

DE RUIMTELIJKE SPREIDING VAN WONINGINBRAAK

EEN ANALYSE VAN HAAGSE BUURTEN

*Wim Bernasco en Floor Luykx*¹

Gebruikmakend van de aangiftenregistratie van de politie analyseerden we de ruimtelijke spreiding van woninginbraken over buurten in Den Haag. We stelden vast dat het risico van woninginbraak vanuit het centrum naar de periferie afneemt. Met behulp van regressiemodellen trachtten we de variatie in inbraakrisico tussen buurten te verklaren op basis van hun afstand ten opzichte van het stadscentrum, buurtkenmerken die op een hoge graad van sociale desorganisatie wijzen en buurtkenmerken die welstand signaleren. Conform de verwachtingen bleken zowel nabijheid tot het stadscentrum, sociale desorganisatie als welstand het inbraakrisico te verhogen.

Net als andere sociale verschijnselen vertoont criminaliteit patronen van ruimtelijke verdichting en verdunning. De locaties waar misdrijven plaatsvinden en de woonadressen van daders en van slachtoffers zijn niet willekeurig gespreid, maar vormen ruimtelijke patronen. Onderzoek naar de ruimtelijke spreiding van criminaliteit heeft altijd een belangrijke plaats gehad in de criminologie. Een van de klassiekers uit de criminologische literatuur, *Juvenile Delinquency in Urban Areas* (Shaw & McKay, 1942) is gebaseerd op een serie studies naar de ruimtelijke spreiding van jeugd-delinquentie in Chicago en andere steden van de Verenigde Staten. Het werk van deze vertegenwoordigers van de zogenoemde *Chicago School of Human Ecology* heeft decennia lang de agenda van de criminologie richting gegeven, enerzijds door als inspiratiebron te dienen voor soortgelijke 'ecologische' studies, anderzijds omdat de bevindingen verklaringsvragen opriepen over de oorzaken van individueel delinquent gedrag.

In Nederland bestudeerde Rovers (1997) de ruimtelijke spreiding van (jeugd)criminaliteit in Rotterdam en Kleemans (1996) de ruimtelijke spreiding van inbraken en van de woonadressen van inbrekers in Enschede. Onze studie kan beschouwd worden als een gedeeltelijke replicatie van de studie van Kleemans, die in reikwijdte en diepte overigens veel omvangrijker is. Onze ambities beperken zich tot het beschrijven van de ruimtelijke verdeling van woninginbraken in Den Haag en het geven van een aanzet tot een verklaring voor deze ruimtelijke verdeling, op basis van een beperkt aantal theoretisch beargumenteerde maar eenvoudig meetbare variabelen. De studie maakt deel uit van een onderzoeksprogramma waarin getracht wordt om stapsgewijs tot dieper inzicht in de oorzaken van ruimtelijke spreiding en verplaatsing van criminaliteit te komen.

¹ Voor dit artikel is gebruik gemaakt van de aangiftenregistratie (HKS) van de regiopolitie Haaglanden. We danken Astrid Patty voor het extraheren van de gegevensbestanden, en Hanneke van Essen voor haar bijdrage aan de verdere gegevensverzameling. Henk Elffers, Jan de Keijser, Peter Versteegh, twee anonieme referenten en de redactie van dit tijdschrift gaven adviezen en commentaar naar aanleiding van eerdere versies van het manuscript.

We beantwoorden in dit artikel twee vragen. De eerste vraag is beschrijvend: *In hoeverre vertoont de spreiding van het woninginbraakrisico een systematisch ruimtelijk patroon?*

De tweede vraag is meer verklarend van aard:

In hoeverre hangen verschillen tussen buurten in woninginbraakrisico samen met hun ruimtelijke positie en met andere structurele buurtkenmerken?

THEORIE

Kleemans (1996: 25) betoogt dat het voor de verklaring van macro-verschijnselen, zoals de spreiding van woninginbraak over buurten, wenselijk is om expliciet aandacht te schenken aan het gedrag van individuen dat aan die verschijnselen ten grondslag ligt. Bij woninginbraak gaat het daarbij in eerste instantie om het gedrag van inbrekers. Net als Kleemans gebruiken wij een eenvoudig model voor de buurtkeuze van inbrekers als handvat bij het verklaren van de ruimtelijke spreiding van woninginbraak.

We baseren ons daarbij allereerst op de resultaten van etnografisch onderzoek onder inbrekers (Bennet en Wright, 1984; Van Burik e.a., 1991; Cromwell e.a., 1991; Rengert en Wasilchick, 2000). Daaruit blijkt dat zij overwegend uit zijn op materieel gewin, min of meer doelgericht te werk gaan en bij de keuze van een doelwit rekening houden met de verwachte omvang van de buit en met de gepercipieerde mogelijkheid om de inbraak met succes uit te voeren. Verder blijkt uit onderzoek naar verplaatsingsgedrag van inbrekers dat zij een voorkeur aan de dag leggen voor locaties die zij uit hoofde van hun dagelijkse activiteiten frequenter en waar zij dus vertrouwd mee zijn: in het bijzonder locaties in en rond de eigen woonomgeving (Baldwin en Bottoms, 1988; Rengert en Wasilchick, 2000; Kleemans, 1996). De keuze voor een nabijgelegen en bekende omgeving betekent dat inbrekers minder tijd en inspanning nodig hebben om hun doelwit te bereiken en de lokale omstandigheden te leren kennen.

Volgens Cornish en Clarke (1986) en Kleemans (1996) kan de werkwijze van inbrekers beschreven worden als een keten van beslissingen. Na de beslissing om een inbraak te gaan plegen kiezen zij in eerste instantie een geschikte buurt en vervolgens een geschikte woning. De keuze om te gaan inbreken en de selectie van een individueel doelwit blijven vooralsnog buiten beschouwing. We gaan er dus van uit dat inbrekers bij de keuze voor een buurt rekening houden met de *verwachte omvang van de buit* in de buurt, met de *verwachte kans op succes* in de buurt en met de mate waarin zij met de buurt bekend zijn. We lichten deze factoren en de gekozen buurtkenmerken waarmee wij ze beogen te meten hieronder kort toe.

