_t = p_{t-1}$
Merk 0 gekocht	$p_t = a+cp_{t-1}$	$p_t = p_{t-1}$
Kans	Π	$(1-\Pi)$

Ook van dit model kunnen de parameters, alsmede de kans Π worden geschat. Verdere generalisaties zijn mogelijk. Zo is het bijvoorbeeld voor te stellen dat als de koop c.q. afwijzingsoperator niet werkt, andere operatoren dan de eenheidsoperatoren (zoals in Tabel 6) werken. Uiteraard is het gewone lineair leermodel een bijzonder geval van beide hier genoemde modellen. Bij (i) is het gewone lineair leermodel terug als $c_1 = c_0 = c$ en bij (ii) is dat het geval voor $\Pi = 1$.

3.5. Een toepassing van merkkeuzemodellen bij een drietal produkten op de Nederlandse markt

In [27] is getracht met de bovenstaande modellen de merkkeuzeprocessen te beschrijven voor een drietal frekwent gekochte consumentenprodukten op de Nederlandse markt, te weten: fopro (een pseudoniem), bier en margarine. Hierbij zijn de in het voorgaande besproken toetsings- en schattingsprocedures gebruikt. Bovendien werd een simulatiestudie uitgevoerd om te onderzoeken hoe goed de diverse modellen de oorspronkelijke processen konden regenereren. Zeer in het kort kan over de resultaten het volgende worden gezegd.

Bij alle drie produkten bleek er een duidelijke invloed van voorgaande aankopen op de merkkeuze te zijn: de Bernoulli modellen gaven geen goede beschrijving van de empirische merkkeuzeprocessen en ook de Markov modellen en het lineair leermodel toonden de invloed van eerdere aankopen duidelijk aan. Het eerste en tweede orde homogeen Markov model (het laatste was beter dan het eerste) gaven geen goede beschrijving van de processen, evenmin was dat het geval met de gehanteerde heterogene Markov modellen. Het model met duidelijk de beste resultaten was het lineair leermodel; in alle gevallen was dit model beter dan de andere.

Er moet worden opgemerkt, dat het hier slechts 3 produkten, allen in de levensmiddelensfeer, betreft, de resultaten mogen niet worden gegeneraliseerd. In andere situaties kunnen andere modellen beter passen. Overigens stemmen de goede resultaten voor het lineair leermodel overeen met die gevonden in [23].

3.6. Enkele opmerkingen met betrekking tot de toepassing van merkkeuzemodellen

(i) Onderscheidingsvermogen van de toetsen. Veel van de behandelde toetsen monden uit in een χ^2-toets. De nulhypothese is dan steeds dat het merkkeuzeproces volgens het betreffende model verloopt. Hoge waarden van de χ^2-grootheid zullen dan leiden tot verwerping van het model. Nu is een model, hoe goed ook vrijwel altijd een zekere benadering van de werkelijkheid, een exacte weergave is meestal niet mogelijk. Vaak is een goede benadering door het model in de praktijk echter voldoende. Er moet daarom worden bedacht, dat het onderscheidingsvermogen van de χ^2-toets toeneemt met de steekproefgrootte. Bij een zeer grote steekproef zal ook een minimale discrepantie tussen model en werkelijkheid al tot verwerping van het model leiden. Daarom dient bij het beoordelen van de toetsingsuitkomst de steekproefgrootte in aanmerking te worden genomen. Een model dat bij een grote steekproef tot een χ^2-waarde leidt, die maar net in het kritiek gebied ligt, kan voor praktische doeleinden wel erg geschikt zijn. Er bestaan mogelijkheden om de χ^2-waarde en de steekproefgrootte in één indicator voor de 'fit' van een model te combineren, zie [27].

(ii) Minimalisatie. Bij een aantal schattingsprocedures moet een funktie van de modelparameters worden geminimaliseerd om de z.g. minimum chikwadraat schatters te vinden. Dit zijn meestal gecompliceerde niet-lineaire funkties. De minimalisatie is dan niet analytisch uit te voeren, maar men moet zijn toevlucht zoeken tot iteratieve numerieke procedures.

(iii) Aard van de data. Voor de meeste schattings- en toetsingsprocedures zijn zodanige data nodig, dat individuele consumenten kunnen worden gevolgd in hun aankopen. Dergelijke data kunnen bijvoorbeeld worden geleverd door een consumentenpanel.

(iv) Computer. De meestal grote hoeveelheden aankoopdata en de aard van de uit te voeren berekeningen maken het praktisch onmogelijk dit type onderzoek te doen zonder de beschikking te hebben over een computer.

