

Gedrag van winkelende voetgangers in binnensteden : model ontwikkeling en empirische toetsing

Citation for published version (APA):

Borgers, A. W. J., Timmermans, H. J. P., & Waerden, van der, P. J. H. J. (1988). Gedrag van winkelende voetgangers in binnensteden : model ontwikkeling en empirische toetsing. *Planning : Methodiek en Toepassing*, (34), 15-24.

Document status and date:

Gepubliceerd: 01/01/1988

Document Version:

Uitgevers PDF, ook bekend als Version of Record

Please check the document version of this publication:

- A submitted manuscript is the version of the article upon submission and before peer-review. There can be important differences between the submitted version and the official published version of record. People interested in the research are advised to contact the author for the final version of the publication, or visit the DOI to the publisher's website.
- The final author version and the galley proof are versions of the publication after peer review.
- The final published version features the final layout of the paper including the volume, issue and page numbers.

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal.

If the publication is distributed under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license above, please follow below link for the End User Agreement:

www.tue.nl/taverne

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us at:

openaccess@tue.nl

providing details and we will investigate your claim.

Gedrag van winkelende voetgangers in binnensteden: model ontwikkeling en empirische toetsing

*Aloys Borgers, Harry Timmermans & Peter van der Waerden
Vakgroep Architectuur en Urbanistiek, Faculteit der Bouwkunde, Technische Universiteit Eindhoven*

1. Inleiding

Sedert enkele jaren vinden in vele middelgrote en grote binnensteden, zowel in Nederland als in het buitenland, ingrijpende veranderingen plaats. Slogans als revitalisering, gentrificatie, en compacte stad hebben geleid tot aanzienlijke investeringen in binnensteden. Veelal gaat het om investeringen in (winkel-)voorzieningen ter versterking van de centrumfunctie van de binnenstad. Geïntegreerde winkelcomplexen, „in-town hypermarkets” en aanverwante concepten worden gezien als mogelijke oplossingen voor de verzwakte positie van vele binnensteden als gevolg van perifere detailhandelsontwikkelingen.

In de praktijk blijkt dat de wetenschappelijke onderbouwing van dergelijke plannen problematisch is. Weliswaar zijn in het verleden methoden ontwikkeld om de haalbaarheid van de plannen enigermate in te kunnen schatten, maar de vraag naar de meest waarschijnlijke gevolgen voor de bestaande winkelstructuur in de binnensteden zelf blijkt moeilijker te beantwoorden. Het methodisch-technisch instrumentarium blijkt te ontbreken.

Sedert 1980 is binnen de Urbanistiek-groep van de Technische Universiteit Eindhoven daarom met tussenpozen gewerkt aan de ontwikkeling van een planingsmodel met behulp waarvan de effecten van bovengenoemde ontwikkelingen en verkeerscirculatieplannen op voetgangersstromen en daarmee op de bestaande winkelstructuur van binnensteden nagegaan kunnen worden. Dit onderzoek is gestart met een empirisch beschrijvend-analytisch onderzoek (Timmermans, 1981) dat grote overeenkomsten vertoont met het gangbare passantenonderzoek uit de praktijk in de ruimtelijke planning. Het verschilt echter van het gangbare passantenonderzoek doordat niet volstaan wordt met „neuzentellerij”, maar meer

aandacht wordt geschonken aan de analyse van het keuzeproces van passanten en de toetsing van enkele theoretische noties. In een vervolgproject (Borgers en Timmermans, 1984), gefinancierd door de Permanente Dialoog, is nagegaan of een model te construeren was voor de regelmatigheden die in het empirisch onderzoek werden gevonden. Daartoe werd

- a. een uitgebreide literatuurstudie verricht met als doel na te gaan of reeds modellen voor dit doel ontwikkeld waren,
- b. geanalyseerd welke informatiebehoefte in de planingspraktijk bestaat ten aanzien van het onderhavige probleem om zodoende enkele praktische voorwaarden voor de modelspecificatie te kunnen formuleren,
- c. een literatuurstudie verricht teneinde enkele theoretische voorwaarden aan een te ontwikkelen model te kunnen stellen.

Tijdens de literatuurstudie werden slechts 4 publicaties gevonden die van belang zouden kunnen zijn. In twee van deze publicaties (Sandahl en Percivall, 1972; Pushkarev en Zupan, 1971) werd een regressie-model beschreven waarin de omvang van passantenstromen als functie van een aantal omgevingsvariabelen werd gezien. Omdat in deze benadering het allocatiemechanisme ontbreekt, is deze aanpak ongeschikt als planingsmodel. De derde publicatie betrof een zuiver theoretisch model (Scott, 1974) en was derhalve evenmin bruikbaar. In de vierde publicatie (Butler, 1978) tenslotte werd een op entropie-maximalisatie principes gebaseerd operationeel model uiteengezet dat echter erbarmelijk slechte resultaten opleverde. Besloten werd daarom nieuwe modellen te ontwikkelen, hetgeen resulteerde in een *Monte-Carlo simulatiemodel* (Borgers en Timmermans, 1986a) en een *tijd-variant Markov-ketenmodel* (Borgers en Tim-

mermans, 1986b), geïnspireerd op en een uitbreiding van het werk van O'Kelly (1981) voor verplaatsingsketens. Een toets van beide modellen voor de binnensteden van Maastricht leidde tot zeer bevredigende resultaten (Borgers en Timmermans, 1984).

