Voorspelling bedbezetting

8602

Voorspelling bedbezetting

11-2-1986

Rapport no. BDK/KBS/86-02

R.J. Kusters

Voorspelling bedbezetting

11-2-1986

Rapport no. BDK/KBS/86-02

R.J. Kusters

Inhoud

1. Inleiding

2. Niet-situatiegebonden voorspellingen

3. Situatie gebonden voorspellingen

   3.1. Inleiding

   3.2. Gebruikte methoden

   3.3. Illustratie met praktijkgegevens

4. Conclusies

Literatuur

1. Inleiding

Wanneer een specialist beslist, dat een patiënt voor opname in aanmerking komt, zijn er verder in principe twee wegen waarop deze opname tot stand kan komen. Ten eerste is het mogelijk dat de specialist beslist dat het om een spoedgeval gaat. Opname zal dan direct moeten plaatsvinden. Indien er geen ruimte is bij het opnemend specialisme zal deze elders gezocht moeten worden.

De tweede mogelijkheid ontstaat, wanneer er geen sprake is van spoed. De patiënt zal dan een afspraak krijgen, of hij zal, enige dagen voor de opname zal plaatsvinden, opgeroepen worden. De opnamedatum kan, of het nu om een afspraak of om een oproep gaat, alleen vastgesteld worden, wanneer de beslisser er enigszins zeker van kan zijn dat er voor deze patiënt een bed beschikbaar is. Aangezien men op het moment van deze beslissing niet met zekerheid kan weten hoe de bedbezetting op het moment van opname zal zijn, is het nodig hier een voorspelling van te verkrijgen. In dit stuk zal verder bekeken worden hoe men deze voorspelling kan maken.

In principe kan dit probleem op twee manieren benaderd worden. Ten eerste kan men gebruik maken van subjectieve schattingen, zoals die gegeven kunnen worden door specialisten en/of verpleegkundigen. De andere mogelijkheid is, dat men gebruik maakt van statistische methoden. Studies [1, 2, 3] laten zien, dat beide methoden ongeveer even goed functioneren. Echter, bij de subjectieve aanpak blijken na verloop van tijd problemen op te treden bij het verkrijgen van de benodigde informatie, die immers elke dag verworven moet worden. In het vervolg zal hier daarom worden uitgegaan van een statistische wijze van benadering, daar de hiervoor benodigde informatie grotendeels al wel standaard beschikbaar is. Het is niet voldoende om deze voorspelling te genereren voor het gehele ziekenhuis, aangezien men patiënten op de "juiste" afdeling zal willen plaatsen. Hierbij moeten de volgende groepen onderscheiden worden:

Ten eerste is er onderscheid gemaakt tussen patiënten jonger dan 17 jaar en overige patiënten. Deze jongeren worden verder naar geslacht ingedeeld. De overige patiënten worden nu eerst ingedeeld naar specialisme, en vervolgens naar geslacht. Dit resulteert in 22 groepen die als uitgangspunt van de voorspellingen genomen zullen worden.

Bij deze statistische aanpak zijn ook weer twee mogelijkheden denkbaar. Ten eerste kan men in het algemeen de statistische verdeling van het aantal beschikbare bedden bepalen en uitgaande hiervan vaststellen hoeveel bedden er met een bepaalde waarschijnlijkheid minimaal beschikbaar zullen zijn. Verder is het mogelijk om, uitgaande van de situatie op het moment van de beslissing, door middel van extrapolatie een voorspelling van de toestand op het moment van opname te genereren. Beide methoden zullen hieronder aan de orde komen. Ter illustratie zal gebruik gemaakt worden van gegevens die over het jaar 1983 verzameld zijn van klinische patiënten die bij snijdende specialisten opgenomen geweest zijn in een groot algemeen ziekenhuis in Nederland. Op grond van de verkregen resultaten, zal tenslotte bekeken worden in hoeverre de beschreven methoden ingepast kunnen worden in een opnameplanningsmodel.

2. De niet-situatie gebonden voorspelling

Als men op basis van algemene, niet situatie afhankelijke, statistische gegevens een voorspelling wil maken, dan moet men de verdelingsfunctie van de beschikbare capaciteit per groep kennen. Aangezien de toegewezen capaciteit in de loop der tijd kan veranderen o.a. als gevolg van het veranderen van mannen-kamers in vrouwen-kamers (en omgekeerd) zal de verdeling van de beschikbare capaciteit worden benaderd met de verdeling van het aantal gerealiseerde opnamen. Dat dit geen slechte benadering zal zijn blijkt uit het volgende:

- de opnamebeslissing vindt nu zo kort voor de feitelijke opname plaats, dat bekend mag worden verondersteld, hoeveel capaciteit er beschikbaar is. Overschrijdingen zullen hierdoor niet vaak voorkomen, zodat het aantal opgenomen patiënten als ondergrens voor de beschikbare capaciteit kan fungeren
- dat deze ondergrens de bovengrens dicht zal naderen blijkt uit de bezettingsgraad, die rond de 90% schommelt.

