

REGIME-METHODE VOOR ORDINALE MULTICRITERIA-ANALYSES
Een Beschouwing en een Commentaar

E. Hinloopen
P. Nijkamp

Korte samenvatting

In dit paper wordt een recentelijk ontwikkelde multicriteria-methode, de zgn. regime methode, besproken en op verschillende fronten uitgebreid. Het kenmerk van de regime methode is dat ordinale informatie op methodologisch verantwoorde wijze kan worden meegenomen. In het thans voorliggende paper wordt geprobeerd een aangepaste regime-methode voor gemengde informatie (deels cardinaal, deels ordinaal) te ontwikkelen. Tevens wordt daarbij ingegaan op een recentelijk door Israëls en Keller ontwikkelde multicriteria-methode.

E. Hinloopen
Nederlandse Middenstandsbank
Amsterdam
020 - 5433616

P. Nijkamp
Economische Faculteit V.U.
Postbus 7161
1007 MC Amsterdam
020 - 5484930

1. Inleiding

Evaluatie heeft tot doel een handreiking te doen aan het kernprobleem van de economie, nl. het rationeel beoordelen van keuzemogelijkheden onder schaarstevoorwaarden. Dit rationaliseren van keuzevraagstukken heeft uiteraard een groot aantal verschijningsvormen, variërend van de keuze tussen verschillende goederen bij een consument tot de keuze tussen verschillende beleidsplannen bij een overheid. In dit kader zijn vanaf de jaren zeventig verschillende evaluatiemethoden ontwikkeld, die diende om het ingewikkelde proces van rationeel kiezen van een 'decision-maker' meer transparant te maken. Daartoe werden de verschillende aspecten van een keuzevraagstuk systematisch ontleed: er zijn verschillende, elkaar meestal uitsluitende alternatieve keuzemogelijkheden (in aantal variërend van 2 tot oneindig); er is een verzameling effecten van elke keuzemogelijkheid t.a.v. de relevante beoordelingscriteria (gemeten op een binaire, kwalitatieve, ordinale of cardinale meetschaal); er is een verzameling prior informatie over het relatieve belang van een of meerdere criteria, effecten of alternatieven (bijv. in termen van gewichten, doelmatigheid of aanvaardbaarheid).

Helaas is in sommige gevallen een verenging van de discussie opgetreden, waardoor evaluatieproblemen werden ingepakt tot project-evaluatievraagstukken. Daardoor ontstond soms een 'dogmatische' discussie tussen 'advocaten' van de (neo-klassiek georiënteerde) kosten-batenanalyse en 'nieuwlichters' op het terrein van multiple criteria analyse (MCA). Twee opmerkingen zijn in dit verband van belang. Ten eerste, bij projectbeoordeling is onder een aantal voorwaarden (zoals een perfect werkend markt-mechanisme, een volledige en kwantitatieve informatie, en een streven naar efficiency gepaard aan een verwaarlozing van 'equity') de kosten-batenanalyse theoretisch gezien een superieure aanpak. Helaas is in de praktijk aan genoemde vooronderstellingen meestal niet voldaan, zodat in dat geval de kosten-batenanalyse een surrogaatbenadering dreigt te worden. Ten tweede, evaluatie reikt veel verder dan projectbeoordeling: het betreft hier immers beslissingen van individuen, gezinnen, groepen of overheidsorganen op een ruimer terrein dan goed afgebakende projecten (bijv. wel of niet op vakantie gaan, wel of niet invoeren van een nieuw onderwijsprogramma, etc.). De (conventionele) projectevaluatie is nog behept met een andere beperking, nl. het uitgangspunt van een 'optimizing decision-maker', terwijl in werkelijkheid een 'satisficing behaviour' (gebaseerd op begrensd rationaliteit à la Simon) of zelfs een 'justifying behaviour' veel belangrijker zijn. Daarom blijft er ruimte voor evaluatiemethoden buiten het gebied van de pure project-evaluatie.

Er is nog een andere reden waarom nieuwe, op maat gesneden evaluatiemethoden in een meer algemene context van groot belang zijn, nl.

het gebrekkige meetniveau van veel gevolgen van (potentiële) beslissingen. 'Measuring the unmeasurable' (zie Nijkamp et al., 1985) is nog steeds een van de grootste problemen op het terrein van evaluatieonderzoek. 'Soft', 'fuzzy' en kwalitatief informatieniveau is een van de meest voorkomende kenmerken van evaluatie-research. Daarom zijn traditionele 'harde' evaluatiemethoden (zoals de 'cost-effectiveness' aanpak, de 'goals-achievement' methode en de gewogen sommeringsmethode) in de praktijk van het evaluatieonderzoek weinig zinvol.

Wél bergen vele 'harde' methoden een gevaar in zich: ze zijn - bij 'harde' informatie - direct toepasbaar en bovendien zeer inzichtelijk, maar ondanks deze voordelen dient opgemerkt te worden dat het gebruik van deze methoden in geval van 'zachte' informatie niet toelaatbaar is: numerieke bewerkingen (zoals optellen, aftrekken, vermenigvuldigen of delen) van kwalitatieve gegevens (bijv. ordinale of binaire data) is methodologisch niet toegestaan. Doet men dit toch, dan zijn de resultaten op z'n minst dubieus te noemen. In onze bijdrage zullen we ons beperken tot 'zachte' evaluatiemethoden.