Verwachte buit

Uit het genoemde etnografische onderzoek onder inbrekers blijkt dat inbrekers een voorkeur hebben voor woningen die door hun grootte, ligging en mate van verzorging de indruk wekken dat de bewoners welvarend zijn, zodat daar waarschijnlijk een grotere buit te halen valt dan elders. Verder blijkt dat

inbrekers welstandsverschillen tussen buurten goed kunnen beoordelen (Carter en Hill, 1979). Voor de mate van welstand van de Haagse buurten kiezen we twee indicatoren. De eerste is de gemiddelde waarde van de woningen in een buurt. Een tweede indicator voor de welstand van een buurt is het percentage koopwoningen. We verwachten dus dat de bewoners van een eigen woning welvarender zijn dan de bewoners van een verder identieke huurwoning en dat dit verschil ook in de verzorging en aankleding van de woning te zien is.

Hypothese 1: Het woninginbraakrisico van een buurt is hoger naarmate de gemiddelde waarde van de woningen in de buurt groter is en naarmate de buurt een groter percentage koopwoningen telt.

Kans op succes

Inbrekers zijn geneigd om doelwitten te kiezen met een geringe kans om door bewoners, omstanders of politie gestoord, gehinderd en gestopt te worden. Die kans is kleiner naarmate buurtbewoners minder betrokken zijn bij wat zich in hun directe woonomgeving afspeelt. Dit gebrek aan betrokkenheid van buurtbewoners bij de eigen woonomgeving wordt in de literatuur sociale desorganisatie genoemd (Kornhauser, 1978) en wordt door Sampson en Groves (1989) omschreven als 'the inability of a community structure to realize the common values of its residents and maintain effective social controls' (: 777). Veel onderzoekers hebben in navolging van Shaw en McKay de relatie tussen sociale desorganisatie en de mate van delinquentie van (jeugdige) buurtbewoners bestudeerd. Het lijkt plausibel om daarnaast te veronderstellen dat sociale desorganisatie ook direct van invloed is op het aantal misdrijven dat in de buurt plaatsvindt, dus los van de vraag of de daders uit de eigen buurt afkomstig zijn. Misdrijven zijn immers eenvoudiger en met een grotere kans op succes uit te voeren wanneer buurtbewoners minder geneigd zijn om verdachte situaties te signaleren en alarm te slaan of anderszins in te grijpen (Skogan, 1996). Volgens Brown en Altman (1983) signaleren inbrekers dergelijke verschillen in 'territorialiteit' tussen buurten en mijden zij daarom bij voorkeur buurten waar een 'vreemdeling' zonder legitieme reden voor verblijf in de ogen van bewoners al snel verdacht is.

Verder wordt wel betoogd dat de samenstelling van huishoudens in buurten een factor is die van invloed is op de mogelijkheden om daadwerkelijk toezicht te effectueren (Cohen & Felson, 1979), bijvoorbeeld vanwege de gemiddeld meer frequente aanwezigheid van mensen in en rond woningen in buurten waar veel gezinnen met kinderen en weinig alleenstaanden wonen. Dit zou dan de feitelijke en gepercipieerde mogelijkheden van potentiële woningbrekers beperken. De argumentatie van Cohen en Felson berust echter op de veronderstelde invloed van de samenstelling van individuele huishoudens op hun eigen kans op slachtofferschap en niet direct op de invloed van de samenstelling van huishoudens als buurtkenmerk. In onze optiek gaat het er bij de effectuering van controlemogelijkheden nu juist niet om hoeveel buurtbewoners ter plaatse aanwezig zijn, maar of zij geneigd zijn te reageren op potentiële misdrijven waarvan hun burens het slachtoffer dreigen te worden.

Om deze reden beschouwen wij de huishoudenssamenstelling van een buurt niet als een factor die direct van invloed is op de kans op een succesvolle woninginbraak in die buurt.

We beschikken niet over directe metingen van sociale desorganisatie, maar gebruiken de *residentiële mobiliteit* en *etnische heterogeniteit* van buurten als indicatoren voor sociale desorganisatie. Uit studies waarin wel directere metingen voorhanden zijn (Sampson en Groves, 1989; Sampson e.a., 1997) blijkt dat deze variabelen sterk (positief) samenhangen met sociale desorganisatie. Daarnaast is ook inhoudelijk goed te verdedigen dat stabiele bindingen tussen bewoners moeilijker te realiseren zijn in buurten waar een aanzienlijk deel van de populatie jaarlijks verhuist en waar veel verschillende etnische groepen wonen. Dat inhoudelijke argument is minder van toepassing op de andere structurele kenmerken die met sociale desorganisatie samenhangen, in het bijzonder sociaal-economische achterstand en percentage eenoudergezinnen. Ten aanzien van sociale desorganisatie formuleren we daarom de volgende toetsbare *hypothese 2*:

Het woninginbraakrisico van een buurt is hoger naarmate de buurt door een hogere residentiële mobiliteit gekenmerkt wordt en naarmate de buurt een hogere mate van etnische heterogeniteit kent.

Bekendheid

Den Haag kent, net als veel andere steden, een sterke concentratie in het stadscentrum van voorzieningen op het gebied van werk, scholing, hulpverlening, recreatie en detailhandel. We veronderstellen dat het Haagse centrum daardoor het meest gefrequenteerde en ook meest bekende gebied van Den Haag vormt voor potentiële inbrekers, zowel uit Den Haag als van elders.

Potentiële inbrekers zullen zich in eerste instantie in het kader van dagelijkse legale activiteiten vanuit hun woonadres gemiddeld vaker in de richting van het stadscentrum bewegen dan in de richting van de stedelijke periferie. We gaan er van uit dat zij daarbij kennis opdoen van de buurten die zij doorkruisen. Dat betekent dat een buurt vaker doorkruist wordt naarmate zij meer centraal gelegen is en dus een grotere bekendheid geniet bij potentiële inbrekers. Op grond van deze redenering formuleren we onze *hypothese 3*:

Het woninginbraakrisico van een buurt is hoger naarmate die buurt dicht bij het stadscentrum ligt.