Als maatstaf voor het bepalen van de hoeveelheid bedden die men per cluster kan reserveren, kan de efficiëntie genomen worden. Deze is te definiëren als de verwachting van de fractie van de via deze wijze op te roepen patiënten, die zonder problemen opgenomen kan worden. Hierbij moet opgemerkt worden, dat deze efficiëntie wat anders is, als een overschrijdingskans. Het verschil tussen de twee termen kan met een voorbeeld verduidelijkt worden. Als gedurende een zekere periode elke dag 20 patiënten worden opgeroepen, en er is maar ruimte voor 19 patiënten, dan heeft dit tot gevolg dat de overschrijdingskans 1 zal zijn. Op het eerste gezicht is dit een zeer slecht resultaat, en ontstaan elke dag probelmen. Toch is deze situatie niet zo slecht, want 19 van de 20 patiënten kan wel zonder problemen opgenomen worden, een efficiëntie dus van 0.95.

Laat a = het aantal op te roepen patiënten

en p_r = de kans op r vrije bedden, $v = 0, 1, \ldots$

Er geldt nu:

$$\text{efficiëntie} = \frac{1}{a} \cdot E\,\{\text{het aantal patiënten, wat zonder meer kan worden opgenomen}\}$$

$$= \frac{1}{a} \cdot \left(\sum_{r=0}^{a-1} r.p_r + \sum_{r=a}^{\infty} a.p_r \right)$$

$$= \frac{1}{a} \cdot \sum_{r=0}^{a-1} r.p_r + \sum_{r=a}^{\infty} p_r$$

$$= 1 - \frac{1}{a} \cdot \sum_{r=0}^{a-1} (a - r)p_r \qquad (1)$$

Het is nu mogelijk om op eenvoudige wijze bij elke cluster voor een aantal waarden van a te bepalen wat de bijbehorende efficiëntie is. Op basis hiervan kan men nu bepalen welke waarde van a men zal hanteren. Bij het bovenstaande moet opgemerkt worden, dat bij het bepalen van de te benutten waarden van a is uitgegaan van historische gegevens, die hun geldigheid verliezen, als veranderingen worden aangebracht in de status quo, bijvoorbeeld door invoering van een nieuw besturingssysteem of door veranderingen in de medische praktijk. Men moet dus continu de situatie in de gaten blijven houden teneinde alert op dergelijke veranderingen te kunnen reageren.

Tenslotte zal het bovenstaande worden geïllustreerd aan de hand van een voorbeeld. In tabel 1 zal per groep de waarde van a worden gegeven die gekozen zal worden, uitgaande van een geëiste efficiëntie van 0.95. Bij deze tabel moet worden opgemerkt, dat bij het bepalen van p_r, $r = 0, \ldots,$ is uitgegaan van empirische verdelingen.

De waarde van a geeft nu aan het aantal patiënten, dat geruime tijd van te voren een afspraak kan krijgen. Tabel 1 geeft aan, dat er maar twee specialismen zijn waarbij dit in enigerlei mate het geval is, namelijk de specialismen 1 en 3. Het gaat hierbij om de relatief zeer grote specialismen algemene chirurgie en gynaecologie. Bij de andere specialismen is de variantie in de bedbezetting zo groot, dat het niet mogelijk is om zonder nadere informatie afspraken te maken met patiënten. Men kan dus, op basis van deze niet situatie gebonden methode, voor een deel van de patiënten van de twee grootste specialismen op lange termijn (meer dan een week vooruit) afspraken maken. Bij de kleinere specialismen is dit niet mogelijk, en zal men, evenals voor de resterende patiënten van de grote specialismen, gebruik moeten maken van andere (situatie-gebonden) methoden. Een dergelijke methode zal in de volgende paragraaf aan de orde komen.

Tabel 1. Aantallen beschikbare bedden, uitgaande van een efficiëntie van 0,95.

Specialisme	Geslacht	Weekdag				
		ma	di	wo	do	vr
1	m	5	2	2	1	0
	v	4	2	1	1	0
2	m	0	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
3	m	0	0	0	0	0
	v	7	8	8	6	4
4	m	0	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
5	m	1	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
6	m	0	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
7	m	0	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
8	m	0	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
9	m	0	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0
10	m	0	0	1	0	0
	v	0	0	0	0	0
Jeugdigen	m	1	0	0	0	0
	v	0	0	0	0	0

3. De situatie-gebonden voorspelling

3.1. Inleiding

In dit gedeelte zal bekeken worden hoe men, uitgaande van de situatie op het moment van de beslissing, door middel van extrapolatie, een voorspelling van de toestand op het moment van opname kan verkrijgen. Hierbij moet er rekening mee gehouden worden, dat dergelijke voorspellingen gemaakt zullen worden per capaciteitscluster. Er zal hierbij onderscheid gemaakt worden naar specialisme, naar leeftijd en naar geslacht. Dit onderscheid wordt gemaakt, omdat het in de praktijk bij het toewijzen van bedden ook gemaakt wordt.