In de afgelopen jaren zijn vele methoden ontwikkeld om in te spelen op het 'zachte' informatiegehalte van veel evaluatievraagstukken, zoals overzichtstabelmethoden (waaronder scorekaartmethoden en 'computer-graphic' methoden), gewichtenmethoden, en interactieve (computer) methoden gebaseerd op een samenspel tussen analyst en 'decision-maker' (zie voor een compleet overzicht onder meer Rietveld 1980, en Voogd, 1983). In deze bijdrage zal verder uitsluitend aandacht worden geschonken aan gewichtenmethoden. Daarbij zal tevens aandacht worden geschonken aan de aanpak die door Israëls en Keller, 1986, in een vorig nummer van KM uiteengezet is.

2. Een Scala aan Kwalitatieve Gewichtenmethoden

Gewichtenmethoden zijn de meest bekende multicriteria evaluatiemethoden, hoewel niet altijd methodologisch de meest sterke. Zij gaan uit van informatie over de trade-offs tussen verschillende aspecten van een beslissingsvraagstuk. In geval van niet-monetaire evaluatie bestaan verschillende methoden om gewichten die toegekend worden aan beslissingscriteria te ramen, nl. 'revealed preference' methoden (w.o. ex post afleiding van prioriteiten uit het feitelijk keuzegedrag, en raming van prioriteiten op basis van officiële uitspraken of documenten), 'stated preference' methoden (w.o. het gebruik van enquêtes of interviews met 'decision-makers'), en 'fictitious preference' methoden (gebaseerd onder meer op beleidsscenario's, op simulatie-experimenten of op 'dissimulatie'-experimenten) (zie voor meer details Nijkamp et al., 1985).

In sommige gevallen wordt manhaftig geprobeerd een link te leggen

tussen kwalitatieve informatie en kwantitatieve implicaties daarvan (zie bijv. Rietveld, 1982). Verschillende van deze gewichtenmethoden worden (direct of indirect) gebruikt bij diverse kwalitatieve multicriteria analyses. Er is inmiddels een heel scala aan kwalitatieve multicriteria analyses ontstaan, die allemaal hun eigen merites hebben. Voor beelden van zulke methoden gebaseerd op ordinale gegeven zijn: de eigenwaarde methode (Saaty, 1977; Lootsma, 1980), de extreme verwachte waarde methode (Kmietowicz en Pearman, 1981; Rietveld, 1980), de permutatiemethode (Paelinck, 1977), de frequentiemethode (van Delft en Nijkamp, 1977), de multidimensionale schalingsmethode (Nijkamp en Voogd, 1981), en de 'mixed' data methode (Voogd, 1983). In het kort bestek van dit paper zullen deze methoden niet in extenso worden behandeld. De meeste van deze methoden zijn inmiddels ook in de planningspraktijk in Nederland ingeburgerd geraakt. Er zijn echter wel een paar algemene opmerkingen over deze methoden te maken.

Verschillende van deze methoden (met name de eenvoudige) behandelen ordinale gegevens als pseudo-cardinale gegevens, waardoor methodologisch vervelde kronkels kunnen ontstaan. Het voordeel van deze eenvoudige methoden is hun inzichtelijkheid en directe toepasbaarheid, waardoor ze - ondanks een vaak foutief gebruik van categorische of ordinale data - toch vaak een grote populariteit genieten. Verschillende ingewikkelde technieken daarentegen (zoals de multidimensionale schalingsmethoden) zijn methodisch veel meer verantwoord, maar vanwege hun statistisch-mathematisch gehalte minder inzichtelijk (en dus in de praktijk vaak minder acceptabel). De complexe computerbewerkingen blijken hier vaak remmend op de populariteit te werken.

Recentelijk is geprobeerd een compromis te vinden tussen de eisen verbonden aan mathematische complexiteit, computergebruik, en methodologische zuiverheid (zie Hinloopen et al., 1983). De hiervoor speciaal ontworpen methode, de zgn. Regime methoden, gaat uit van de volgende voorwaarden:

- de aanpak dient methodisch zuiver te zijn (en dus geen duistere of ontoelaatbare operaties op ordinale gegevens toe te passen),
- de aanpak dient inzichtelijk te zijn (en dus voor een modale 'decision-maker' in principe te begrijpen zijn),
- de aanpak dient gemakkelijk toepasbaar te zijn (en dus - indien mogelijk - geen computergebruik te vergen).
- toepassing van de methode dient altijd tot een antwoord te leiden.

In sectie 3 zullen nu de elementaire principes van deze Regime methode verder uiteengezet worden.