Wij zijn ons er van bewust dat deze hypothese niet optimaal geformuleerd is, deels omdat wij over de relatieve bekendheid van buurten een aanname doen zonder deze expliciet te meten, maar vooral omdat de hypothese geen rekening houdt met de spreiding van woonadressen van potentiële woninginbrekers. Zo is het bekend dat inbrekers voornamelijk dicht bij huis opereren (juist vanwege hun voorkeur voor een bekende en vertrouwde omgeving). Maar onze operationalisatie van de bekendheid van een buurt is uitsluitend gebaseerd op de ligging van de buurt ten opzichte van het stadscentrum en niet op de ligging ten opzichte van de woonadressen van potentiële inbrekers. De reden voor deze beperking is dat wij (nog) niet beschikken over de naar woonbuurt ingedeelde adressen van inbrekers in Den Haag. Overigens dienen we ons

te realiseren dat zelfs als we de woonadressen van bekende inbrekers in ons model hadden kunnen opnemen, dit uitsluitend de adressen zouden zijn van de bekend geworden daders. Het ophelderingspercentage van woninginbraak in Den Haag is minder dan 7 procent. De opgehelderde woninginbraken zijn mogelijk niet representatief voor alle woninginbraken. Bovendien is 17 procent van de bekend geworden woninginbrekers niet in Den Haag woonachtig. Voor hen geldt dus *a priori* al niet dat de pleegbuurt vertrouwd terrein is omdat zij in de omgeving wonen.

DATA

Hier beschrijven wij de bronnen van de door ons gebruikte gegevens en de variabelen die met deze gegevens geconstrueerd zijn. De beschrijvende statistieken van alle variabelen worden in tabel 1 weergegeven, hun onderlinge correlatiecoëfficiënten in tabel 2.

Tabel 1: Gemiddelden, standaarddeviaties, minima en maxima van de gebruikte variabelen. Haagse buurten exclusief Zuiderpark, Oostduinen en Kerketuinen/Zichtenburg (N=91).

Variabele	Gem.	St. dev.	Min.	Max.
Inbraakrisico	2,2	1,1	0,5	5,4
Nabijheid stadscentrum (zone)	3,0	1,8	0	6
Residentiële mobiliteit	19,1	6,5	6,9	34,4
Percentage allochtonen	21,4	21,2	0,0	86,0
Gemiddelde WOZ waarde x f 10.000	17,1	10,6	6,3	49,7
Percentage koopwoningen	42,2	26,1	0,0	91,2

Woninginbraken

Voor het bepalen van het aantal woningbraken per Haagse buurt maakten we gebruik van gegevens uit het Herkenningsdienstsysteem (HKS) van de regiopolitie Haaglanden. In het HKS worden alle misdrijven geregistreerd waarvan de politie proces-verbaal van aangifte opmaakt. Wij hebben uit het HKS alle misdrijven in de periode 1996-2000 geselecteerd die als (poging tot) woninginbraak geassocieerd zijn. Op basis van de in het HKS geregistreerde locatie is van deze 22.382 woninginbraken bepaald in welke van de 94 Haagse buurten zij plaatsvonden. Gemiddeld werden in die periode per buurt per jaar 47 woninginbraken geregistreerd, ongeveer een per week.

In de hierna gepresenteerde analyses zijn de woninginbraakgegevens van de vijf afzonderlijke jaren samengevoegd om de resultaten minder afhankelijk te maken van fluctuaties tussen afzonderlijke jaren. We stelden overigens vast dat ruimtelijke verschillen tussen buurten in hetzelfde jaar verhoudingsgewijs veel groter zijn dan temporele verschillen tussen de afzonderlijke jaren in dezelfde buurt.

Woningvoorraad en woninginbraakrisico

De gemiddelde woningvoorraad van elke buurt in 1996-2000 hebben we ontleend aan een publicatie van de gemeente Den Haag (DSO, 2001). Om het woninginbraakrisico te berekenen is per buurt het aantal woninginbraken gedeeld door het aantal woningen (in honderdtallen). De woningvoorraad is overigens in de meeste buurten gedurende de onderzochte periode vrijwel constant gebleven. Alleen in de (perifere) buurten Wateringse Veld en Ockenburgh zien we als gevolg van nieuwbouw een substantiële groei van de woningvoorraad.

Tabel 2: Correlaties tussen de variabelen

Variabele	1	2	3	4	5
Inbraakrisico					
Nabijheid stadscentrum	0,72*				
Residentiële mobiliteit	0,65*	0,71*			
Percentage allochtonen	0,69*	0,56*	0,53*		
Gemiddelde WOZ waarde	-0,10	-0,17	-0,33*	-0,54*	
Percentage koopwoningen	-0,17	-0,24*	-0,36*	-0,61*	0,67*

* $p < .05$, tweezijdig

Residentiële mobiliteit, etnische heterogeniteit, gemiddelde WOZ waarde, percentage koopwoningen

Gegevens over de residentiële mobiliteit is ontleend aan DSO (2001). Deze residentiële mobiliteit is gedefinieerd als het aantal personen dat zich gedurende een jaar in de buurt heeft gevestigd of uit de buurt is vertrokken, gedeeld door twee keer het aantal inwoners van de buurt per 1 januari van het betreffende jaar². Interne verhuizingen binnen de buurt worden er dus niet in doorberekend. Etnische heterogeniteit is geoperationaliseerd als het percentage allochtone inwoners per 1 januari 1999 volgens de definitie van etnische herkomst van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS, 2000). Volgens deze definitie is iemand allochtoon die zelf in een niet-westers land is geboren en/of van wie een van de ouders in een niet-westers land is geboren, waarbij niet-westers betrekking heeft op Turkije, Afrika, Latijns-Amerika en Azië (exclusief Japan en Indonesië).

Dit percentage is ontleend aan de Kerncijfers Wijken en Buurten 1999 van het CBS (CBS, 2000). Hoewel het in theorie mogelijk is dat buurten met een hoog percentage allochtone inwoners etnisch homogeen zijn (bijvoorbeeld wanneer dit percentage hoog is en grotendeels uit een enkele etnische groep zou bestaan) komt dit in de praktijk niet voor. Enerzijds zijn de percentages

² Delen door twee keer het aantal inwoners heeft dus tot gevolg dat we de residentiële mobiliteit definiëren als het gemiddelde van het percentage zich vestigenden en het percentage vertrekkers.