In dit artikel worden de resultaten van een toetsing van het tijd-variant Markov-ketenmodel voor de binnenstad van Sittard beschreven. Deze toets verschilt van die van Maastricht in die zin dat Sittard een veel sterkere lineaire bewinkelingsstructuur heeft.

Het artikel is als volgt opgebouwd. Eerst worden de theoretische achtergronden van het model en de modelspecificatie uiteengezet. Vervolgens wordt ingegaan op de dataverzameling en de resultaten van de toetsing van het model. Tenslotte worden kort enkele mogelijkheden voor de verdere verbetering van het model besproken.

2. Het model

In het kader van dit onderzoek is een aggregaat model voor de afbeelding van voetgangersstromen in stadscentra en op grond daarvan voor het economisch functioneren van winkelstraten gebruikt. Een aggregaat model houdt in dat de schatting van de verschillende parameters van het model is gebaseerd op stromen van voetgangers en niet op individueel gedrag.

Globale beschrijving van het model

Het model bestaat in feite uit 3 submodellen. Het eerste submodel heeft betrekking op de verklaring van de *bestemmingskeuze* voor de door de winkelende voetganger opeenvolgende geplande winkelbezoeken. Het tweede submodel verklaart de *routekeuze* van de consumenten tussen twee verschillende locaties. Gegeven de bestemmingskeuze en de routekeuze verklaart het derde submodel de locaties waar *impulsbezoeken* plaatsvinden.

Submodel 1: de bestemmingskeuze van geplande winkelbezoeken

Het hierna te beschrijven aggregate model vindt zijn basis in de Markov-modellen. Stel dat we een stadscentrum definiëren in termen van verbindingen van een netwerk. De verschillende verbindingen duiden we aan met $i, j=1, 2, \dots, N$. De aankomstpunten (en vertrekpunten) worden aangeduid met $i, j=1, 2, \dots,$

N' ; de overige verbindingen met $i, j=N'+1, N'+2, \dots, N$. Het type winkel dat wordt bezocht geven we aan met de indices $g, h=2, 3, \dots, Z$. Het binnenkomen of verlaten van de binnenstad wordt aangegeven door middel van $g, h=1$. De stops (toestanden) worden weergegeven door $m=1, 2, \dots, M$. De waarde van M kan van persoon tot persoon verschillen. Bij Markov-modellen spelen overgangskansen een centrale rol. Ten behoeve van het modelleren van bestemmingskeuze voor geplande winkelbezoeken zijn de overgangskansen als volgt gedefinieerd:

$p_{ij}^{gh}(m|m-1)$ is de kans dat een winkelende voetganger op de m -de stop van een winkel van het type h gaat bezoeken die gelegen is aan verbinding j , gegeven het feit dat op de vorige stop (stop $m-1$) een winkel van het type g gelegen aan verbinding i werd bezocht.

Als we het binnenkomen van het stadscentrum als de eerste stop beschouwen, geldt dus per definitie dat g op dat moment gelijk is aan 1 en i kleiner of gelijk is aan N' . Het modelleren van de bestemmingskeuze is dus alleen relevant indien m groter of gelijk aan 2 is. Naast de overgangskansen speelt ook het aantal voetgangers dat op een bepaalde stop een bepaald type winkel aan een bepaalde verbinding heeft bezocht een belangrijke rol. Dit aantal voetgangers is als volgt gedefinieerd:

$b_i^g(m)$ is gelijk aan het aantal voetgangers dat op de m -de stop een bezoek heeft gebracht aan winkeltype g aan verbinding i .

Voor de eerste stop ($m-1$) geeft $b_i^g(m)$ het bekend veronderstelde aantal voetgangers per aankomstpunt i weer. Indien daarnaast de overgangskansen $p_{ij}^{gh}(2|1)$ bekend zijn, kan het aantal bezoekers dat op de tweede stop winkeltype h aan verbinding j bezoekt als volgt berekend worden:

$$b_j^h(2) = \sum_i \sum_g b_i^g(1) p_{ij}^{gh}(2|1)$$

Op dezelfde manier is het mogelijk het aantal bezoekers op volgende stops te berekenen. Door vervolgens het aantal bezoekers per verbinding en per winkeltype over alle stops te sommeren, wordt het totaal aantal

bezoekers per winkeltype per verbinding verkregen:

$$B_j^h = \sum_m b_j^h(m)$$

Ten behoeve van het berekenen van het totaal aantal bezoekers per winkeltype per verbinding is het noodzakelijk de overgangskansen te kennen. Uiteraard is het mogelijk deze kansen uit waargenomen winkelgedrag af te leiden, maar door deze kansen te modelleren is het mogelijk ook voorspellingen te doen ten aanzien van de overgangskansen indien veranderingen optreden in de van belang zijnde variabelen.