3. Principes van de Regime Methode

Wanneer een MCA-probleem geformuleerd is met behulp van een gewichtenmethode, dan wordt het probleem als volgt geformuleerd. Stel, I alternatieven moeten worden gerangschikt volgens J criteria. Met betrekking tot ieder criterium afzonderlijk is een (partiële) rangorde van alternatieven bekend. Die rangorden worden weergegeven in een zgn. projecteneffecten-matrix E van orde $I \times J$:

$$E = \begin{bmatrix} e_{11} & \text{-----} & e_{1J} \\ & & \\ e_{I1} & \text{-----} & e_{IJ} \end{bmatrix}$$

In deze matrix geeft e_{ij} de plaats in de rangorde waar die wordt ingenomen door alternatief i volgens criterium j . We kunnen zonder verlies van algemeenheid aannemen dat de projecteffecten-matrix zodanig is ingevuld dat als $e_{ij} > e_{i'j}$ alternatief i beter is dan alternatief i' , voor wat betreft criterium j .

Om een uiteindelijke alternatievenrangorde te verkrijgen - dat is immers de oplossing van het vraagstuk - moet een aggregatie over de criteria worden gemaakt. Dit betekent dat er informatie nodig is die de relatieve belangrijkheid van de criteria weer geeft; in het geval van een gewichtenmethode is die informatie gegeven in de vorm van gewichten voor de criteria. In het geval van ordinale informatie echter, wordt de relatieve belangrijkheid van de criteria weergegeven in de vorm van een rangorde van de criteria. Die (partiële) rangorde wordt weergegeven in een zgn. criteria-rangorde-vector W van de orde J :

$$W' = (w_1, \dots, w_J)$$

In deze vector geeft w_j de plaats in de rangorde waar die wordt ingenomen door criterium j . Wederom nemen we aan dat hoe groter w_j des te belangrijker criterium j is.

Net als diverse andere evaluatiemethoden is de Regime methode gebaseerd op een paarsgewijze vergelijking van alternatieven. De reden hiervoor is dat dan de onderlinge vergelijking van twee alternatieven niet afhangt van de projecteffecten en de aanwezigheid van andere alternatieven. De uiteindelijke onderlinge rangorde van twee alternatieven is uiteraard wel afhankelijk van andere alternatieven (vgl. 'independence of irrelevant alternatives'-probleem).

Beschouw nu 2 alternatieven A_i en $A_{i'}$ ($i' \neq i$). Zoals hierboven is aangegeven, is de projecteffecten-matrix zodanig ingevuld dat volgens criterium j ($j=1, \dots, J$) A_i beter is dan $A_{i'}$ als $e_{ij} - e_{i'j} > 0$. Daar de e_{ij} een rangorde van alternatieven representeren, heeft de

grootte van $e_{ij} - e_{i'j}$ geen betekenis, alleen het teken van $e_{ij} - e_{i'j}$ heeft betekenis en wel zo dat dat als $\text{sign}(e_{ij} - e_{i'j}) = +$ dat dan A_i beter is dan $A_{i'}$ voor wat betreft criterium j . Het resultaat van de paarsgewijze vergelijking van alternatieven A_i en $A_{i'}$ voor alle criteria kan worden weergegeven in de vorm van een vector $R_{ii'}$ van de orde J .

$$R_{ii'} = (r_{ii',1}, \dots, r_{ii',J}), r_{ii',j} = \text{sign}(e_{ij} - e_{i'j}), j = 1, \dots, J$$

Zo'n vector wordt een regime genoemd.

Het resultaat van alle paarsgewijze vergelijkingen van alle alternatieven wordt weergegeven door een regime r matrix R van de orde $I(I-1)*J$:

$$R = \begin{bmatrix} r_{121} & \text{-----} & r_{12J} \\ \vdots & & \vdots \\ r_{I, I-1, 1} & \text{-----} & r_{I, I-1, J} \end{bmatrix}$$

Stel dat voor zekere i en i' geldt dat $r_{ii',j} = +$ of $r_{ii',j} = 0$. In dat geval is het duidelijk dat alternatief A_i beter is dan $A_{i'}$. Als echter geldt dat $r_{ii',j} = +$ voor één of meer j en $r_{ii',j} = -$ voor tenminste één andere j , dan moet om alternatieven A_i en $A_{i'}$ met elkaar te kunnen vergelijken een aggregatie over de criteria worden gemaakt; in het geval van ordinale informatie moet dan van de criteria-rangorde vector gebruik worden gemaakt.

In het geval van ordinale informatie geeft de gewichtenvector W de criteria-rangorde weer. De Regime methode interpreteert de criteria-rangorde-vector W als een continue stochastische criteria-gewichten-vector $\underline{W}$ met

$$\underline{W}' = (w_1; \dots, w_J)$$

Hierbij wordt de plausibele veronderstelling gemaakt dat er in principe op de achtergrond een gezamenlijke kansdichtheid van de elementen van $\underline{W}$ bestaat die zodanig is dat de waarden van $w_1, \dots, w_J$ in overeenstemming zijn met de criteria-rangorde-vector.