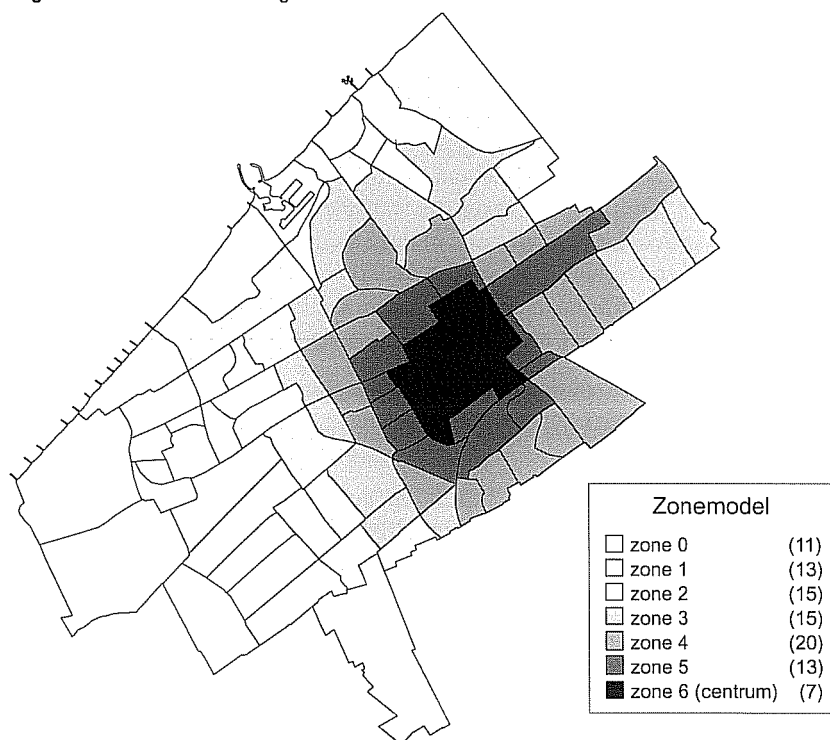
niet zo hoog (gemiddeld 21 procent) en anderzijds bestaat de groep allochtonen in alle buurten waar zij sterk vertegenwoordigd is uit een groot aantal verschillende etnische groepen. Het percentage allochtone inwoners vormt daarom een goede indicatie van de mate van etnische heterogeniteit van een buurt.

De gemiddelde waarde van de woningen in een buurt is gebaseerd op de woningwaardering volgens de Wet Waardering Onroerende Zaakbelasting (WOZ) en ontleend aan de Kerncijfers Wijken en Buurten 1999 van het CBS (CBS, 2000). Het percentage koopwoningen is ontleend aan de eerder genoemde gemeentelijke publicatie (DSO, 2001). Koopwoningen zijn hierbij woningen waarvan de hoofdbewoner ook de eigenaar is. Alle overige woningen zijn huurwoningen, die door een woningbouwcorporatie of een particuliere verhuurder aan de bewoner(s) verhuurd worden.

Nabijheid tot het stadscentrum

De agglomeratie van de gemeente Den Haag is verdeeld in 94 buurten. In Figuur 1 brengen we in kaart hoe wij deze 94 wijken in zeven min of meer concentrische zones hebben ingedeeld. De centrumzone wordt gevormd door de buurt Zuidwal en de zes direct aangrenzende buurten. Dit gebied omvat

Figuur 1: Zonemodel Den Haag



het centrale winkel- en uitgaansgebied, het stadhuis, het Binnenhof, diverse departementen en de treinstations Centraal en Hollands Spoor. De volgende zone bestaat uit de ring van veertien buurten die direct aan de centrumzone grenzen. De daaropvolgende zone bestaat uit de ring van 20 buurten die aan de buitenzijde van deze zone grenzen. Op deze wijze ontstaat een patroon van zeven zones.

METHODEN

We toetsen de hypothesen met behulp van standaard (kleinste kwadraten) regressiemodellen. Deze regressiemodellen veronderstellen echter dat afzonderlijke waarnemingen onafhankelijk van elkaar zijn. In een analyse van buurten of andere ruimtelijk gestructureerde eenheden kan niet zonder meer worden aangenomen dat deze aanname correct is. Het is om diverse redenen aannemelijk dat nabijgelegen buurten in verschillende ongemeten, maar voor het model relevante opzichten meer op elkaar lijken dan buurten die ver van elkaar verwijderd liggen. Als dat inderdaad zo is, wordt de aanname van onafhankelijkheid geschonden die aan standaard regressiemodellen ten grondslag ligt. Of dat zo is stellen wij vast door de geschatte regressiemodellen achteraf (diagnostisch) te toetsen op de aanwezigheid van (residuele) ruimtelijke afhankelijkheid tussen de observaties. Het algemene principe bij die toets is dat men vaststelt of de residuen van de regressievergelijking ruimtelijke autocorrelatie vertonen, dat wil zeggen dat buurten met hoge residuen bij elkaar liggen en buurten met lage (i.e. negatieve) residuen ook. Als dat niet het geval is, volstaat het standaard regressiemodel. Voor de beoordeling van residuele ruimtelijke afhankelijkheid maken we gebruik van twee toetsen: Moran's I toets en de robuuste Lagrange *multiplier* toets (Anselin e.a., 1996). Hoewel we ons in de presentatie van regressiecoëfficiënten conformeren aan het gebruik om significantieniveaus van statistische toetsen te vermelden, dient bedacht te worden dat deze niveaus in onze analyse niet goed in de gangbare betekenis interpreteerbaar zijn, omdat steekproef en populatie (de 94 buurten van Den Haag) in onze analyse samenvallen. We hebben ook niet de pretentie dat de bevindingen direct naar andere steden, andere tijdsperioden of andere misdrijfcategorieën generaliseerbaar zijn.