De kans dat een bepaalde verbinding gekozen wordt voor het bezoeken van een bepaald type winkel zal afhankelijk zijn van een of meerdere kenmerken van de verbinding. Zo ligt het voor de hand dat het aantal winkels of het totale winkeloppervlak van het betreffende winkeltype dat aan de verbinding is gelegen invloed heeft op de kans dat de verbinding gekozen wordt. Daarnaast zal ook de afstand die door de voetganger afgelegd moet worden om vanuit zijn huidige verbinding (waar hij de binnenstad is binnengekomen of juist een winkel bezocht heeft) naar de verbinding waar het volgende winkelbezoek plaats kan vinden van invloed zijn op de kans dat een bepaalde verbinding wordt gekozen. De winkelende voetgangers zullen dus een afweging maken tussen de positieve effecten van hetgeen de winkelstraat te bieden heeft en het negatieve effect om de betreffende winkelstraat te bereiken. Door middel van de volgende algemene wiskundig specificatie kunnen de overgangskansen gemodelleerd worden:

$$p_{ij}^{gh}(m|m-1) = \frac{f(\beta^{gh}(m), \chi_j^h, \alpha^{gh}(m), d_{ij})}{\sum_{j'} f(\beta^{gh}(m), \chi_{j'}^h, \alpha^{gh}(m), d_{ij'})}$$

waarbij;

χ_j^h een vector met kenmerkscores met betrekking tot winkeltype h in verbinding j is;

$\beta^{gh}(m)$ een vector met parameters voor de kenmerken is indien op de m -de stop winkeltype h bezocht wordt nadat op de vorige stop winkeltype g is bezocht;

d_{ij} de afstand tussen verbinding i en verbinding j is;

$\alpha^{gh}(m)$ een vector met parameters voor de afstand is

indien op de m -de stop winkeltype h bezocht wordt nadat op de vorige stop winkeltype g is bezocht;

$f(\cdot)$ een wiskundige functie is.

Met dit model is het ook mogelijk het aantal voetgangers te berekenen dat op een bepaald moment van de ene locatie/winkeltype combinatie overgaat naar een andere combinatie. Aangezien bekend is hoeveel voetgangers zich op de $(m-1)$ -de stop in verbinding i begeven voor het bezoeken van winkeltype g , kan door vermenigvuldiging met de juiste overgangskans het aantal voetgangers berekend worden dat op de m -de stop naar verbinding j gaat voor het bezoeken van winkeltype h . In formule:

$$E_{ij}^{gh}(m) = b_i^g(m-1) p_{ij}^{gh}(m|m-1), \quad m > 1$$

Submodel 2: de routekeuze

De volgende stap betreft het modelleren van de routekeuze van de passanten. Een consument kan een keuze doen uit een verzameling van alternatieve routes. Verondersteld wordt dat de consumenten de af te leggen afstand proberen te minimaliseren. Dit betekent dat op z'n minst het kenmerk „afstand” in het submodel moet worden opgenomen. Daarnaast is het denkbaar dat ook andere kenmerken invloed hebben op het routekeuzegedrag, denk daarbij aan kenmerken als het type bebouwing langs en het type verharding van de straatstukken. Ook met betrekking tot de routekeuze kan dus een afweging plaatsvinden van positieve en negatieve eigenschappen van straatstukken (en dus van routes). Hoe groter het nut van een bepaalde route is, hoe groter de kans zal zijn dat deze route wordt gekozen. Een algemeen model voor routekeuze kan als volgt geformuleerd worden:

$$p_{r|R_{ij}}(m) = \frac{f'(\gamma^{gh}(m), \chi_r)}{\sum_{r' \in R_{ij}} f'(\gamma^{gh}(m), \chi_{r'})}$$

waarbij;

$p_{r|R}^{gh}(m)$ de kans is dat ten behoeve van de m -de stop route r gekozen wordt voor het bezoeken van winkeltype h nadat op de vorige stop winkeltype g is bezocht;

R_{ij} de totale set van route-alternatieven is om

- van de herkomstverbinding i naar de bestemmings-verbinding j te gaan;
- $\gamma^{gh}(m)$ een vector met gewichten voor de kenmerken van de route is indien op de m -de stop winkeltype h bezocht wordt nadat op de vorige stop winkeltype g is bezocht;
- χ_r een vector met kenmerkscores – inclusief de lengte – van route r is;
- $f'(\cdot)$ een wiskundige functie is.

Als een consument een bepaalde route kiest, is de kans dat hij dan een bepaald straatstuk k passeert gelijk aan:

$$p_{k|r} = \begin{cases} 1, & \text{indien } k \in r \\ 0, & \text{in alle andere gevallen} \end{cases}$$

Aangezien uit het vorige submodel bekend is hoeveel voetgangers op een bepaald moment van winkeltype g in verbinding i overgaan naar winkeltype h in verbinding j , kan het totaal aantal voetgangers per verbinding berekend worden. Dit gaat als volgt:

$$C_k = \sum_m \sum_i \sum_g \sum_j \sum_h \sum_{r \in R_{ij}} E_{ij}^{gh}(m) p_{r|R_{ij}} p_{k|r}$$

waarbij; C_k het totaal aantal passanten in straatstuk k is.