Om een aggregatie over de criteria te verkrijgen gaat de Regime methode als volgt te werk. Definieer:

$$S(e_{ij} - e_{i',j}) = \begin{cases} 1 & \text{als } \text{sign}(e_{ij} - e_{i',j}) = + \\ 0 & \text{als } \text{sign}(e_{ij} - e_{i',j}) = 0 \\ -1 & \text{als } \text{sign}(e_{ij} - e_{i',j}) = - \end{cases}$$

Aan ieder paar van alternatieven wordt de volgende stochastische grootheid toegevoegd:

$$S_{ii'} = \sum_{j=1}^J S(e_{ij} - e_{i',j}) * \underline{w}_j$$

Om alternatieven A_i en $A_{i'}$ met elkaar te vergelijken hanteert de Regime methode de volgende grootheid:

$$P_{ii'} = \text{Prob}(S_{ii'} > 0)$$

en:

$$P_i = \frac{1}{I-1} \sum_{i \neq i'} P_{ii'}$$

Dan is P_i de gemiddelde kans dat alternatief A_i beter is dan een ander alternatief. De uiteindelijke alternatieven-rangorde wordt dan ook bepaald door de rangorde van de P_i .

Tot zover het principe van de Regime methode. Er dient echter nog een aantal kanttekeningen gemaakt te worden. Ten eerste is het zo dat om de uiteindelijke alternatieven-rangorde te bepalen de P_i en dus de $P_{ii'}$ bekend moeten zijn. Cruciaal bij het berekenen van de $P_{ii'}$ is de kansdichtheid van $\underline{W}$ die wordt gebruikt. Aangezien $\underline{W}$ een rangorde van criteria representeert is de uniforme dichtheid de meest plausibele kansdichtheid die voor $\underline{W}$ in aanmerking komt. Het argument daarvoor is dat wanneer de criteria-rangorde vector $\underline{W}$ wordt geïnterpreteerd als een stochastische criteria-gewichten-vector $\underline{W}$ er geen reden is om aan te nemen dat de kans dat $\underline{W}$ een bepaalde gewichtenset aanneemt (die aan de criteria-rangorde voldoet) anders is dan de kans op een andere gewichtenset (die aan de criteria-rangorde voldoet). Met andere woorden, de criteria-gewichten-vector $\underline{W}$ kan iedere gewichtenset die aan de criteria-rangorde voldoet met een evengrote kans aannemen. Deze redenering staat bekend als het 'principle of insufficient reason' (Taha, 1976) waarop ook het zgn. Laplace criterium is gebaseerd om een beslissing onder onzekerheid te nemen. Indien er echter in een bepaald praktijkgeval aanwijzingen zijn om een andere dichtheid te hanteren (bijvoorbeeld de normale), dan heeft dit uiteraard gevolgen voor de waarden van $P_{ii'}$ en derhalve voor de uiteinde

lijke alternatieven rangorde.

De tweede opmerking betreft $S(e_{ij} - e_{i'j})$. De gehanteerde definitie impliceert dat bij een paarsgewijze vergelijking van twee niet numeriek verschillende alternatieven de verschillen in projecteffecten aan elkaar gelijk worden gesteld. Dit komt overeen met de filosofie achter Kendall's rangcorrelatiecoëfficiënt. Een argument hiervoor is dat wanneer de projecteffecten niet op een één of andere manier gemeten kunnen worden (bijvoorbeeld, een aanschaf van een auto, met als een vorm de criteria: model D, er geen reden is om de verschillen in projecteffecten verschillend van elkaar te behandelen. Is het echter zo dat de verschillen in projecteffecten wel te meten zijn, maar door omstandigheden niet bekend zijn, dan kunnen de verschillen van de projecteffecten worden geïnterpreteerd als stochastische grootheden die uniform verdeeld zijn, wederom gebruik makend van het principe of 'insufficient reason'. In paragraaf 5.3 wordt op deze aanpak nader ingegaan.

Aan de hand van het volgende schema zal nu met behulp van eenvoudige voorbeelden de praktische uitwerking van de methode worden uitgelegd.

criteria		ordinaal		gemengd			
		geen ties	ties	geen ties	ties		
projecteffecten							
ordinaal	geen ties	sectie 4	subsectie 5.2	subsectie 5.3			
	ties	subsectie 5.1					
gemengd	geen ties						
	ties						

De Regime methode was oorspronkelijk opgezet om zonder computer-hulp een multicriteria evaluatie uit te voeren. In het algemeen blijkt het inderdaad mogelijk om tot een aantal van 5 à 6 criteria met eenvoudige lekenkundige bewerkingen te volstaan. Bij meer dan 6 of 7 criteria wordt het zeker wel zo omvattend, dat computergebruik eigenlijk dringend nodig is. Ditzelfde geldt voor keuzesituaties met gemengde informatie.

4. Praktische Uitwerking van de Regime Methode

In deze paragraaf wordt er van uit gegaan dat alle informatie ordinaal is en dat er geen ties zijn. Onderstaand voorbeeld is een illustratie van de werking van de methode.