Eerst zal de methodiek van de voorspellingen behandeld worden. Daarna zal het een en ander geïllustreerd worden aan de hand van de verzamelde gegevens.

3.2. Gebruikte methoden

Per capaciteitsgroep kan nu gekeken worden op dag t, het beslissingsmoment, naar de op dag t+y, de opnamedag, beschikbare hoeveelheid bedden.Hierbij is gebruik gemaakt van een bepaalde definiëring van de toestand op het moment van beslissing en de toestand op het moment van opname. Deze eerste is als volgt:

- de wachtlijstopnamen van die dag hebben reeds plaatsgevonden,
- de spoedopnamen van die dag hebben reeds plaatsgevonden,
- alle ontslagen van die dag hebben reeds plaatsgevonden.

Wat betreft de toestand op het moment van opname wordt verondersteld:

- alle ontslagen hebben reeds plaatsgevonden,
- er hebben nog geen wachtlijstopnamen plaatsgevonden,

Hierbij wordt uitgegaan van de op dag t beschikbare hoeveelheid bedden. Door de veranderingen hiervan te voorspellen kan men komen tot de verwachting van het op dag t+y beschikbare aantal bedden. Deze veranderingen zijn:

a) het aantal wachtlijst opnamen op de dagen t+1, ..., t+y-1,
b) het aantal spoedopnamen op de dagen t+1, ..., t+y,
c) het aantal ontslagen op de dagen t+1, ..., t+y.

Deze laatste factor is samengesteld uit de volgende punten:

c1) het aantal ontslagen uit de op dag t aanwezige patiënten,
c2) het aantal ontslagen uit de op de dagen t+1, ..., t+y met spoed opgenomen patiënten,

c3) het aantal ontslagen uit de op de dagen t+1, ..., t+y-1 opgenomen wachtlijstpatiënten.

Door te stellen, dat er reeds spoedopnamen hebben plaatsgevonden wordt er impliciet ruimte voor deze groep patiënten gereserveerd. Dit aantal spoedopnamen wordt dan namelijk voorspeld, en er wordt bij het reserveren van bedden rekening mee gehouden.

Achtereenvolgens zullen nu de factoren behandeld worden die van invloed zijn op de bedbezetting.

Ad a) het aantal wachtlijstopnamen op de dagen t+1, ..., t+y-1.

Dit kan als bekend verondersteld worden.

Ad b) het aantal spoedopnamen op de dagen t+1, ..., t+y.

Het is niet bekend, hoeveel spoedpatiënten op de komende dagen zullen worden opgenomen. Echter, uit de literatuur [4, 5, 6] volgt, dat aantallen spoedpatiënten per dag vaak poisson verdeeld zijn, waarbij de parameter per weekdag kan verschillen. Op basis hiervan zal er in het onderstaande verder vanuit gegaan worden dat het aantal spoedopnamen per groep per dag poisson verdeeld is. De indeling in deze capaciteitsgroepen is hierbij gemaakt, omdt het de bedoeling is dat spoedpatiënten op de "eigen" afdeling opgenomen worden. Het is dus ook noodzakelijk om bij het bespreken van bedden per capaciteitsgroep rekening te houden met de te verwachten binnenkomst van spoedopnamen.

Laat nu SI(t) het aantal spoedopnamen op dag t zijn. Houdt er rekening mee, dat hier de capaciteitsclusters afzonderlijk besproken worden. Dit aantal SI(t) is dus poisson verdeeld met parameter $\lambda_{SI}(t)$. De t geeft hier aan dat de waarde van de parameter mede afhankelijk is van de dag van de week. Betreffende het aantal spoedopnamen over de dagen t+1, ..., t+y kan nu gesteld worden:

$$E\{\sum_{i=1}^{y} SI(t+i)\} = \sum_{i=1}^{y} \lambda_{SI}(t+i)$$

en

$$V\{\sum_{i=1}^{y} SI(t+i)\} = \sum_{i=1}^{y} \lambda_{SI}(t+i)$$

Hierbij is er vanuit gegaan, dat $SI(t_1)$ onafhankelijk is van $SI(t_2)$, $t_1 \neq t_2$, zodat de som van het aantal opnamen ook een poissonverdeling volgt.

Ad c) het aantal ontslagen uit de op dag t aanwezige patiënten.
Ook dit wordt weer per capaciteitsgroep bekeken. Binnen een capaciteitsgroep kan men de patiënten weer opdelen in groepen die qua ligduur homogeen zijn. Laat nu:

$F_g(y)$ = de cumulatieve verdelingsfunctie van de ligduur van patiënten uit groep g, $g = 1, \ldots, G$

$F_g(y|a)$ = de cumulatieve verdelingsfunctie van de resterende ligduur van een patiënt uit groep g, gegeven dat deze patiënt al a dagen in het ziekenhuis ligt, d.w.z. de kans dat de resterende ligduur kleiner of gelijk is aan a+y gegeven dat de patiënt al a dagen in het ziekenhuis ligt.

$AP_g(t,a)$ = het aantal op dag t aanwezige patiënten uit groep g, die reeds a dagen in het ziekenhuis liggen.