Submodel 3: de impulsbezoeken

Het laatste onderdeel van het model betreft de zogenaamde impulsbezoeken. Er wordt verondersteld dat winkelende voetgangers – zonder dit van te voren gepland te hebben – spontaan een bezoek kunnen brengen aan een bepaalde winkel. In het model wordt ervan uitgegaan dat dergelijke impulsbezoeken alleen langs de route naar een (geplande) bestemming plaatsvinden. Op deze manier komt in het model tot uitdrukking dat het aantal impulsbezoeken (en dus omzet) voor een bepaalde winkel onder andere afhankelijk is van het aantal passanten dat langs die winkel komt en dus indirect afhankelijk is van bijvoorbeeld de ligging van grote trekkers in de binnenstad. Daarnaast zal de kans dat aan een bepaalde winkel een impulsbezoek gebracht wordt ook afhangen van het type winkel en het aanbod van de winkel. Indien we uitgaan van een gegeven hoeveelheid im-

pulsaankopen per winkeltype, kan het submodel voor impulsaankopen als volgt weergegeven worden:

$$p_i^{*g} = \frac{f'(\delta^g, C_i, \theta^g, \chi_i^g)}{\sum_j f'(\delta^g, C_j, \theta^g, \chi_j^g)}$$

waarbij;

- p_i^{*g} de kans is dat een impulsbezoek aan winkeltype g in verbinding i plaats vindt;
- C_i het aantal passanten in verbinding i is;
- δ^g een vector met parameters voor het aantal passanten is;
- χ_i^g een vector met kenmerkscores voor verbinding i is met betrekking tot winkeltype g ;
- θ^g een vector met parameters voor kenmerkscores is;
- $f'(\cdot)$ een wiskundige functie is.

Indien I^g het totaal aantal impulsbezoeken aan winkeltype g is, is het aantal impulsbezoeken aan winkeltype g in verbinding i gelijk aan:

$$b_i^{*g} = p_i^{*g} I^g$$

Het economisch functioneren van winkelstraten

Met behulp van het eerste submodel kan het aantal passanten dat vooraf gepland in een bepaalde winkelstraat een bepaald type winkel bezoekt berekend worden. Tevens kan met dit submodel het aantal voetgangers bepaald worden dat van de ene naar de andere locatie gaat. Deze passantenstromen worden in het tweede submodel gebruikt voor het berekenen van het aantal passanten per winkelstraat. Het derde submodel maakt tenslotte van deze intensiteiten per winkelstraat gebruik voor het bepalen van de locaties waar de impulsbezoeken plaatsvinden.

Samenvattend geven de drie submodellen inzicht in het aantal geplande en het aantal niet vooraf geplande bezoeken per verbinding per winkeltype. Het totaal aantal winkelbezoeken per winkeltype per verbinding is dus gelijk aan:

$$B_i^{*g} = B_i^g + b_i^{*g}$$

waarbij;

- B_i^{*g} het totaal aantal bezoeken aan winkeltype g in verbinding i is;

- B_i^g het aantal vooraf geplande bezoeken aan winkeltype g in verbinding i is;
 b_i^{*g} het aantal impulsbezoeken aan winkeltype g in verbinding i is.

Indien bovendien de gemiddelde per capita besteding per straatstuk en type winkel bekend is, kan de omzet en de vloerproductiviteit worden berekend door middel van de volgende formules:

$$T_i^g = B_i^{*g} \cdot e_i^g$$

$$V_i^g = T_i^g / F_i^g$$

waarbij:

- T_i^g de omzet in winkeltype g in straatstuk i is;
 e_i^g de gemiddelde per capita besteding in winkeltype g in straatstuk i is;
 F_i^g het vloeroppervlak in winkeltype g in straatstuk i is;
 V_i^g de vloerproductiviteit in winkeltype g in straatstuk i is.

Bovenstaande formules zijn gebaseerd op de veronderstelling dat de gemiddelde per capita besteding in een bepaald winkeltype in ieder straatstuk bekend is. Vaak zal dit echter niet het geval zijn. Maar zelfs als het toch bekend is zouden voor de voorspelling extra assumpties gemaakt moeten worden of zou een extra submodel nodig zijn. In de praktijk zal men daarom vaak werken met meer aggregate cijfers. De vloerproductiviteitscijfers zullen dan over het algemeen minder nauwkeurig zijn, maar dit nadeel is niet zo groot indien men bij de voorspelling alleen is geïnteresseerd in de relatieve verschuivingen in de vloerproductiviteit van de winkels in de diverse straatstukken.

Het hierboven beschreven model heeft zodanige eigenschappen dat het in principe in staat is in een aantal gevallen voorspellingen van gevolgen van beleid op voetgangersstromen en het economisch functioneren van winkelstraten te geven. Zo zijn de gevolgen van wijzigingen in een verkeerscirculatieplan, resulterend in een andere initiële verdeling van aankomsten over de aankomstplaatsen, op voetgangers en vloerproductiviteiten te voorspellen onder de assumptie dat de waargenomen functionele relaties tussen straatstukken en winkeltypen constant zijn.