	Criterion 1	Criterion 2	Criterion 3	Criterion 4
Alternatief 1	3	2	1	1
Alternatief 2	2	1	2	3
Alternatief 3	1	3	3	2

Aangenomen wordt dat de criteria zodanig zijn gerangschikt dat de belangrijkheid van de criteria dalend is van links naar rechts.

Als de alternatieven A_1 en A_2 met elkaar vergeleken worden is het bijbehorende regime:

$$R_{12} = (+, +, -, -)$$

hieruit volgt dat:

$$S_{12} = w_1 + w_2 - w_3 - w_4$$

en

$$P_{12} = \text{Prob}(S_{12} > 0) = \text{Prob}(w_1 + w_2 - w_3 - w_4 > 0)$$

Duidelijk is dat $P_{12} = 1$, immers, hoewel de exacte waarden van de w_j onbekend zijn, is het wel zo dat $w_1 + w_2 > w_3 + w_4$ voor alle w_j met $w_1 > w_2 > w_3 > w_4 \geq 0$.

Nu de alternatieven A_1 en A_3 . Het regime wordt dan:

$$R_{13} = (+, -, -, -)$$

Hieruit volgt dat:

$$S_{13} = w_1 - w_2 - w_3 - w_4$$

Duidelijk is dat $0 < P_{13} < 1$. Het blijkt dat als de w_j 's uniform verdeeld zijn met $w_1 > w_2 > w_3 > w_4 \geq 0$, dat dan geldt (zie Hinloopen 1985a of Hinloopen 1985b).

$$P_{13} = 1/6$$

Tenslotte worden alternatieven A_2 en A_3 met elkaar vergeleken:

$$R_{23} = (+, -, -, +)$$

In dit geval geldt:

$$S_{23} = w_1 - w_2 - w_3 + w_4$$

Eveneens blijkt dat $0 < P_{23} < 1$; en geldt:

$$P_{23} = 1/2$$

In de uiteindelijke alternatieven rangorde is A_3 het beste, dan komt A_1 en als laatste A_2 , want

$$P_1 = 1/2 (1 + 1/6) = 7/12$$

$$P_2 = 1/2 (0 + 1/2) = 1/4$$

$$P_3 = 1/2 (5/6 + 1/2) = 2/3$$

5. Uitbreidingen van de Regime methode in het Geval van Ties en Gemengde Data

5.1. Ties in de projecteffecten

Het voorbeeld van paragraaf 4 wordt nu aangepast om het geval van ties in de projecteffecten duidelijk te maken.

	Criterion 1	Criterion 2	Criterion 3	Criterion 4
Alternatief 1	2	2	1	1
Alternatief 2	2	1	2	3
Alternatief 3	1	3	3	2

Ten opzichte van het voorbeeld uit paragraaf 4, is deze tabel alleen veranderd dat voor wat betreft criterium 1 alternatieven A_1 en A_2 op een gedeelde eerste plaats staan. Alleen R_{12} verandert dus:

$$R_{12} = (0, +, -, -)$$

$$\text{met } S_{12} = w_2 - w_3 - w_4$$

In dit geval blijkt dat $0 < P_{12} < 1$, en wel dat

$$P_{12} = 1/2$$

Dit heeft consequenties voor de uiteindelijke alternatieven rangorde, want:

$$P_1 = 1/2 (1/2 + 1/6) = 1/3$$

$$P_2 = 1/2 (1/2 + 1/2) = 1/2$$

$$P_3 = 1/2 (5/6 + 1/2) = 2/3$$

We zien dat alternatieven A_1 en A_2 van plaats zijn verwisseld.

Duidelijk moge zijn dat de Regime methode essentieel niet verandert wanneer er ties in de projecteffecten zijn.

5.2. Ties in de criteria-rangorde

Ook in deze paragraaf wordt het voorbeeld van paragraaf 4 gebruikt, met dien verstande dat wordt aangenomen dat de twee minst belangrijke criteria - C_3 en C_4 - even belangrijk zijn, met andere woorden, w_3 en w_4 zijn aan elkaar gelijk. Dit heeft uiteraard geen gevolgen voor de R_{ii} , die blijven hetzelfde als in paragraaf 4. De P_{ii} , echter kunnen wel gaan veranderen.

Ten eerste alternatieven A_1 en A_2 . Wederom geldt dat $P_{12} = 1$, omdat, wanneer geldt dat $w_1 > w_2 > w_3 = w_4 \geq 0$, dat dan geldt $w_1 + w_2 - w_3 - w_4 > 0$.

Vervolgens alternatieven A_1 en A_3 . We zien dat nog steeds geldt $0 < P_{13} < 1$. In dit geval echter geldt dat (zie Hinloopen 1985a).

$$P_{13} = 1/3$$

Als laatste alternatieven A_2 en A_3 . In dit geval wordt $P_{23} = 1$, immers, wanneer geldt dat $w_1 > w_2 > w_3 = w_4 > 0$, dan geldt dat $w_1 - w_2 - w_3 + w_4 = w_1 - w_2 > 0$.