Er geldt nu:

$$F_g(y|a) = \frac{F_g(a+y) - F_g(a)}{1 - F_g(a)}$$

Het aantal ontslagen binnen y dagen per groep kan nu opgevat worden als het resultaat van een trekking uit een binomiale verdeling met parameters $AP_g(t,a)$ en $F_g(y|a)$.
Laat nu:

$AO_g(t,a,y)$ = het aantal ontslagen binnen y dagen van de dag op t aanwezige patiënten uit groep g, die al a dagen in het ziekenhuis zijn.

$AO(t,y)$ = het aantal ontslagen binnen y dagen van de op dag t aanwezige patiënten.

Er geldt nu:

$$E\{AO_g(t,a,y)\} = AP_g(t,a) \cdot \frac{F_g(a+y) - F_g(a)}{1 - F_g(a)}$$

en

$$V\{AO_g(t,a,y)\} = AP_g(t,a) \cdot \frac{(F_g(a+y) - F_g(a))(1-F_g(a+y))}{(1 - F_g(a))^2}$$

Aangezien de ontslagbeslissing alleen afhankelijk is van de toestand en de omstandigheden van de patiënt, kan men stellen dat de aantallen ontslagen tussen de diverse groepen onafhankelijk van elkaar zijn. Er geldt dan:

$$E\{AO(t,y)\} = \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} E\{AO_g(t,a,y)\},$$

en

$$V\{AO(t,y)\} = \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} V\{AO_g(t,a,y)\},$$

Het is mogelijk, om hier extra informatie in te verwerken. Het is zeer goed denkbaar, dat de ontslagen die op dag t+1 zullen plaatsvinden, reeds op dag t bekend zijn.

Laat $AP_g^*(t,a)$ = het aantal op dag t aanwezige patiënten uit groep g, die reeds a dagen in het ziekenhuis liggen en die niet op dag t+1 ontslagen zullen worden.

Er geldt nu:

$$E\{AO(t,y)\} = \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} (AP_g(t,a)-(AP_g^*(t,a)) + $$

$$+ AP^*_g(t,a) \frac{F_g(a+y) - F_g(1+a)}{1 - F_g(a+1)})$$

en

$$V\{AO(t,y)\} =$$

$$= \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} AP_g^*(t,a) \frac{(F_g(a+y) - F_g(1+a) (1 - F_g(a+y))}{(1 - F_g(a+1))^2}$$

Verdere voorkennis, die meegenomen kan worden, is het gegeven, dat er op zondag in principe geen patiënten ontslagen zullen worden. Als in de periode t+2, ..., t+y geen zondag voorkomt, dan kunnen de bovenstaande formules gehanteerd worden. Valt echter dag t+b, $2 \leq b \leq y$ op een zondag, dan geldt het volgende:

$$E\{AO(t,y)\} = \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} (AP_g(t,a) - AP_g^*(t,a))$$

$$+ \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} AP_g^*(t,a) * \frac{F_g(a+y) - F_g(a+1) - F_g(a+b) + F_g(a+b-1)}{1 - F_g(a+1) - F_g(a+b) + F_g(a+b-1)}$$

en

$$V\{AO(t,y)\} = \sum_{g=1}^{G} \sum_{a=1}^{\infty} AP_g^*(t,a) *$$

$$* \frac{(F_g(a+y) - F_g(a+1) - F_g(a+b) + F_g(a+b-1))*(1-F_g(a+b-1))}{(1 - F_g(a+1) - F_g(a+b) + F_g(a+b-1))^2}$$

ad C2) het aantal ontslagen uit de op de dagen t+1, ..., t+y met spoed opgenomen patiënten.

Laat SO(t+i, y) $1 \leq i \leq y-1$ het aantal patiënten zijn, dat op dag t+i met spoed is opgenomen en uiterlijk dag t+y weer ontslagen is. Laat verder $F_s(y)$ de cumulatieve verdelingsfunctie zijn van de ligduur van spoedpatiënten. Er wordt hier weer per capaciteitsgroep gerekend. Het is niet mogelijk om verder onderscheid te maken aangezien niet bekend is, welke spoedpatiënten opgenomen zullen worden. Het aantal ontslagen kan weer beschouwd worden als het resultaat van een trekking uit een binomiale verdeling met parameters SI(t+i) en $F_s(y-i)$. Aangezien SI(t+i) poisson verdeeld is, is er hier sprake van een binomiale verdeling "mixed" met poisson gewichten. Het resultaat is [7, blz. 53] een poissonverdeling met parameter $\lambda_s(t+i) * F_s(y-i)$. Aangezien de ontslagbeslissingen van de verschillende patiënten als onafhankelijke gebeurtenissen beschouwd kunnen worden, geldt nu dat het totaal aantal patiënten, dat op de dagen t+1, ..., t+y met spoed is opgenomen, en dat uiterlijk op dag t+y weer ontslagen is, ook poisson verdeeld is. De parameter van deze verdeling is $\sum_{i=1}^{y} \lambda_s(t+i) * F_s(y-i)$ zodat:

$$E\{\sum_{i=1}^{y} SO(t+i,y)\} = \sum_{i=1}^{y} \lambda_s(t+i) * F_s(y-i)$$

en

$$V\{\sum_{i=1}^{y} SO(t+i,y)\} = \sum_{i=1}^{y} \lambda_s(t+i) * F_s(y-i)$$

Ad c3) Het aantal ontslagen uit de op de dagen t+1, ..., t+y-1 opgenomen wachtlijstpatiënten.