3. De gegevens

De gegevens voor de toetsing van het model werden in november 1986 verzameld. Allereerst werd voor de binnenstad van Sittard een netwerk van straatstukken geconstrueerd. Daarnaast werd voor de binnenstad een databestand door de gemeente beschikbaar gesteld, bestaande uit een aantal gegevens, waaronder branche en verkoopvloeroppervlak, voor ieder winkel- en horecapand. Beide bestanden werden aan elkaar gekoppeld in die zin dat voor iedere verbinding van het netwerk (dat wil zeggen ieder straatstuk) bekend is welke voorzieningen daaraan gelegen zijn. Op die manier konden enkele aggregate kenmerken voor de straatstukken worden berekend. In totaal bestond het netwerk uit 163 straatstukken en 27 punten waar voetgangers de binnenstad binnen kunnen gaan. Naast deze gegevens over objectieve, fysiek-ruimtelijke kenmerken van straatstukken werden in een afzonderlijke passantenenquête, afgenomen op een dinsdag en zaterdag, gegevens verzameld over de routekeuze en het koopgedrag van consumenten. In totaal werden 1743 personen op de 27 punten aan de rand van het winkelgebied gevraagd op een kaartje aan te geven welke route zij hebben gevolgd, welke winkels zij waar hebben bezocht, of daarbij een aankoop heeft plaatsgevonden en of deze aankoop gepland was of niet. De gegevens van 24 personen bleken niet bruikbaar voor de toetsing van het model. In totaal zijn dus 1719 personen overgebleven waarvan de data bruikbaar is voor de calibratie van de modellen. In het onderzoek zijn de 27 startpunten samengevoegd tot 14 nieuwe startpunten.

Zoals gezegd is er onderscheid gemaakt tussen geplande en niet geplande (impuls-)winkelbezoeken. Het aantal geplande bezoeken neemt af naarmate het aantal stops toeneemt en is vrij onafhankelijk van het telpunt. Het gemiddeld aantal geplande bezoeken per consument bedraagt 1.7. Het gemiddeld aantal impulsbezoeken bedraagt 0.7 per consument.

De bezoeken zijn gecategoriseerd in vijf typen, te weten:

- I) Voedings- en genotmiddelen en persoonlijke verzorging;
- II) Confectie en textiel, schoeisel en lederwaren;
- III) Warenhuizen;

- IV) Huishoudelijke apparaten, elektrische artikelen en woninginrichting;
 V) Overig.

Bezoeken aan winkels in de typen I en III komen het meest voor, gevolgd door het bezoek aan winkels in type IV. Verder bleken bezoeken in de sfeer van voedings- en genotmiddelen, en huishoudelijke apparaten relatief vaak gepland te zijn; bezoeken aan winkels in de kleding- en schoeiselbranche daarentegen berusten in grote mate op toeval.

4. Analyse en resultaten

Specificatie en calibratie van het model

Een globale beschrijving van het in dit onderzoek toegepaste model is in paragraaf 2 van dit artikel gegeven. Tevens zijn daar de algemene wiskundige vergelijkingen achter de benadering weergegeven. Omdat voor de onderhavige toepassing alleen de passantenstromen tussen twee opeenvolgende toestanden van belang zijn, liet het beschreven stelsel zich vereenvoudigen in die zin dat een aggregatie over alle stops heeft plaatsgevonden. Tevens is geen rekening gehouden met het winkeltype dat reeds bezocht is. Dit betekent dat de overgangskans $p_{ij}^{gh}(m|m-1)$ weergegeven kan worden door middel van p_{ij}^h . De calibratie van het algemene model is op deze vereenvoudiging gebaseerd.

De voorspelling van de overgangskansen is gebaseerd op de notie dat de kans dat een passant een bepaalde locatie zal kiezen toeneemt met de aantrekkelijkheid van die locatie en daalt met toenemende afstand. Meer specifiek is de volgende vergelijking gebruikt.

$$p_{ij}^h = \frac{\sum_k \beta_k^h \chi_{kj}^h / d_{ij'}^{\alpha^h}}{\sum_{j'} \left\{ \sum_k \beta_k^h \chi_{kj'}^h / d_{ij'}^{\alpha^h} \right\}}$$

waarbij:

- p_{ij}^h de kans is dat een passant vanuit locatie i locatie j zal kiezen voor het bezoeken van winkeltype h ;
 χ_{kj}^h de score op het k -de attribuut van bestemming j met betrekking tot winkeltype h is;
 d_{ij} de kortste afstand tussen verbinding i en verbinding j is;

α^h, β_k^h te schatten parameters zijn voor winkeltype h .

De bovenstaande vergelijking is voor ieder type goed afzonderlijk toegepast. Er heeft geen disaggregatie naar het aantal stops plaats gevonden; dit levert echter geen principiële problemen op (zie Borgers en Timmermans, 1986b).

De parameters van bovenstaande vergelijking zijn verkregen door middel van een iteratieve optimalisatie methode (een gradiënt methode, gevolgd door een sequentiële „Golden Section” zoekmethode), met als doel de verschillen tussen waargenomen en voorspelde interacties te minimaliseren. Hierbij moet opgemerkt worden dat de door middel van de enquête waargenomen voetgangersstromen zijn opgehoogd, zodanig dat het aantal passanten per telpunt uit de enquête overeenkomt met het aantal passanten per telpunt volgens de CIMK-tellingen (CIMK, 1985). Zoals eerder gesteld, heeft de calibratie voor elk type goed afzonderlijk plaatsgevonden. De resultaten van de calibratie zijn in tabel 1 weergegeven.