Omdat in dit geval geldt dat:

$$P_1 = 1/2 (1 + 1/3) = 2/3$$

$$P_2 = 1/2 (0 + 1) = 1/2$$

$$P_3 = 1/2 (2/3 + 0) = 1/3$$

wordt de alternatieven rangorde A_1, A_2, A_3 .

Ook in het geval van ties in de criteria-rangorde verandert de methode niet wezenlijk.

5.3. Gemengde data

In het geval van gemengde data, ongeacht of die zich in de project-effecten of in de criteria-rangorde voordoen en ongeacht of er ties aanwezig zijn, gaat de Regime methode anders te werk.

Aan de stochastische criteria-gewichten wordt de eis opgelegd dat ze gestandariseerd zijn. Zij λ_j het gestandariseerde stochastische gewicht van criterium j . Dan wordt het oorspronkelijke gewicht als volgt gestandariseerd:

$$\lambda_j = \frac{w_j}{\max \{w_k\}}$$

$$k = 1, \dots, J$$

De reden dat op deze manier wordt gestandariseerd is dat dan de vector Δ uniform verdeeld is.

De verschillen in projecteffecten worden op dezelfde manier behandeld als de criteria-rangorde. De verschillen in projecteffecten worden geïnterpreteerd als uniform verdeelde stochastische grootheden. Bovendien is het zo dat de verschillen in projecteffecten gestandariseerd moeten zijn.

Zij $d_{ii'j}$ het gestandariseerde verschil van e_{ij} en $e_{i'j}$. Dan wordt de volgende standarisatie toegepast:

$$d_{ii'j} = \frac{e_{ij} - e_{i'j}}{\max\{e_{ij}, e_{i'j}\}}$$

De reden om te standaardiseren is de verschillen in projecteffecten op verschillende criteria met elkaar vergelijkbaar te doen zijn.

Omdat de rangorde van e_{ij} en $e_{i'j}$ bekend is en omdat het verschil tussen e_{ij} en $e_{i'j}$ uniform verdeeld wordt verondersteld, is

$d_{ii'j}$ uniform verdeeld op het interval $(0,1)$ als $e_{ij} > e_{i'j}$ of uniform verdeeld op $(-1,0)$ als $e_{ij} < e_{i'j}$, terwijl dan $-d_{ii'j}$ uniform verdeeld is op $(0,1)$.

Om nu alternatieven A_i en $A_{i'}$ met elkaar te vergelijken wordt de grootheid $S_{ii'}$ vervangen door:

$$Z_{ii'} = \sum_{j=1}^J d_{ii'j} * \lambda_j$$

en

$$P_{ii'} = \text{Prob}(Z_{ii'} > 0)$$

Aan de hand van enkele eenvoudige voorbeelden zal worden nagegaan wat de consequenties van deze benadering zijn in het geval van uitsluitend ordinale data en hoe deze benadering het mogelijk maakt met gemengde data te werken.

	Criterium 1	Criterium 2
Alternatief 1	2	1
Alternatief 2	1	2

Aangenomen wordt dat criterium C_1 belangrijker is dan C_2 .

In dit geval wordt

$$R_{12} = (+, -)$$

en

$$S_{-12} = w_{-1} - w_{-2}$$

Hieruit volgt dat:

$$P_{12} = \text{Prob}(S_{-12} > 0) = \text{Prob}(w_{-1} - w_{-2} > 0) = 1 \text{ als } w_{-1} > w_{-2} \geq 0.$$

Tevens geldt dat d_{-121} en $-d_{-122}$ uniform verdeeld zijn op $(0,1)$.

Bovendien geldt dat $\lambda_{-1} = 1$ en λ_{-2} uniform verdeeld is op $(0,1)$.

Hieruit volgt dat:

$$Z_{-12} = d_{-121} + d_{-122} * \lambda_{-2}$$

In dit geval geldt dat:

$$P_{12} = \text{Prob}(Z_{-12} > 0) = 3/4$$

Bewijs: $\text{Prob}(Z_{-12} > 0) =$

$$\begin{aligned} & \text{Prob}(Z_{-12} > 0 \mid d_{-121} > -d_{-122}) * \text{Prob}(d_{-121} > -d_{-122}) + \\ & + \text{Prob}(Z_{-12} > 0 \mid d_{-121} < -d_{-122}) * \text{Prob}(d_{-121} < -d_{-122}). \end{aligned}$$

Aangezien d_{-121} en $-d_{-122}$ uniform verdeeld zijn op $(0,1)$ geldt dat

$$\text{Prob}(d_{-121} > -d_{-122}) = \text{Prob}(d_{-121} < -d_{-122}) = 1/2$$

Verder geldt dat $\text{Prob}(Z_{-12} > 0 \mid d_{-121} > -d_{-122}) = 1$, triviaal

zij $\partial_{-121} = \frac{d_{-121}}{-d_{-122}}$. Neem aan dat $d_{-121} < -d_{-122}$.