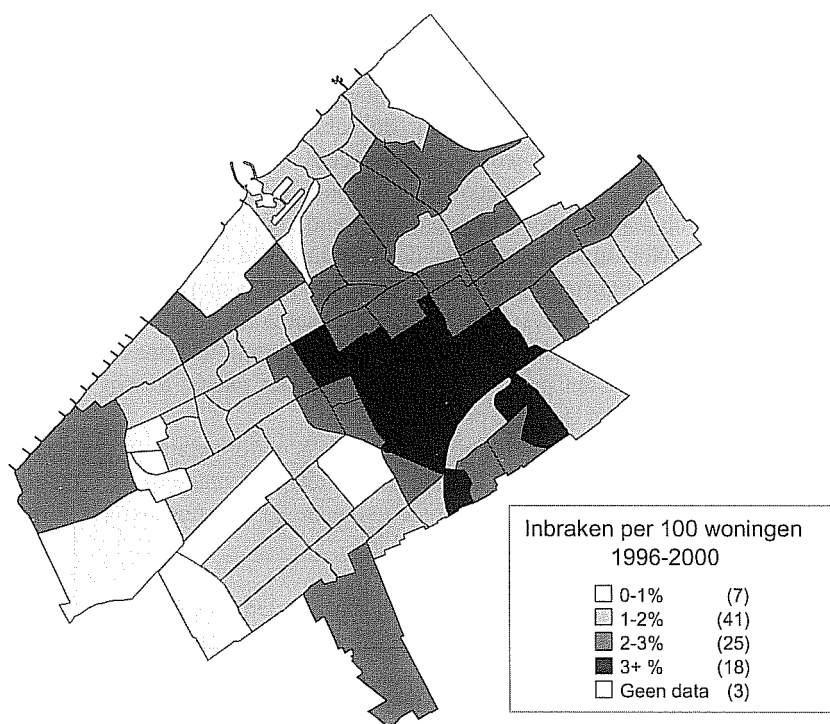
RESULTATEN: VERDELING VAN BUURTSPECIFIEKE WONINGINBRAAKRISICO'S

Onze eerste onderzoeksvraag betreft de mate waarin het inbraakrisico in Haagse buurten een systematisch ruimtelijk patroon vertoont. Om deze vraag te beantwoorden, tonen we in Figuur 2 een choropleetkaart van Den Haag. In deze kaart is elke buurt gearceerd overeenkomstig haar inbraakrisico. De figuur laat een vrij ondubbelzinnig patroon van ruimtelijke spreiding zien: het inbraakrisico neemt af wanneer men vanuit het centrum naar de periferie beweegt. In het centrum van Den Haag zien we een gebied van veertien buurten waar het inbraakrisico zonder uitzondering boven de drie procent ligt. Dit gebied wordt aan bijna alle kanten omgeven door een rand van buurten met een wat lager inbraakrisico (twee tot drie procent). De zeven buurten met

het laagste inbraakrisico (tot één procent) vinden we vrijwel allemaal in de periferie (rond de Scheveningse haven en vooral aan de westelijke grens met Wateringen).

Twee buurten lijken zich enigszins aan het algemene patroon te onttrekken. In Ockenburgh (in het westen aan de Noordzee) en Wateringse Veld (in het zuiden) is het inbraakrisico relatief hoog ten opzichte van de directe omgeving. Dit zou samen kunnen hangen met het gegeven dat in deze beide buurten in de periode 1996-2000 op grote schaal nieuwbouw is gepleegd³. Dat strookt ook met hypothese 2, waarin we onder andere postuleren dat de residentiële mobiliteit van een buurt positief samenhangt met het inbraakrisico.

Figuur 2: Risico woninginbraak naar buurt, Den Haag 1996-2000. N=91



Figuur 2 laat dus zien dat het inbraakrisico in Den Haag een ruimtelijk patroon vertoont dat redelijk goed met een concentrisch zonemodel beschreven lijkt te kunnen worden. Uit de resultaten van een hierna nog te presenteren regressiemodel (model A in tabel 4) zal inderdaad blijken dat het spreidingspatroon in Figuur 2 tamelijk adequaat door het in Figuur 1 weergegeven zonemodel wordt beschreven.

³ Tussen 1 januari 1996 en 31 december 2000 nam het aantal geregistreerde woningen in Ockenburgh toe van 27 naar 247 en in Wateringse Veld van 273 en naar 2369. Voor de overgrote meerderheid van de Haagse buurten is de woningvoorraad in de betreffende periode vrijwel gelijk gebleven.

RESULTATEN: VERKLARING VAN BUURTSPECIFIEKE WONINGINBRAAKRISICO'S

De tweede hoofdvraag die wij beantwoorden luidt: *In hoeverre hangen verschillen in inbraakrisico tussen buurten samen met hun ruimtelijke positie en met (andere) sociale en fysieke buurtkenmerken?* Om deze vraag te beantwoorden, maken we gebruik van zowel bivariate als multivariate analyse. In de bivariate analyse beschouwen we de samenhang tussen inbraakrisico en elk van de andere variabelen afzonderlijk. Vervolgens schatten we multivariate regressiemodellen ter verklaring van het inbraakrisico.

Bivariate analyse

In tabel 3 presenteren we de inbraakrisico's van Haagse buurten naar categorieën van de variabelen: nabijheid tot het stadscentrum, residentiële mobiliteit, etnische heterogeniteit, gemiddelde WOZ waarde van de woningen en percentage koopwoningen. De vier laatstgenoemde variabelen zijn daartoe in quartielen⁴ ingedeeld, terwijl voor de nabijheid tot het stadscentrum de zone-indeling van Figuur 1 wordt aangehouden⁵.

Zoals ook al uit de choropleetkaart van figuur 2 bleek, vertoont het risico van woninginbraak in tabel 3 een dalende trend vanuit het stadscentrum naar de periferie. Met uitzondering van de overgang van het stadscentrum zelf naar de ring van buurten daaromheen daalt het risico met de afstand tot het stadscentrum. Vooral de overgang van zone 2 naar zone 3 vormt een markante scheidingslijn: in de 40 meest centrale Haagse buurten in zones 1-3 vinden meer dan drie inbraken per 100 woningen per jaar plaats, terwijl het risico daarbuiten ruim onder de twee procent ligt.

Ook de samenhang met residentiële mobiliteit is ondubbelzinnig positief. Zo hebben de 22 buurten met het laagste mobiliteitspercentage een relatief laag inbraakrisico van 1,32, terwijl dat risico voor de 23 buurten met het hoogste percentage vestigers en vertrekkers 3,33 is.

Een soortgelijk patroon is waarneembaar ten aanzien van etnische heterogeniteit. Buurten met meer dan 30 procent allochtone bewoners procent hebben een inbraakrisico van 3,29 per 100 woningen. In buurten waar de laagste percentages allochtonen wonen (nul tot zes procent) is dit slechts 1,56.

De bivariate samenhangen van het inbraakrisico met de beide indicatoren voor welstand vertonen geen monotoon verband. In beide gevallen hebben de buurten in het eerste kwartiel, de buurten waar de gemiddelde WOZ waarde van de woningen laag of het aandeel koophuizen gering is, een relatief hoog inbraakrisico. Maar het verband tussen de beide welstandsindicatoren enerzijds en het inbraakrisico anderzijds is niet eenduidig.

⁴ Een kwartielindeling is een indeling van de waarden van een variabele in vier categorieën die elk een (ongeveer) gelijk aantal observaties bevatten.