Bij de calibratie is de eerste β -parameter altijd op 1.0 gezet. Door de calibratie worden de overige attributen dus geschaald ten opzichte van het eerste attribuut. Uit de parameters voor de verschillende modellen naar type winkel, blijkt dat met name de keuze van warenhuizen (type III) relatief sterk wordt beïnvloed door de afstandsvariabele. Deze hoge parameterwaarde wordt echter veroorzaakt door het feit dat de beide warenhuizen (V&D en HEMA) dicht bij elkaar liggen in de binnenstad van Sittard, en/of door het feit dat het om winkels met een groot verkoopvloeroppervlak gaat.

Tevens staat in tabel 1 vermeld de mate waarin deze modellen de waargenomen overgangen correct weergeven. Uit tabel 1 blijkt dat de resultaten van de calibratie over het algemeen zeer bevredigend zijn. De beste resultaten worden verkregen voor de warenhuizen en kleding en schoeisel. De gevonden samenhang voor de sector van de overige winkeltypen is zeer bevredigend indien we ons realiseren dat Robinson's agreement coëfficiënt loopt van 0.0 bij het ontbreken van iedere rechtlijnige samenhang tot maximaal 1.0 bij een perfecte rechtlijnige samenhang tussen de waarnemingen en de voorspellingen. Alleen de resultaten voor type IV (huishoudelijke apparaten en dergelijke) zijn iets minder. Dit kan worden verklaard door het feit dat het hier om een betrekkelijke hetero-

Tabel 1. Resultaten van de calibratie van de modellen voor de voorspelling van de overgangskansen.

Type	Parameters				Robinson's agreement coëff.	
	β_1	β_2	β_3	α	bestemmingen	interacties
I	1.000 ¹	0.345 ²	-	1.217	.894	.855
II	1.000 ²	-	-	0.647	.916	.866
III	1.000 ²	-	-	2.960	.956	.896
IV	1.000 ³	0.141 ⁴	0.002 ⁵	1.188	.802	.771
V	1.000 ²	-	-	0.912	.859	.835

¹ aantal winkels van het betreffende type.

² verkoopvloeroppervlak van het betreffende winkeltype.

³ verkoopvloeroppervlak van winkeltype „luke huishoudelijke artikelen”.

⁴ verkoopvloeroppervlak van winkeltype „elektrische huishoudelijke art.”.

⁵ verkoopvloeroppervlak van winkeltype „meubels”.

gene groep van winkels gaat, hetgeen kan betekenen dat bepaalde straten een aantrekkelijkheidsscore hebben gekregen op grond van hun aanbod in een bepaalde subbranche, terwijl deze subbranche relatief weinig vertegenwoordigd is in de gegevens over de waargenomen voetgangersstromen, wat veroorzaakt kan worden door het vrij geringe aantal waarnemingen voor Type IV.

In de eerste stap is voorspeld welke locaties (straatstukken) de passanten achtereenvolgens zullen kiezen om een bepaalde winkel te bezoeken. De volgende vraag is welke route zij zullen kiezen om deze locaties te bereiken. In het model wordt verondersteld dat de keuze het resultaat is van nutsmaximalisatie aan de kant van de passant. In het routekeuzemodel is alleen de variabele „lengte van de route” opgenomen. In tegenstelling tot het in paragraaf 2 beschreven algemene model voor de routekeuze zijn de afstandsparemeters niet per combinatie van winkeltypen geschat. Er is dus maar één afstandsparemeter geschat. Het te schatten model voor de routekeuze luidt als volgt:

$$P_{r|R_{ij}} = \frac{\exp(\gamma D_r)}{\sum_{r' \in R_{ij}} \exp(\gamma D_{r'})}$$

waarbij;

$P_{r|R_{ij}}$ de kans dat route r gekozen wordt uit de verzameling routes tussen de locaties i en j (R_{ij});

D_r de lengte is van route r ;

γ een te schatten parameter is.

Bovenstaande formulering is een vorm van een *multinomiaal logit model*. Dit model kan worden geschat door middel van de methode van maximale aannemelijkheid. Vanuit de steekproef werden alle afgelegde routes bepaald. Vervolgens werd voor ieder herkomst-bestemmingspaar met minimaal 2 alternatieve routes het aantal passanten voor elke route tussen dit herkomst-bestemmingspaar bepaald. Tegenover de lengte van elke route vormen deze gegevens de invoer voor de schatting van de parameter van het routekeuzemodel.

Bij de calibratie van de modellen voor de voorspelling van de overgangskansen is geen onderscheid gemaakt naar dinsdag en zaterdag. De betreffende waarnemingen voor beide dagen bleken niet in belangrijke mate van elkaar te verschillen. Echter bij de calibratie van het routekeuzemodel is wel onderscheid gemaakt naar dinsdag en zaterdag, omdat het waargenomen routekeuzegedrag voor beide dagen wel significant bleek te verschillen.

Voor dinsdag is het model gebaseerd op 166 herkomst-bestemmingsparen. De beste passende waarde voor γ is -0.031 . Voor zaterdag is het model gebaseerd op 218 herkomst-bestemmingsparen. De best passende waarde voor γ is dan -0.056 .

De mate waarin beide modellen de waargenomen routekeuze correct voorspellen is nagegaan door enkele aggregate goodness-of-fit maten te berekenen. Deze maten staan vermeld in tabel 2. Uit deze tabel blijkt dat de voorspelde waarde van de modellen zeer bevredigend is, zeker gezien het grote aantal mogelijk-

Tabel 2. Goodness-of-fit van het routekeuzemodel.