Dan is ∂_{-121} uniform verdeeld op $(0,1)$. Invullen in Z_{-12} geeft:

$$Z_{-12} = -d_{-122} * \partial_{-121} + d_{-122} * \lambda_{-2} = -d_{-122} * (\partial_{-121} - \lambda_{-2})$$

Dan volgt dat $\text{Prob}(Z_{-12} > 0 \mid d_{-121} < -d_{-122}) =$

$$\text{Prob}(-d_{-122} * (\partial_{-121} - \lambda_{-2}) > 0) = 1/2$$

Dus: $\text{Prob}(Z_{-12} > 0) = 1 * 1/2 + 1/2 * 1/2 = 3/4 \quad \square \quad \text{Q.E.D.}$

We zien dus dat de twee verschillende typen van de Regime methode in het algemeen tot verschillende P_{ii} leiden. Als de verschillen van de projecteffecten als stochastische grootheden worden gezien, dan is het aantal P_{ii} met $P_{ii} = 1$ of $P_{ii} = 0$ kleiner dan wanneer de rangcorrelatiecoëfficiënt van Kendall wordt gebruikt. Bovendien is het zo dat het berekenen van de P_{ii} gecompliceerder wordt. Numeriek zijn de P_{ii} uiteraard eenvoudig te benaderen door een aantal simulaties uit te voeren. Het zou hierbij interessant zijn te onderzoeken wat de gevoeligheid van de uiteindelijke alternatieven rangorde

is voor het gekozen type Regime methode.

Terug naar ons voorbeeld. Stel dat de informatie voor wat betreft criterium 1 cardinaal is, bv. $e_{11} = 20$ en $e_{21} = 8$. Dan geldt dat $d_{121} = \frac{20-8}{20} = .6$.

Hieruit volgt dat:

$$P(Z_{-12} > 0) = P((.6 + d_{-122} * \lambda_{-2}) > 0) = .6 - .6 \ln .6 = .9$$

Bewijs: λ_{-2} en d_{-122} zijn onderling onafhankelijk uniform verdeeld op $(0,1)$.

Dan geldt: $P((.6 + d_{-122} * \lambda_{-2}) > 0) = P((-d_{-122} * \lambda_{-2}) < .6)$

$$1 - P(-d_{-122} * \lambda_{-2} > .6) = 1 - \int_{.6}^1 \int_{.6}^1 dy dx = 1 - .4 - .6 \ln .6 = .9$$

Uiteraard zijn er diverse andere voorbeelden te bedenken waarbij sprake is van gemengde informatie. Bovenstaande moge echter een voldoende illustratie zijn van het feit dat als op een dergelijke wijze het gemengde multi interia evaluatie vraagstuk wordt benaderd dat a) de ordinale informatie niet als cardinale informatie wordt behandeld en b) van de cardinale informatie niets verloren gaat. Een nadeel van bovenstaande aanpak dat bij praktijkgevallen vrijwel altijd gebruik moet worden gemaakt van de computer.

6. Commentaar op de Multicriteria-Analyse voor Ordinale Data Voorge- steld door Israëls en Keller (1986)

Na de voorgaande beschouwingen kan het zinvol zijn beknopt in te gaan op enige aspecten van de multicriteria-aanpak voor ordinale data, zoals die in een eerder artikel in een voorgaand nummer van KM door Israëls en Keller (1986) beschreven is. Vooraf zij opgemerkt dat de auteurs zich - voor wat betreft de beschrijving van de Regime methode - baseren op een (inmiddels reeds enigszins verouderde) versie van de multicriteria methode, maar dit valt uiteraard de auteurs niet te verwijten. Daarom is in het voorgaande artikel gepoogd een beknopte beschrijving te geven van de laatste stand van zaken.

In de eerste plaats zij opgemerkt dat bij de door deze auteurs toegepaste paarsgewijze vergelijking van alternatieven impliciet de rangcorrelatiecoëfficiënt van Kendall wordt gebruikt. Dit is in het kader van de hantering van ordinale data een plausibele aanpak, die ook bij andere kwalitatieve multicriteria methoden (zoals de concordantie analyse, de permutatiemethode en de Regime methode) wordt gevolgd. Voorzover echter ook informatie beschikbaar is op een hoger meetniveau dan het ordinale, is dit echter een beperkende aanpak, zoals in de laatste alinea van sectie 3 van onze bijdrage uiteengezet is. Uit de bijdrage van Israëls en Keller (1986) wordt niet geheel

duidelijk in welke mate het mogelijk is informatie van verschillend meetniveau - de meest voorkomende situatie bij evaluatie-analyse - in de analyse te betrekken (zie onze sectie 5.3).

Een tweede opmerking betreft de door stelling Israëls en Keller (1986) ingevoerde Stelling 2 over transitiviteit en de daaropvolgende Definitie 2 over dominantie-scores. Het is uit vele bijdragen op dit terrein bekend dat bij toepassing van paarsgewijze vergelijkingsmethoden zich altijd intransiviteitssituaties kunnen voordoen. Desalniettemin is bij Israëls en Keller (1986) definitie 2 als cruciaal onderdeel van hun methode gebruikt.