⁵ De zones 1, 2, en 3 bevatten elk een buurt waarin geen woningen staan (Kerketuinen-Zichtenburg, Oostduinen en Zuiderpark). Deze tellen niet mee bij de berekening van het gemiddelde inbraakrisico per zone.

Tabel 3: Aantal woninginbraken per 100 woningen van 91 Haagse buurten in de periode 1996-2000, naar ruimtelijke positie, residentiële mobiliteit, etnische heterogeniteit, gemiddelde WOZ waarde en percentage koopwoningen. Indeling in quartielen, met uitzondering van ruimtelijke positie.

	inbraken per 100 woningen	aantal buurten
<i>Nabijheid centrum</i>		
Zone 0 (periferie)	1,09	11
Zone 1	1,38	12
Zone 2	1,62	14
Zone 3	1,85	14
Zone 4	2,43	20
Zone 5	3,63	13
Zone 6 (centrum)	3,30	7
<i>Residentiële mobiliteit</i>		
0,0-14,1 procent	1,32	22
14,1-18,8 procent	1,71	23
18,8-23,5 procent	2,22	23
23,5-34,4 procent	3,33	23
<i>Etnische heterogeniteit</i>		
0-6 procent allochtoon	1,56	16
6-10 procent allochtoon	1,80	28
10-30 procent allochtoon	1,81	23
30-86 procent allochtoon	3,29	24
<i>Gemiddelde WOZ waarde</i>		
0-9,3 x f 10.000	3,00	21
9,3-13,2 x f 10.000	2,10	24
13,2-21,2 x f 10.000	1,48	23
21,2-49,7 x f 10.000	2,11	23
<i>Percentage koopwoningen</i>		
0,0-16,4 procent	2,51	22
16,4-44,3 procent	2,37	23
44,3-64,0 procent	1,69	24
64,0-91,2 procent	2,08	22
<i>Totaal</i>	2,15	91

Multivariate analyse

In de multivariate analyse beginnen we met het schatten van een eenvoudig (bivariaat) ruimtelijk model waarin uitsluitend de nabijheid tot het stadscentrum als verklarende factor is opgenomen: model A in tabel 4. De geschatte ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt van 0,44 geeft aan dat het inbraakrisico per zone met 0,44 procentpunt stijgt wanneer we vanuit de periferie naar het stadscentrum bewegen. Dit eenvoudige model verklaart reeds meer dan de

Tabel 4: Multivariate regressieanalyse. Woninginbraakrisico van 91 Haagse buurten: ongestandaardiseerde coëfficiënten (B), t-waarden (T) en gestandaardiseerde coëfficiënten (β). Moran's I en robuuste Lagrange multiplier toets op ruimtelijke afhankelijkheid zijn beide in geen van de modellen A-D significant ($p < .01$).

	Model A			Model B			Model C			Model D		
	B	T	β	B	T	β	B	T	β	B	T	β
<i>Nabijheid stadscentrum</i>												
Nabijheid in zones (0-6)	0,44**	9,88	0,72	0,23**	4,00	0,38	0,44**	9,50	0,73	0,13**	2,69	0,22
<i>Sociale desorganisatie</i>												
Residentiële mobiliteit (in %)				0,03*	2,01	0,18				0,05**	3,86	0,30
Etnische heterogeniteit (in %)				0,02**	4,94	0,38				0,04**	8,61	0,69
<i>Welstand</i>												
Gem. WOZ waarde (in f 10.000)							0,00	0,46	0,04	0,03**	3,52	0,26
Koopwoningen (in %)							-0,00	0,28	-0,03	0,01**	3,12	0,24
Constante	0,86**	5,64	-	0,47*	2,17	-	0,83**	3,51-	-	-0,84**	3,10	-
R2	0,52			0,66			0,52			0,76		

** p < 0,01 tweezijdig * p < 0,05 tweezijdig

helft (52 procent) van de variantie van het inbraakrisico tussen buurten. In model B in tabel 4 breiden we het basismodel uit met de beide indicatoren voor sociale desorganisatie. Allereerst merken we op dat het toevoegen van deze beide variabelen het effect van de nabijheid tot het stadscentrum halveert. Blijkbaar is een deel van de variantie die in model A door de ruimtelijke variabele gebonden wordt, terug te voeren op de mate van sociale desorganisatie van de betreffende buurten. De richting van de geschatte coëfficiënten is volgens verwachting: het inbraakrisico neemt toe met zowel de mobiliteit als het percentage allochtone inwoners. De gestandaardiseerde coëfficiënten (β) laten zien dat de effecten bepaald sterk zijn en dat etnische heterogeniteit en afstand tot het stadscentrum (beide 0,38) een even sterk effect hebben op het inbraakrisico, terwijl het effect van residentiële mobiliteit aanzienlijk geringer is (0,18). De drie variabelen in model B verklaren gezamenlijk 66 procent van de variantie, een sterke verbetering ten opzichte van model A.

In model C in tabel 4 regresseren we het inbraakrisico van buurten op de nabijheid tot het stadscentrum en de beide indicatoren voor welstand. De resultaten laten zien dat de beide variabelen geen enkel effect hebben op het inbraakrisico en dat model C in alle overige opzichten gelijk is aan model A. Ten slotte presenteren we in model D in tabel 4 de resultaten van een analyse waarbij het inbraakrisico van buurten op alle vijf onafhankelijke variabelen geregresseerd wordt. Omdat alle geformuleerde hypothesen gezamenlijk in één multivariaat model getoetst worden, vormt dit model het uitgangspunt voor de beoordeling van de houdbaarheid van de geformuleerde hypothesen. We stellen allereerst vast dat model D 76 procent van de variantie in inbraakri-

sico tussen buurten verklaart, een substantiële verbetering ten opzichte van elk van de voorafgaande modellen. Verder blijkt dat alle vijf hypothesen door de modeluitkomsten bevestigd worden.

Allereerst blijkt, in overeenstemming met hypothese 1, dat het inbraakrisico hoger is naarmate de woningen in een buurt een hoger welstandsniveau uitstralen (zoals geïndiceerd door de gemiddelde WOZ waarde van de woningen en het percentage koopwoningen). Dit is weliswaar gepostuleerd, maar toch opmerkelijk omdat de beide variabelen niet bivariaat (zie tabel 2 en tabel 3) met het inbraakrisico samenhangen en ook niet in het multivariate model C. In de tweede plaats blijken de beide indicatoren voor sociale desorganisatie positief samen te hangen met inbraakrisico, wat hypothese 2 bevestigt. Tot slot geldt ook in model D dat centrale ligging het inbraakrisico van een buurt vergroot. De bivariate samenhang valt dus niet volledig toe te schrijven aan effecten van sociale samenhang en welstandsniveau. Dit bevestigt hypothese 3.