Laat $WI_g(t+i)$ het aantal wachtlijstopnamen op dag t+i zijn, uit groep g. Ook hier wordt weer per capaciteitsgroep gekeken. Niet alleen het aantal wachtlijstopnamen is bekend, maar ook welke patiënten dit zullen zijn. Hierdoor is het mogelijk een verdere indeling in groepen te hanteren. Wel moet deze indeling dan gebaseerd zijn op kenmerken van patiënten die voor de opname al bekend zijn. Laat verder $WO_g(t+i, y)$ het aantal patiënten zijn, dat op dag t+i van de wachtlijst opgenomen en dat uiterlijk op dag t+y weer ontslagen is. Dit aantal kan weer beschouwd worden als het resultaat van een trekking uit een binomiale verdeling met parameters $WI_g(t+i)$ en $F_g(y-i)$. Vanwege de onafhankelijkheid van de ontslagbeslissing geldt nu:

$$E\{\sum_{i=1}^{y-1} \sum_{g=1}^{G} WO_g(t+i, y)\} = \sum_{i=1}^{y-1} \sum_{g=1}^{G} WI_g(t+i) * F_g(y-i)$$

en

$$V\{\sum_{i=1}^{y-1} \sum_{g=1}^{G} WO_g(t+i, y)\} = \sum_{i=1}^{y-1} \sum_{g=1}^{G} WI_g(t+i) * F_g(y-i) * (1 - F(y-i))$$

Nu de afzonderlijke factoren, die van invloed zijn op de bedbezetting, besproken zijn, kunnen ze samen genomen worden om zo een voorspelling van de bedbezetting op dag t+y te verkrijgen. De bedbezetting wordt beïnvloed door een aantal ontslagbeslissingen en door een aantal beslissingen t.a.v. het opnemen van spoedpatiënten. Bij het nemen van deze beslissingen wordt alleen gekeken naar de toestand en de omstandigheden van de patiënt.

Het lijkt dus gerechtvaardigd om te stellen, dat er hier sprake is van een aantal onafhankelijke invloeden. Laat nu AP(t) het aantal aanwezige patiënten op dag t zijn. Er geldt dan (rekening houdend met de definities van de toestanden zoals die aan het begin van deze paragraaf gegeven zijn):

$$E\{AP(t+y)\} = AP(t) + E\{\sum_{i=1}^{y} SI(t+i)\}$$

$$+ \sum_{g=1}^{G} \sum_{i=1}^{y-1} WI_g(t+i)$$

$$- E\{AO(t,y)\}$$

$$- E\{\sum_{i=1}^{y} SO(t+i,y)\}$$

$$- E\{\sum_{g=1}^{y-1} \sum_{i=1}^{G} WO_g(t+i,y)\}$$

en

$$V\{AP(t+y)\} = V\{\sum_{i=1}^{y} SI(t+i)\}$$

$$+ V\{AO(t,y)\}$$

$$+ V\{\sum_{i=1}^{y} SO(t+i,y)\}$$

$$+ V\{\sum_{i=1}^{y-1} \sum_{g=1}^{G} WO_g(t+i,y)\}$$

Te zien is, dat de bedbezetting op dag t+y bepaald wordt door een aantal onafhankelijke stochastische variabelen. Men kan nu de Lindeberg-Feller versie van de centrale limiet stelling aanhalen.
Als het aantal samenstellende termen groot genoeg is, dan is de bedbezetting op dag t+y bij benadering normaal verdeeld met parameters E{AP(t+y)} en V{AP(t+y)}. Wat onder "groot genoeg" moet worden verstaan is afhankelijk van de verdeling van de samenstellende termen. Als deze verdelingen ongeveer symmetrisch zijn, dan is een relatief klein aantal genoeg, is dit niet het geval dan zijn er veel meer nodig. Om een indicatie te geven, bij uniforme verdelingen is een aantal van tien voldoende groot. Als men kijkt naar de verdelingen van de samenstellende termen, dan kunnen hierbij twee groepen onderscheiden worden.
Ten eerste is er de groep verdelingen die de ontslagkansen van de reeds aanwezige patiënten aangeven. Het gaat hierbij om binomiale verdelingen, waarbij de parameter n in de zelfde orde van grootte zal liggen en waarbij de parameter p kan variëren van 0 tot 1. Het gaat hier dus om een aantal links-scheve, rechts-scheve en symmetrische verdelingen. Links- en rechts-scheef kan elkaar compenseren, waardoor