4. Beperkingen en mogelijkheden tot uitbouw van merkkeuzemodellen

Het gebruik van modellen brengt vrijwel altijd een zekere stilering van de werkelijkheid met zich mee. Er worden vereenvoudigde veronderstellingen gemaakt, omdat het ondoenlijk is alle variabelen die in werkelijkheid een rol spelen in het model op te nemen. De modelbouwer hoopt echter de belangrijkste elementen over te houden, zodat de essentiële kenmerken van het verschijnsel dat hij wil beschrijven door het model gerepresenteerd worden.

In deze paragraaf zal worden nagegaan waar bij de merkkeuzemodellen belangrijke vereenvoudigende veronderstellingen liggen en hoe de modellen kunnen worden uitgebreid om hieraan tegemoet te komen.

(i) Twee-merken-markt. Bij de meeste merkkeuzemodellen is het slechts mogelijk 2 verschillende merken in een markt te onderscheiden. Eén merk is meestal het merk waarin men bijzonder geïnteresseerd is (b.v. het eigen merk) en alle overige merken in de markt worden samen in een restgroep opgenomen. Op deze wijze kunnen zeer verschillende merken in dezelfde groep terecht komen, waardoor een interessant gedeelte van de beweging in een markt aan het oog kan worden onttrokken.

Hoewel dit niet zo eenvoudig is doordat met name de schattingsproblematiek in de situatie met meer dan 2 merken direct een stuk gecompliceerder wordt, is het van belang merkkeuzemodellen in deze richting uit te breiden.

In [27, hfd. 6] kon, zonder overigens gebruik te maken van een gespecificeerd wiskundig model, met behulp van het begrip 'poolomvang' een beter inzicht worden verkregen in het verloop van het merkkeuzegedrag van consumenten in de tijd. Bij het gebruik van dit begrip, gedefinieerd als: het aantal verschillende merken bij de laatste 10 aankopen, worden alle verschillende merken in een markt ook als verschillend aangemerkt.

(ii) Marketing variabelen. De merkkeuzemodellen, zoals in het voorgaande besproken, beschrijven alleen de achtereenvolgende merkkeuzen zonder expliciet de factoren die op deze merkkeuzen van invloed zijn in het beeld te betrekken. Van deze factoren zijn de marketing variabelen als prijs, reclame, promotie-aktiviteiten, etc. uiteraard erg belangrijk.

In bepaalde gevallen zijn deze variabelen in het merkkeuzemodel opgenomen. Bijvoorbeeld in [17 en 26] wordt verondersteld, dat de Markov-overgangskansen funkties zijn van de marketing variabelen en is getracht de parameters van deze funkties te schatten. In [19 en 27, hfd. 7] zijn de overgangskansen eerst geschat en is daarna getracht om deze via regressie te verklaren door de marketing variabelen. In [18] is de invloed van de prijs opgenomen in het lineair leermodel.

(iii) Winkel. Aankopen van consumentenprodukten worden doorgaans gedaan in winkels en het valt dan ook te verwachten, dat merkkeuze en winkelkeuze niet onafhankelijk van elkaar zijn. Inderdaad is uit een aantal onderzoekingen gebleken, zie b.v. [5, 7, 24 en 27, hfd. 7], dat er een duidelijk verband tussen merkkeuze en winkelkeuze bestaat.

In de tot nu toe ontwikkelde merkkeuzemodellen is deze invloed van de winkel niet expliciet opgenomen. Een nuttige uitbouw zou dan ook zijn de ontwikkeling van modellen waarin winkel- en merkkeuze simultaan zijn opgenomen.

(iv) Socio-economische en psychologische variabelen. Een voor de hand liggende gedachte is, dat het merkkeuzegedrag afhankelijk is van socio-economische factoren als inkomen, leeftijd, sociale klasse, etc. en van persoonlijkheidskenmerken. Als dit het geval zou zijn zou een consument min of meer hetzelfde type merkkeuzegedrag vertonen voor alle produkten. Dit algemeen merkkeuzegedrag zou dan een basis kunnen zijn voor marktsegmentatie. Uit een aantal studies in de Verenigde Staten (een zeer uitgebreid onderzoek is bijvoorbeeld [22]) is gebleken dat het verband tussen bovengenoemde variabelen en merkkeuzegedrag niet aanwezig of zeer zwak is. Voor Nederland blijkt het beeld niet veel anders te zijn, [27, Hfd. 8].

Het ligt dus niet direkt voor de hand merkkeuzemodellen te ontwikkelen, waarin deze socio-economische variabelen en persoonlijkheidskenmerken zijn opgenomen. Wellicht zijn dergelijke variabelen te algemeen en moet het meer in produkt-specifieke factoren, zoals b.v. attitudes t.o.v. bepaalde merken (zie b.v. [8]) worden gezocht.