Tot aan Definitie 2 is hun methode in principe gelijk aan de concordantie-analyse of de Regime methode: als er een dominantie-relatie is tussen twee alternatieven, geven al deze methoden dezelfde uitkomst. Deze methoden leiden echter tot een verschillend resultaat, wanneer twee alternatieven vergeleken worden waarvoor geen dominantie-relatie geldt. In dat geval impliceert deze stelling dat die alternatieven ten opzichte van elkaar even goed zijn. Deze laatste implicatie kan echter tot vreemde resultaten aanleiding geven, zoals aangetoond kan worden met behulp van de informatie vervat in hun Tabel 1. De tekens van verschillen tussen alternatieven zijn hieronder in tabelvorm weergegeven:

	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5
$(A_1 - A_4)$	+	-	-	0	+
$(A_2 - A_4)$	+	-	-	-	0

Aangezien er geen dominantie-relatie tussen A_1 en A_4 bestaat, worden A_1 en A_4 even goed verondersteld. In dat geval geldt echter impliciet dat: $w_1 - w_2 - w_3 + w_5 = 0$. Als dit laatste echter het geval is, dan volgt hieruit dat: $w_1 - w_2 - w_3 - w_4 < 0$.

De implicatie van het laatste is echter dat A_4 beter is dan A_2 (zie bovenstaande tabel). Dit resultaat is echter in tegenspraak met de implicatie van de Israëls en Keller (1986) aanpak, dat bij afwezigheid van dominantie tussen A_2 en A_4 beide even goed zouden zijn. Een dergelijke tegenspraak geeft aan dat het gebruik van paarsgewijze methoden - zonder een probabilistische aanpak - licht tot problemen kan leiden.

De (op zich interessante) aanpak van dummificeren in sectie 6 van Israëls en Keller (1986) kan ook tot enige problemen leiden, zoals aangetoond kan worden met behulp van de door de auteurs gebruikte Tabel 4. Voor criteria C_1 en C_5 is A_1 uiteraard de beste keus. De score die A_1 krijgt is echter volgens Tabel 8 uit hun sectie 6 verschillend: voor criterium C_1 krijgt A_1 3 punten (cumulatief) en

voor C_5 krijgt A_1 2 punten (cumulatief). Dit betekent dus dat A_1 afhankelijk is van de rangorde van de andere alternatieven, hetgeen een weinig aantrekkelijke eigenschap is.

Tenslotte, de conclusie van de auteurs over de relativiteit van multi-criteria methoden roept dan ook enige bedenkingen op. Onze stelling is eerder dat bij een goed gedefinieerd keuzeprobleem en bij een methodologisch zuivere methode multi-criteria analyse juist een sterk evaluatie-instrument kan zijn.

References

- Van Delft, A. en P. Nijkamp, Multicriteria Analysis and Regional Decision-Making, Martinus Nijhoff, Den Haag/Boston, 1977.
- Hinloopen, E., P. Nijkamp en P. Rietveld, Qualitative discrete multiple criteria choice models in regional planning, Regional Science and Urban Economics, vol. 13, 1983, pp. 77-102.
- Hinloopen, E., De Regime Methode, Doctoraal Scriptie, Interfaculteit Actuarial en Econometrie, Vrije Universiteit, Amsterdam, 1985a.
- Hinloopen, E. and A.W. Smyth, 'A description of the principles of a new multicriteria evaluation technique, the regime method' in: Colloquium Vervoersplanologisch Speurwerk 1985 (1985b).
- Israëls, A.Z. en W.J. Keller, Multicriteria analyse voor ordinale data, Kwantitatieve Methoden, 7, 1986, pp. 49-74.
- Kmietowicz, Z.W. and A.D. Pearman, Decision Theory and Incomplete Knowledge, Gower, Aldershot, 1981.
- Lootsma, T.A., 'Saaty's priority theory and the nomination of a senior professor in operations research', European Journal of Operational Research, 4, 1980, pp. 380-388.
- Nijkamp, P. en H. Voogd, 'New multicriteria methods for physical planning by means of multidimensional scaling techniques', in: Haimes, Y. and Kindler, J. (eds), Water and Related Land Resource Systems, Pergamon Press, Oxford, 1981, pp. 19-30.
- Nijkamp, P., H. Leitner, en N. Wrigley (eds), Measuring the Unmeasurable, Martinus Nijhoff, Dordrecht, 1985.
- Paelinck, J., 'Qualitative multicriteria analysis - applications to

airport location', Environment and Planning A, 9 (8), 1977, pp. 883-895.

Rietveld, P., Multiple Objective Decision Methods and Regional Planning, North-Holland Publ. Co., Amsterdam, 1980.

Rietveld, P., Using ordinal information in decision-making under uncertainty, Research Memorandum 1982-12, Economische Faculteit Vrije Universiteit, Amsterdam, 1982.

Saaty, T.L., 'A scaling method for priorities in hierarchical structures', Journal of Mathematical Psychology, 15, 1977, pp. 234-281.

Taha, H.A., Operations Research, MacMillan, New York, 1976.

Voogd, H., Multicriteria Evaluation for Urban and Regional Planning, Pion, London, 1983.