Uit de verschuivingen in de effectsterkten tussen de afzonderlijke model-schattingen (A, B, C en D) blijkt dat de relatie tussen het inbraakrisico, de mate van sociale desorganisatie en de welstand van buurten enigszins complex is. De geschatte effecten van de indicatoren van sociale desorganisatie nemen toe als de indicatoren voor welstand in het model wordt opgenomen (vergelijk model C met model D). De geschatte effecten van de indicatoren van welstand komen zelfs pas aan het licht wanneer de indicatoren van sociale desorganisatie een plaats in het model krijgen (vergelijk model B met model D). Elk paar variabelen maskeert of ‘onderdrukt’ dus de effecten van het andere paar, wanneer het buiten het model wordt gelaten. Dit verschijnsel is op zichzelf niet ongebruikelijk, hoewel het omgekeerde, het verdwijnen van de samenhang tussen twee variabelen door de toevoeging van een derde variabele, in de empirische literatuur vaker voorkomt. Dat de effecten van sociale desorganisatie en welstand pas tot uitdrukking komen wanneer ze gezamenlijk in de analyse worden opgenomen, is begrijpelijk vanuit de keuze waarvoor inbrekers zich gesteld zien: beide factoren verhogen de aantrekkelijkheid van een buurt voor inbrekers, maar gaan nu eenmaal niet vaak samen (zie de correlatiecoëfficiënten in tabel 2). Als alle buurten dezelfde mate van welstand zouden hebben, zouden inbrekers voornamelijk een doelwit in sociaal gedesorganiseerde buurten kiezen; als alle buurten dezelfde mate van sociale desorganisatie zouden hebben, zouden ze hun werkplek hoofdzakelijk in welvarende buurten kiezen. Dat hun uiteindelijke keuze het resultaat is van een afweging tussen beide factoren blijkt pas als we ze tegelijkertijd in beschouwing nemen.

Diagnostische toetsen

Zoals in de voorgaande paragraaf is aangegeven hebben vanwege de plausibiliteit van interdependentie tussen nabijgelegen buurten ter controle twee toetsen uitgevoerd op ruimtelijke autocorrelatie in de residuen van de regressievergelijkingen. Beide toetsen op ruimtelijke afhankelijkheid blijken in geen enkel model significant van 0 te verschillen. Dit betekent dat de

residuen van de regressievergelijkingen zelf geen ruimtelijke autocorrelatie vertonen en dat er dus geen sprake is van systematische ruimtelijke clustering die niet door de verklarende variabelen beschreven wordt. Hieruit concluderen we dat de onafhankelijke variabelen (in model A alleen de nabijheid tot het stadscentrum) reeds een afdoende verklaring bieden voor de ruimtelijke clustering die in Figuur 2 is waar te nemen. De effectschattingen tonen geen systematische vertekening als gevolg van ruimtelijke autocorrelatie.

Als aanvulling op deze toets voor de aanwezigheid van ruimtelijke autocorrelatie in de residuen hebben we diverse andere diagnostische analyseprocedures uitgevoerd op basis van model D in tabel 4. Deze analyses kunnen we uit ruimtegebrek hier niet gedetailleerd behandelen, maar ze hebben tot doel om vast te stellen in hoeverre de geschatte effecten in één of enkele buurten met uitzonderlijke kenmerken beïnvloed worden. We hebben daarbij allereerst gezocht naar buurten waar het voorspelde inbraakrisico sterk afwijkt van het geobserveerde risico. Visuele inspectie van grafieken waarin de residuen tegen de voorspelde waarden en tegen de onafhankelijke variabelen afzonderlijk worden afgezet, laten zien dat er geen sprake is van dergelijke uitbijters. Wel is er sprake van enige heteroscedasticiteit: de afwijking tussen geobserveerd inbraakrisico en voorspeld inbraakrisico neemt toe naarmate het voorspelde risico groter is. Verder hebben we gezocht naar buurten die door een uitzonderlijke combinatie van inbraakrisico en één of meer onafhankelijke variabelen een relatief grote invloed (leverage) op de geschatte regressiecoëfficiënten hebben. Ook hebben we vastgesteld in hoeverre weglating van deze buurten uit de analyse tot afwijkende regressiecoëfficiënten leidt. Dat blijkt nauwelijks het geval. Hieruit concluderen we dat de modeluitkomsten tamelijk robuust zijn en niet in sterke mate bepaald worden door de kenmerken van één of enkele uitzonderlijke Haagse buurten.

DISCUSSIE

De uitkomsten van onze studie accentueren het dilemma van een woninginbreker als hij uit stelen gaat: in de ene buurt valt naar zijn fysieke staat te oordelen niet zo veel te halen, maar hij loopt er weinig kans om door verontruste buurtbewoners tijdens zijn werk gestoord te worden. In de andere lijkt wel wat te halen, maar het werken is er riskanter doordat buurtbewoners alerter zijn op vreemdelingen en op vreemd gedrag. De keuze wordt verder bemoeilijkt door het feit dat hij niet met alle buurten even vertrouwd is. Onze resultaten suggereren dat inbrekers alle drie aspecten ook laten meespelen in hun keuze, op een manier die van hen verwacht mag worden. De uitkomsten van onze analyses laten zien dat inbrekers in hun gedrag een voorkeur aan de dag leggen voor welvarende buurten, voor buurten met een geringe sociale samenhang en voor centraal gelegen buurten. De meest ideale buurt voor een woninginbreker is een centraal gelegen, welvarende buurt met een geringe sociale samenhang. De minst gunstige buurt is een perifeer gelegen, minder welvarende buurt met sterke gemeenschapsbanden.

In deze discussie plaatsen we aantal kanttekeningen bij deze conclusie. Deze

zijn enerzijds bedoeld om de reikwijdte van onze conclusies waar nodig te relativiseren en anderzijds om aan te geven tot welke nieuwe vragen zij aanleiding geven en op welke wijze deze nieuwe vragen beantwoord kunnen worden.