Goodness-of-fit maat	dinsdag	zaterdag
Correlatie-coëfficiënt	0.749	0.680
Robinson's agreement coëfficiënt	0.856	0.805
Gestandaardiseerde Root mean square	0.710	1.033

ke routes in combinatie met de steekproefomvang. Uit de waarde van Robinson's agreement maat valt bovendien af te leiden dat de samenhang redelijk lineair is.

Nadat de bestemmingen in de vorige stap zijn voorspeld, is het vervolgens mogelijk de hierboven beschreven modeluitkomsten aan het submodel voor bestemmingskeuze te koppelen. Dit betekent dat men op deze manier de routekeuze van passanten voorspelt, gegeven de voorspelde bestemmingen. Een computer-technisch probleem dat zich hierbij voordoet is dat het aantal mogelijke routes zodanig omvangrijk is dat uren rekentijd nodig zijn voor het berekenen van deze stap.

Daarom is een aantal restricties aangehouden. Geen van deze restricties zal echter, gezien de aantallen die het betreft, een grote invloed hebben op de uitkomsten. Teneinde de rekentijd te beperken, zijn alleen routes, die voldoen aan de volgende voorwaarden, in de voorspelling betrokken:

- de lengte van een route mag niet groter zijn dan 3.5 keer de lengte van de kortste route tussen dezelfde oorsprong en bestemming. Uit de enquête bleek dat 90.9 procent van de waargenomen routes aan deze voorwaarde voldoet;
- een route mag niet meer dan 12 verbindingen bevatten. 95.5 procent van de waargenomen routes voldoet aan dit criterium. Indien een bepaalde bestemming niet binnen 12 verbindingen bereikbaar is, is dit aantal verhoogd tot het minimum aantal verbindingen tussen de betreffende oorsprong en bestemming;
- een bepaalde verbinding mag maar één keer voorkomen in de route. Dit bleek in 86.7 procent van de waarnemingen te gelden;
- voor mensen, die achtereenvolgens twee of meer bezoeken in hetzelfde straatstuk doen is aangenomen dat ze tussen deze bezoeken het betreffende straatstuk niet verlaten. In de binnenstad van Sit-

tard gaat deze situatie in 94 procent van de gevallen op.

Indien bleek dat op grond van deze voorwaarden het aantal mogelijke routes meer dan 25 bedraagt, zijn uit de mogelijke routes de 25 kortste geselecteerd. De keuzeverzameling van mogelijke routes bestaat dus uit maximaal 25 routes. De geschatte routekeuzesubmodellen zijn gehanteerd voor de verdeling van de passanten over de routes, gegeven de voorspelde successievelijke bestemmingen.

De laatste stap in de toepassing en de toetsing van het model betreft de voorspelling van de *impulsbezoeken*. In het theoretisch kader is verondersteld dat de impulsbezoeken geen structureel gegeven zijn in het functioneren van het detailhandelsapparaat in binnensteden, maar beschouwd worden als een afgeleide van de routekeuze van passanten en derhalve van passantenstromen. Dit betekent dat in deze laatste stap, de in de vorige stap voorspelde passantenstromen gerelateerd moeten worden aan de impulsbezoeken in de verschillende straatstukken. Het volgende submodel is hiertoe geformuleerd:

$$p_i^{*h} = \frac{\sum_k \theta_k^h \chi_{ki}^h \cdot C_i^{\delta^h}}{\sum_{i'} \left\{ \sum_k \theta_k^h \chi_{ki'}^h \cdot C_{i'}^{\delta^h} \right\}}$$

waarbij;

- p_i^{*h} de kans op impulsbezoeken in winkeltype h in straatstuk i is;
- χ_{ki}^h de score op het k -de attribuut van straatstuk i met betrekking tot winkeltype h is;
- C_i het aantal passanten in straatstuk i is;
- θ_k^h, δ^h te schatten parameters zijn voor winkeltype h .

Bovenstaande vergelijking laat zien dat verondersteld wordt dat de kans op een impulsbezoek in een straatstuk een functie is van kenmerken als het aantal winkels, het verkoopvloeroppervlak en het aantal passanten in dat straatstuk en alle andere straatstukken. Het model is afzonderlijk geschat voor elk winkeltype met behulp van een optimalisatiemethode, waarbij minimalisatie van de kwadraten-som als doel-functie fungeerde. Evenals bij de calibratie van het eerste submodel is ook nu weer voor elk winkeltype

de eerste θ -parameter op 1.0 gezet.

De geschatte parameters voor de modellen, alsmede de mate van overeenkomst tussen voorspelde en waargenomen impulsbezoeken, zijn voor alle winkeltypen opgenomen in tabel 3a en tabel 3b. Ook nu bleek het weer noodzakelijk onderscheid te maken naar dag.

Uit beide tabellen blijkt dat de geformuleerde submodellen voor de verklaring van de impulsbezoeken een goede afbeelding geven van de waargenomen impulsbezoeken. De goodness-of-fit van het submodel voor dinsdag voor „kleding/schoeisel”, „warenhuizen” en „overige” blijkt zeer goed te zijn, terwijl de Robinson's agreement coëfficiënt voor de categorie „voedings- en genotmiddelen”, hoewel iets minder

Tabel 3a. Resultaten van de calibratie van de modellen voor de voorspelling van de impulsbezoeken: dinsdag.