5. Samenvatting

In dit artikel werd allereerst de ontwikkeling met betrekking tot merkkeuze modellen geschetst.

Daarna werden een drietal modellen, te weten het Bernoulli model, het Markov model en het lineair leermodel tamelijk uitvoerig besproken. Tenslotte werd ingegaan op de beperkingen van merkkeuze modellen en aangegeven waar belangrijke mogelijkheden tot uitbouw liggen.

Literatuurverwijzingen

1. Aaker, D.A., 'The New-Trier Stochastic Model of Brand Choice', *Management Science*, Vol. 17, no. 8 april 1971, B 435–50.
2. Bass, F.M., 'The Theory of Stochastic Preference and Brand Switching', *JMR*, Vol. XI (febr. 1974), 1–20.
3. Brown, G.H., 'Brand Loyalty – Factor Fiction', *Advertising Age*, Vols. 23–24, 1952–53.
4. Bush, R.R. en F. Mosteller, *Stochastic Models for Learning*, Wiley, New York, 1955.
5. Carman, J.M., 'Correlates of Brand Loyalty, Some Positive Results', *JMR*, Vol. 7, 1970, 67–76.
6. Cunningham, R.M., 'Brand Loyalty to Store and Brand', *Harvard Business Review*, Vol. 34, no. 1, 1956, 116–128.
7. Cunningham, R.M., 'Customer Loyalty to Store and Brand', *Harvard Business Review*, Vol. 39, no. 6, 1961, 127–137.
8. Day, G.S., *Buyer Attitudes and Brand Choice Behavior*, The Free Press, New York, 1970.
9. Ehrenberg, A.S.C., *Repeat Buying*, North Holland, Amsterdam, 1972.
10. Harary, F. en B. Lipstein, 'The Dynamics of Brand Loyalty: A Markovian Approach', *Operations Research*, Vol. 10, 1962, 19–40.
11. Herniter, J.D., 'An Entropy Model of Brand Purchase Behavior', *JMR*, Vol. X (nov. 1973), 361–75.
12. Herniter, J.D., 'A Comparison of the Entropy Model and the Hendry Model', *JMR*, Vol. XI (febr. 1974), 21–29.
13. Herniter, J.D. en J.F. Magee, 'Customer Behavior as a Markov Process', *Operations Research*, Vol. 9, 1961, 105–122.
14. Kemeny, J.G. en J.L. Snell, *Finite Markov Chains*, Van Nostrand Company, Princeton, N.J., 1960.
15. Kuehn, A.A., 'Consumer Brand Choice – A Learning Process? ', in R.E. Frank et al. (eds) *Quantitative Techniques in Marketing Analysis*, Irwin, Homewood Ill. 1962, 390–403.
16. Kuehn, A.A. en R.L. Day, 'Probabilistic Models of Consumer Behavior', *Journal of Marketing*, Vol. 28 (Oct. 1964), 27–31.
17. Leeflang, P.S.H., *Mathematical Models in Marketing*, Stenfert Kroese Leiden, 1974.
18. Lilien, G.L., 'Application of a Modified Linear Learning Model of Buyer Behavior', *JMR*, Vol. XI, (Aug. 1974), 279–85.
19. MacLachlan, D.I., 'A Model for Intermediate Market Response', *JMR*, (Nov. 1972), 378–84.
20. Maffei, R.B., 'Brand Preferences and Simple Markov Processes', *Operations Research*, Vol. 8, 1960, 210–218.
21. Massy, W.F., 'Forecasting the Demand for New Convenience Products', *JMR*, Vol. VI, (Nov. 1969), 405–12.
22. Massy, W.F., R.E. Frank en T.M. Lodahl, *Purchasing Behavior and Personal Attributes*, University of Pennsulvania Press, Philadelphia, 1968.
23. Massy, W.F., D.B. Montgomery en D.G. Morrison, *Stochastic Models of Buying Behavior*, MIT Press, Cambridge, Mass., 1970.
24. Rao, T.R., 'Consumer's Purchase Decision Process, Stochastic Models', *JMR*, Vol. 6 (Aug. 1969), 321–330.
25. Siegel, S., *Non-parametric Statistics for the Behavioral Sciences* Mc. Graw-Hill, 1956.
26. Telser, L.G., 'Least Square Estimates of Transition Probabilities', in Christ et. al., *Measurement in Economics*, Stanford University Press, Stanford Cal. 1963, 270–292.
27. Wierenga, B., *An investigation of brand choice processes*, Universitaire Pers, Rotterdam, 1974.