het waarschijnlijk lijkt dat de normale vorm relatief snel gehaald wordt.
Ten tweede is er een groep, die bestaat uit poissonverdelingen, voorzover het gaat om opname en ontslag van spoedpatiënten, en uit binomiale verdelingen met een zeer kleine parameter p, voor zover het gaat om het ontslag van nog op te nemen wachtlijstpatiënten. Aangezien deze binomiale verdelingen goed benaderd kunnen worden met poisson verdelingen, kan het geheel beschouwd worden als een groep onafhankelijke poissonverdelingen. De som van deze factoren is dan ook weer poisson verdeeld, met een parameter die al snel vrij groot wordt, waardoor ook deze verdeling door een normale verdeling benaderd wordt.
De bovenstaande overwegingen in aanmerking nemend, lijkt het reëel te veronderstellen, dat het aantal samenstellende factoren van de bedbezetting groot genoeg is om aan te kunnen nemen dat deze bedbezetting bij benadering normaal verdeeld is met verwachting $E\{AP(t+y)\}$ en variantie $V\{AP(t+y)\}$.
Men kan nu met een gegeven betrouwbaarheid aangeven hoeveel patiënten men kan oproepen. Laat C de capaciteit, het toegewezen aantal bedden van een bepaalde capaciteitsgroep zijn. Het aantal patiënten, dat opgenomen kan worden met een overschrijdingskans α is nu:

$$C - (E\{AP(t+y)\} + u_\alpha \cdot \sqrt{V\{AP(t+y)\}}\ )$$

Hierbij is u_α het $(1-\alpha)$-percential van de standaard normale verdeling. De waarde van de bij overschrijdingskans behorende factor u_α is af te lezen in een tabel van de cumulatieve normale verdeling. Het is goed mogelijk, dat uit deze formule een negatief getal komt. Het aantal op te roepen patiënten zal dan op nul gesteld worden, waardoor de fractie door de opnamebeslissing veroorzaakte, overschrijdingen in realiteit kleiner dan α kan uitvallen. Deze α geeft dus alleen een bovengrens aan.
Na deze behandeling van de gebruikte methodieken, zal nu een en ander geïllustreerd worden met behulp van gegevens uit de praktijk.

3.3. Illustratie met praktijkgegevens

Teneinde de toepasbaarheid van het in de vorige paragraaf ontwikkelde model te controleren, is gebruik gemaakt van de gegevens van patiënten die gedurende een jaar bij een snijdend specialisme zijn opgenomen. Per capaciteitsgroep is per dag t, uitgaande van de bestaande situatie op

die dag een voorspelling gemaakt van de bedbezetting op dag t+y, y=1, ..., 7. Hierbij zijn de volgende capaciteitsclusters onderscheiden:
Ten eerste is er onderscheid gemaakt tussen patiënten jonger dan 17 jaar en overige patiënten. Deze jongeren worden verder naar geslacht ingedeeld. De overige patiënten worden nu eerst ingedeeld naar specialisme, en vervolgens naar geslacht. Dit resulteert in 22 groepen, die als uitgangspunt van de voorspellingen genomen zullen worden. Bovendien zijn deze voorspellingen voor de totale populatie (per geslacht) gemaakt. Deze groepen worden zowel per dag van de week, als over het geheel bekeken. Voor het jaar, waarover de gegevens beschikbaar zijn, is voor elke groep op elke dag t+y, y=1, ..., 7, een voorspelling gegenereerd worden van het aantal wachtlijstpatiënten, dat met waarschijnlijkheid $1-\alpha$ op dag t+y kan worden opgenomen.
Door deze voorspelling van beschikbare capaciteit te vergelijken met de realisatie ervan gedurende het hele jaar, kan het gerealiseerde overschrijdingspercentage en de efficiëntie uitgerekend worden. Onder het gerealiseerd overschrijdingspercentage wordt verstaan het percentage dagen, waarop er meer beschikbare capaciteit voorspeld is, dan er uiteindelijk beschikbaar bleek te zijn. In de vorige paragraaf is gesteld dat α een bovengrens voor dit gerealiseerde percentage zou zijn. Dit blijkt inderdaad te kloppen. Als illustratie hierbij wordt in tabel 2 voor de gehele populatie (opgedeeld naar geslacht) voor een aantal waarden van α de gerealiseerde overschrijdingspercentages bij voorspellingen van 1 tot 7 dagen vooruit gegeven.
Onder de efficiëntie wordt weer verstaan de fractie van het aantal patiënten, voor wie met kans $1-\alpha$ ruimte beschikbaar is, wat ook in werkelijkheid zou kunnen worden opgenomen. Ter illustratie volgt hier in tabel 3 voor de hele populatie (opgedeeld naar geslacht) voor een aantal waarden van α de gerealiseerde efficiënties.