Type	parameters					Robinson's agreement
	aantal winkels	verkoopvloeroppervlak		afstand		
I	1.000	0.228 ¹	-	-	1.402	.835
II	1.000	0.007 ¹	-	-	1.551	.989
III	-	1.000 ¹	-	-	0.010	.962
IV	-	1.000 ²	0.936 ²	0.041 ⁴	2.303	.867
V	-	1.000 ¹	-	±	0.953	.944

Tabel 3b. Resultaten van de calibratie van de modellen voor de voorspelling van de impulsbezoeken: zaterdag.

Type	parameters					Robinson's agreement
	aantal winkels	verkoopvloeroppervlak		afstand		
I	1.000	0.013 ¹	-	-	2.766	.942
II	1.000	0.022 ¹	-	-	1.108	.977
III	-	1.000 ¹	-	-	0.010	.913
IV	-	1.000 ²	0.938 ³	0.001 ⁴	2.378	.902
V	-	1.000 ¹	-	-	0.632	.962

¹ verkoopvloeroppervlak van het betreffende winkeltype.

² verkoopvloeroppervlak van winkeltype „luxe huishoudelijke artikelen”.

³ verkoopvloeroppervlak van winkeltype „elektrische huishoudelijke art.”.

⁴ verkoopvloeroppervlak van winkeltype „meubels”.

hoog, nog altijd .835 bedraagt. Bij het submodel voor zaterdag zijn de verschillen in goodness-of-fit tussen de vijf typen kleiner. Ook hier is het model voor „kleding/schoeisel” het beste. Daarnaast valt op dat voor „voedings- en genotmiddelen” en „huishoudelijke artikelen” betere resultaten worden bereikt dan op dinsdag.

De geschatte modellen voor impulsbezoeken zijn vervolgens gekoppeld aan de submodellen voor bestemmingskeuze en routekeuze van passanten. Dit betekent dat uitgaande van de voorspelde routekeuze (en het daaruit af te leiden voorspelde aantallen passanten per straatstuk), het aantal impulsbezoeken per straatstuk voorspeld kan worden.

5. Conclusie en discussie

In dit artikel zijn de resultaten van een toetsing van een tijd-variant Markovmodel voor voetgangersstromen beschreven. De resultaten tonen aan dat het bestemmings- en routekeuzeproces van passanten voldoende regelmaat vertoont om modelbouw mogelijk te maken. Het model is dan ook gebruikt om de effecten van enkele scenario's door te rekenen. Een mogelijk bezwaar tegen het model is dat de theoretische onderbouwing in termen van individuele beslissingsprocessen vooralsnog gebrekkig is. Het model zou verder verbeterd kunnen worden door de nutsfuncties van de gecalibreerde modellen zodanig aan te passen dat rekening wordt gehouden met de aankopen die een passant reeds gedaan heeft en het nut dat een passant ontleent aan een bepaald straatstuk in het licht van de aankoopmogelijkheden, die vanuit dat straatstuk gedaan kunnen worden. Een dergelijke uitbreiding van het model is momenteel onderwerp van studie. Of een dergelijke theoretische verbetering ook zal leiden tot een verbeterde predictieve validiteit van het model blijft echter de vraag; nader empirisch onderzoek zal dit moeten aantonen.

6. Literatuur

Borgers, A.W.J. en Timmermans, H.J.P. (1984). Multi-Purpose Trips en Routekeuze van Voetgangers in Binnensteden: Theorie, Modelvorming en Empirische Toetsing.

- Borgers, A.W.J. en Timmermans, H.J.P. (1986a). City Centre Entry Points, Store Location Patterns and Pedestrian Route Choice Behaviour: A Microlevel Simulation Model, *Socio-Economic Planning Sciences* 20: 25–31.
- Borgers, A.W.J. en Timmermans, H.J.P. (1986b). A Model of Pedestrian Route Choice and Demand for Retail Facilities within Inner City Shopping Areas, *Geographical Analysis*, 18: 115–128.
- Butler, S. (1978). Modelling Pedestrian Movements in Central Liverpool. Working Paper 98, Institute for Transport Studies, University of Leeds.
- CIMK (1985). Sittard, Toekomstperspectief Hoofdwinkelcentrum (concept).
- O'Kelly, M.E. (1981). A Model of the Demand for Retail for Facilities, Incorporating Multistop, Multipurpose Trips, *Geographical Analysis* 13: 134–148.
- Pushkarev, B. en Zupan, J.M. (1971). Pedestrian Travel Demand, *Highway Research Record* 355: 37–53.
- Sandahl, J. en Percivall, M. (1972). A Pedestrian Traffic Model for Town Centers, *Traffic Quarterly* 26: 359–372.
- Scott, A.J. (1974). A Theoretical Model of Pedestrian Flow, *Socio-Economic Planning Sciences* 8: 317–322.
- Timmermans, H.J.P. (1981). Beleving Winkelstraten, Routekeus en Koopgedrag in de Binnenstad, THE-AP/RIGO, Maastricht.