Locatiekeuze van inbrekers en inbraakrisico's van buurten

In onze analyse is de 'bekendheid van een buurt' een globaal buurtkenmerk dat voor alle inbrekers gelijk is en samenvalt met de nabijheid van de buurt tot het stadscentrum. De resultaten van het meeste onderzoek naar de woonlocaties van delinquenten laten echter zien dat zij overwegend wonen in buurten die als sociaal gedesorganiseerd en als sociaal-economisch zwak gekenschetst kunnen worden. In veel steden zijn dat juist de centraal gelegen buurten. Ander onderzoek laat zien dat inbrekers de neiging vertonen om in hun eigen woonomgeving in te breken. Het is daarom mogelijk dat hoge inbraakrisico's in centrale en sociaal gedesorganiseerde buurten veroorzaakt worden door een concentratie van woonadressen van inbrekers in die buurten en niets te maken hebben met een concentratie van voorzieningen en een kleinere interventiebereidheid van omwonenden. Dit is precies wat Kleemans (1996: 209) stelt naar aanleiding van de resultaten van zijn analyse van de ruimtelijke spreiding van woninginbraken in Enschede. Hij betreft de woonbuurten van daders wel in zijn analyse en concludeert dat het inbraakrisico van buurten voornamelijk verklaard kan worden door de relatieve nabijheid van daders: buurten hebben een hoger inbraakrisico, naarmate er meer daders in deze buurten of in de nabije omgeving woonachtig zijn. Andere buurtkenmerken voegen vrijwel niets toe aan deze verklaring. Of deze opmerkelijke bevinding ook voor Den Haag opgaat, valt met de ons beschikbare gegevens helaas nog niet te toetsen. Op termijn kunnen wij ook het aantal in een buurt woonachtige inbrekers in de analyse betrekken, waardoor we over een meer genuanceerde meting zullen beschikken van de mate waarin buurten vertrouwd terrein vormen voor inbrekers. Dan kunnen we toetsen of Kleemans' conclusie ook voor Den Haag opgaat. Op wat langere termijn kan ook de pleegbuurt van een specifieke woninginbraak direct gekoppeld worden aan de woonbuurt van de (bekende) dader(s) van diezelfde inbraak. Dan wordt het ook mogelijk om op individueel niveau hypothesen te toetsen over het relatieve belang van bekendheid en andere kenmerken die buurten voor inbrekers meer of minder attractief maken. Bovendien opent dit de weg voor beantwoording van vragen over criminele locatiekeuze die in de literatuur nog niet zo veel aan de orde gekomen zijn: het relatieve belang van de verschillende criteria voor verschillende typen daders (bijvoorbeeld naar woonbuurt, leeftijd, inbraakervaring en andere criminele antecedenten) en ontwikkeling van locatiekeuzes in de criminele loopbaan van inbrekers.

LITERATUUR

- Anselin, L., A.K. Bera, R. Florax & M.J. Yoon (1996) 'Simple diagnostic tests for spatial dependence', in: *Regional Science and Urban Economics*, 26: 77-104.
- Bennet, T. & R. Wright (1984) *Burglars on Burglary. Prevention and the Offender*, Aldershot: Gower.
- Baldwin, J. & A.E. Bottoms (1976) *The urban criminal*, London: Tavistock Publications.
- Boggs, S.L. (1965) 'Urban Crime Patterns', *American Sociological Review*, 30: 899 - 908.
- Brown, B.B. & I. Altman (1983) 'Territoriality, defensible space and residential burglary: An environmental analysis', *Journal of Environmental Psychology*, 3: 203-220.
- Burik, A.E. van, R. van Overbeke & P.F. van Soomeren (1991) *Woninginbraak: Motieven en werkwijzen vanuit daderperspectief*, Amsterdam: Van Dijk, Sommeren & Partners.
- Carter, R.L. & K.Q. Hill (1979) *The Criminal's Image of the City*, New York: Pergamon.
- CBS (2000) *Kerncijfers Wijken en Buurten 1999*, Voorburg/Heerlen: Centraal Bureau voor de Statistiek, <http://www.cbs.nl/nl/statline/kaarten/index.htm>.
- Cohen, L.E. & M. Felson (1979) 'Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach', *American Sociological Review*, 44: 588-608.
- Cornish, D.B. & R.V. Clarke (1986) 'Introduction', in: D.B. Cornish & R.V. Clarke (Eds.) *The Reasoning Criminal. Rational Choice Perspectives on Offending*, New York: Springer-Verlag: 1-16.
- Cromwell, P.F., J.N. Olson & D.W. Avary (1991) *Breaking and Entering: An Ethnographic Analysis of Burglary*, Newbury Park (NJ): Sage.
- DSO (2000) *Kerncijfers Wonen 2000*, Den Haag: Dienst Stedelijke Ontwikkeling (DSO) gemeente Den Haag.
- Kleemans, E.R. (1996) *Strategische misdaadanalyse en stedelijke criminaliteit; Een toepassing van de rationele keuzebenadering op stedelijke criminaliteitspatronen en het gedrag van daders, toegespitst op het delict woninginbraak*, proefschrift, Universiteit Twente. Enschede: IPIT.
- Kornhauser, R. (1978) *Social Sources of Delinquency. An Appraisal of Analytic Models*, Chicago (Ill): University of Chicago Press.
- Rengert, G.F. & J. Wasilchick (2000, 2nd ed.) *Suburban Burglary: A Tale of Two Suburbs*, Springfield (Ill): Charles Thomas.
- Rengert, G.F. (1991) 'Burglary in Philadelphia: A Critique of an Opportunity Structure Model', in: P.J. Brantingham & P.L. Brantingham (eds.) *Environmental Criminology*, Prospect Heights (Ill): Waveland Press: 189-201.
- Rovers, B. (1997) *De buurt een broeiest? Een onderzoek naar de invloed van woonomgeving op jeugdcriminaliteit*, Nijmegen: Ars Aequi Libri.
- Sampson, R.J. & W.B. Groves (1989) 'Community Structure and Crime: Testing Social-Disorganization Theory', *American Journal of Sociology*, 94: 774-802.
- Sampson, R.J., S.W. Raudenbush & F. Earls (1997) 'Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy', *Science*, 277: 918-924.
- Shaw, C.R. & H.D. McKay (1942), *Juvenile Delinquency and Urban Areas*, Chicago: University of Chicago Press.
- Skogan, W. (1986) 'Fear of Crime and Neighborhood Change', in: A.J. Reiss Jr. & M. Tonry (eds.) *Communities and Crime*, Chicago (Ill): University of Chicago Press: 203-229.