Tabel 2. Gerealiseerde overschrijdingspercentages bij diverse theoretische overschrijdingskansen.

voorspellings horizon	geslacht									
	m					v				
	waarden van α In %					waarden van α in %				
	1	2.5	5	10	20	1	2.5	5	10	20
1	0.8	1.1	3.0	6.6	11.2	1.4	2.7	4.7	7.7	14.0
2	0.3	0.6	1.6	4.4	11.8	0.8	1.6	2.7	4.7	9.0
3	0.0	0.3	0.6	2.5	8.0	0.6	1.1	1.9	3.0	7.1
4	0.0	0.3	0.3	2.5	8.0	0.8	1.4	1.6	3.0	7.1
5	0.0	0.3	0.8	2.7	8.0	0.3	0.8	1.9	3.0	6.0
6	0.0	0.3	0.8	2.5	7.1	0.0	0.3	1.4	3.0	6.3
7	0.3	0.3	0.3	3.3	7.7	0.0	0.3	0.8	2.7	6.0

Tabel 3. Gerealiseerde efficiënties bij diverse waarden van α.

voorspellings-horizon	geslacht									
	m					v				
	waarden van α in %					waarden van α in %				
	1	2.5	5	10	20	1	2.5	5	10	20
1	1.00	1.00	1.00	0.99	0.99	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99
2	1.00	1.00	1.00	0.99	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99
3	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99
4	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99	0.99
5	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00	1.00	1.00	0.99	0.99
6	1.00	1.00	1.00	0.99	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99
7	1.00	1.00	1.00	0.99	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99

De cijfers, in de tabellen 2 en 3 zijn natuurlijk wat geflateerd, omdat geen onderscheid wordt gemaakt naar clusters en weekdagen, maar over het algemeen zijn de resultaten zeer gunstig. Een andere manier om de kwaliteit van deze voorspelmethode te beoordelen, is te bekijken of de uit de voorspellingen voortvloeiende beschikbare opnamecapaciteit voldoende is voor de gerealiseerde wachtlijstopnamen van die dag. Hiertoe is de gemiddelde beschikbare capaciteit per cluster en per weekdag vergeleken met het gemiddelde aantal gerealiseerde wachtlijstopnamen. Ter illustratie wordt in tabel 4 voor de hele populatie, opgesplitst naar geslacht, voor een aantal waarden van α weergegeven hoeveel procent van het gerealiseerde aantal wachtlijstopnamen men a.d.h. van de voorspellingen gemiddeld kan oproepen. Te zien is, dat hier een verschil optreedt tussen de cijfers bij mannen, en die bij vrouwen. Dit verschil verdwijnt, als in plaats van de beddenverdeling tussen de specialismen zoals die feitelijk gebruikt werd, een bedtoewijzing op basis van aantallen ligdagen gehanteerd wordt.

Tabel 4. Het percentage van de gemiddelde gerealiseerde wachtlijstopnamen waar volgens de voorspellingen plaats voor is.

voorspellings-	geslacht									
horizon	m					v				
	waarden van α in %					waarden van α in %				
	1	2.5	5	10	20	1	2.5	5	10	20
1	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
2	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
3	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
4	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
5	87	99	100	100	100	100	100	100	100	100
6	75	87	100	100	100	100	100	100	100	100
7	66	78	94	100	100	100	100	100	100	100

Te zien is, dat het mogelijk is om een aantal dagen vooruit met een redelijk kleine overschrijdingswaarschijnlijkheid een groot deel van de wachtlijstpatiënten op te roepen. Om te beoordelen of dit voldoende is, zal eerst moeten worden vastgesteld aan de hand van welke norm deze beoordeling zal plaatsvinden. Vervroegd oproepen van patiënten heeft twee voordelen:

- de verpleegafdelingen zijn eerder op de hoogte van een (relatief groot) deel van de nieuw op te nemen patiënten. Dit geeft de leiding van de afdelingen de gelegenheid om maatregelen te nemen bij eventuele pieken in de te verwachten werklast. Hiervoor is het voldoende dat deze kennis een à twee dagen van te voren beschikbaar is. Uit de resultaten komt naar voren dat dit voor de meeste clusters goed mogelijk is.
- Een tweede voordeel is, dat patiënten een langere periode tussen het moment van oproep en het moment van opname krijgen waardoor het eenvoudiger is allerlei noodzakelijke maatregelen te treffen. De ene patiënt heeft hiervoor meer tijd nodig dan de andere.

Van de Valk [8] heeft een enquête gehouden onder 150 wachtlijstpatiënten. Hij heeft deze patiënten gevraagd hoeveel tijd ze tussen oproep en opname wensten, en hoeveel tijd ze minimaal eisten. De resultaten staan samengevat in tabel 5.

Tabel 5. Gewenste/geëiste oproeptermijn

minimaal aantal dagen	cumulatief % patiënten met deze wens	eis
7	33.8	4.8
6	33.8	4.8
5	35.8	7.5
4	41.7	8.8
3	57.6	22.2
2	71.9	48.3
1	100.0	99.3
0	100.0	100.0

Neemt men een grotere overschrijdingskans voor lief, dan kan men meer patiënten oproepen. In de tabellen 6 en 7 staat respectievelijk voor de wens en voor de eis weergegeven welke waarde van α minimaal nodig is om er aan te voldoen. Deze gegevens zijn voor alle clusters weergegeven. Te zien is, dat over het algemeen niet alleen aan de eisen, maar ook aan de wensen van de patiënten voldaan kan worden zonder dat de waarde

van α erg groot wordt. Dit is echter niet bij elk specialisme mogelijk. Teneinde de oorzaken hiervan te kunnen opsporen staan in tabel 8 de bezettingsgraden per specialisme weergegeven. Te zien is, dat bij de specialismen waar de meeste problemen optreden (5 en 10) de bezettingsgraad inderdaad extreem hoog is. Deze tabel volgend, zou men ook, maar dan in mindere mate, moeilijkheden kunnen verwachten bij de specialismen 1 en 8. Bij specialisme 8 is dit inderdaad het geval. Dat dit bij specialisme 1 niet zo is, kan worden toegeschreven aan het feit, dat dit een zeer groot specialisme is. De opvangmogelijkheden zijn hierdoor zo ruim, dat problemen voorkomen kunnen worden.
Samenvattend lijkt het aan de hand van deze gegevens gerechtvaardigd te stellen dat optredende problemen niet het gevolg zijn van het falen van de gebruikte methode, maar van een beddentoewijzing tussen de specialismen die niet optimaal is.
Het cijfermateriaal, dat in deze paragraaf gepresenteerd is, is verkregen met behulp van de formules waarin rekening gehouden wordt met het optreden van een zondag in de voorspelhorizon. Gebruik van de andere formules leverde beduidend slechtere resultaten op.

Tabel 6. Minimale waarden van α waarbij voldaan wordt aan de wensen van de patiënten.

specialisme	geslacht											
	m						v					
	werkdag						weekdag					
	ma	di	wo	do	vr	tot.	ma	di	wo	do	vr	tot.
1	5	2.5	5	1	1	1	5	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	-	1	1	1	1	1
3	-	-	-	-	-	-	1	1	1	1	1	1
4	1	1	2.5	2.5	1	1	1	1	2.5	1	1	1
5	*	*	*	20	10	20	*	*	*	*	2.5	20
6	1	1	10	-	-	1	1	1	1	-	-	1
7	1	-	-	1	1	1	1	1	1	1	1	1
8	10	10	20	10	1	5	10	5	5	1	1	1
9	1	1	2.5	-	-	1	1	1	1	-	-	1
10	*	2.5	10	2.5	*	5	10	20	20	20	20	10
jeug-digen	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
geheel	1	1	5	1	1	1	1	1	1	1	1	1

- : geen opnamen voor die cluster op die dag

* : benodigde waarde van $\alpha > 20\%$.

Tabel 8. Bezettingsgraden per specialisme.

specialisme	bezetting
1	0.98
2	0.48
3	0.81
4	0.72
5	1.01
6	0.78
7	0.52
8	0.98
9	0.59
10	1.05
jeugdigen	0.73
geheel	0.89

4. Conclusies

In het bovenstaande is op twee manieren geprobeerd om te voorspellen hoeveel bedden er op een bepaalde dag beschikbaar zullen zijn voor de opname van wachtlijstpatiënten. De eerste methode was een algemeen statistische, niet situatie afhankelijk. Het bleek mogelijk te zijn om voor een aantal specialismen en voor een aantal dagen van de week aan te tonen dat men afspraken met patiënten kan maken terwijl men er vrij zeker van kan zijn dat deze patiënten ook opgenomen kunnen worden.
De tweede methode gaat uit van de situatie op een bepaald moment van waaruit door middel van extrapolatie een voorspelling verkregen wordt van de situatie op het moment van opname, enige dagen later. Deze methode is toegepast op gegevens die gedurende een jaar verzameld zijn bij de snijdende specialismen in een groot algemeen ziekenhuis. Het blijkt dat de resultaten, die deze methode oplevert, voldoende nauwkeurig zijn om in de praktijk toepasbaar te zijn.

Literatuur

[1] Briggs, G.P.,
In-patient admission scheduling-application to a nursing service.
University of Michigan, doctoral dissertation, 1971.

[2] Gustavson, D.H.,
Length of stay: prediction and evaluation.
Health Services Research, vol. 3 (1968), nr. 1, blz. 12-34.

[3] Warner, D.H.,
Estimating patient discharge from hospitals using both historical and physician supplied estimates combined in a cost/accuracy analysis.
Medical Care, vol. 14 (1976), nr. 7, blz. 590-602.

[4] Newell, D.J.,
Privision of emergency beds in hospitals.
British Journal of Preventive and Social Medicine, vol. 8 (1954), blz. 77-80.

[5] Newell, D.J.,
Immediate admissions to hospital.
Proceedings of the third International Conference on Operations Research, Oslo, 1963.

[6] Handyside, A.J. en Morris, D.,
Simulation of bedside occupancy.
Health Services Research, vol. 2 (1967), blz. 287-297.

[7] Douglas, J.B.,
Analysis with standard contagious distributions.
International co-operative Publishing Hous, Fairland, Maryland USA, 1980.