

schepper, en volgens anderen een zogenaamd *multiversum*, ofwel een giga-hoeveelheid heelallen met steeds weer andere natuurconstanten, waar het onze er slechts eentje van is. En in dit ene heelal zouden dan toevallig, zoals in een serie worpen van een miljoen zessen, de condities voor leven zijn gerealiseerd.

Cirkelredenering

Klopt de premisse van het *fine-tuning argument*? De eerste vraag is of het ogenschijnlijke toeval in de precieze afstemming (*fine-tuning*) van alle boven genoemde grootheden (en nog andere) zuiver is, of een gevolg is van onze onwetendheid. Dit is niet duidelijk, omdat onbekend is of natuurconstanten en begincondities gevarieerd kunnen worden, in de zin dat andere waarden in principe mogelijk zouden zijn (hier zijn zowel goede argumenten voor als tegen). Als dit niet het geval is, en er dus slechts één mogelijke natuur is (zoals Spinoza dacht), is *fine-tuning* niet toevallig maar noodzakelijk. Dan is ook verder niets meer toevallig, inclusief het bestaan van Dirkie de Veenboer en diens nazaten. Ook daar kun je al dan niet iets achter zoeken, maar niet op grond van toeval.

Stel omgekeerd dat er meerdere mogelijkheden waren voor de waarden van de natuurconstanten en dergelijke. Dan weten wij met onze huidige kennis niets over het mechanisme dat aan de bepaling van de werkelijke waarden ten grondslag lag. Bovendien is de mate van potentiële variatie onbekend, waardoor ook al geen kansverdeling over alle mogelijkheden kan worden gegeven. Het is daarom onzinnig om te beweren dat de kans op de huidige waarden zeer klein zou zijn. Ook dan vervalt het *fine-tuning argument* voor zowel een schepper als een multiversum.

Hoeveel toeval kan een mens verdragen? Zelfs als het ooit mocht lukken om aan ons bestaan een kleine kans toe te kennen, beweer ik dat toevallige gebeurtenissen met een kleine kans juist gekoesterd moeten worden. Willen we echt liever een onderdeelje van een aflopend uurwerk zijn? Een veel pijnlijker vraag is daarom hoeveel determinisme een mens kan verdragen!

*Eerder verschenen in *Vox*, 16(2016)8
E-mail: <np.landsman@math.ru.nl>

LITERATUUR

Landsman, N. P., & Wolde, E. J. van (Eds.). (2016). *The challenge of chance; A multidisciplinary approach from science and the humanities*. Cham: Springer International Publishing (ook digitaal te lezen via open access).

FRED STEUTEL

column

Ontmoetingen

In de loop van zo'n tachtig jaar kom je heel wat mensen tegen. Ik had het al eens over Arnon Grunberg en Eugene Lukacs. Deze keer een rijtje mensen uit de wetenschap.

Norbert Wiener, grondlegger van de cybernetica, bezocht eind jaren vijftig het herseninstituut in Amsterdam. Wij van de afdeling statistiek van het Mathematisch Centrum (nu CWI) werden daarheen gedirigeerd om voor de nodige zaalvulling te zorgen. Heb ik Wiener werkelijk 'ontmoet'?

In Enschede kwam ik Wiebe Draijer tegen, nu topman bij de Rabobank. Hij zat op schoot bij zijn vader, Wiebe Draijer senior, hoogleraar stromingsleer bij de afdeling Werktuigbouwkunde aan de THT (nu UT).

In 1982 liep ik de marathon van Eindhoven. Vlak naast mij in een van de achterste startvakken zag ik Pieter Winssemius, toen minister van huisvesting. Hij liep ook een hele marathon; hij deed er wat langer over dan ik.

Op een congres in San Antonio 1979 sprak de beroemde Hongaarse wiskundige Paul Erdős over 'Drie problemen die ik graag opgelost zou zien voordat ik ga'. Veel later was hij te gast op de statistiekbijeenkomst Lunteren; hij was dus nog niet 'gegaan'.

Ook in Lunteren ontmoette ik Perci Diaconis. Van daar reed hij met me mee naar Museum Kröller-Müller. Hij was erg geïnteresseerd in een schilderij met kaartspekers. Langgeleden was hij in verband met winstkansen bij kaarttrucs, waarmee hij de kost verdiende, in aanraking gekomen met het kansrekeningboek van William Feller. Omdat hij dat niet kon begrijpen, is hij wiskunde gaan studeren, snel daarna werd hij hoogleraar in Harvard.

De Lenstra's. Alle vier wiskundigen, net als hun vader. De bekendste van de vier is Hendrik, die onder de naam Hosia W. Labbers publiceert over 'sometjes'. Jan Karel was decaan aan de TUE en daarna algemeen directeur van het CWI. Arjen werkt in Lausanne en Andries werkt aan de UvA. Zijn vrouw, Regina Albrink, is pianiste; zij gaf jarenlang – en misschien nog wel – op tweede kerstdag een recital in de kleine zaal van het Koninklijk Concertgebouw. Mijn vrouw en ik zijn daar vaak getuige van geweest.

Later mogelijk meer ontmoetingen.

FRED STEUTEL is emeritus hoogleraar kansrekening aan de TU Eindhoven.

E-mail: <fsteutel@xs4all.nl>



Kiki Bertens. Foto: Steven Pisano (wikimedia commons)

TENNISSELECTIE Olympische Spelen Rio 2016 rankings als basis voor selectieprocedures

In augustus van dit jaar zijn de Olympische Spelen en het ziet er naar uit dat de Nederlandse afvaardiging groter zal zijn ooit, terwijl de kwalificatienormen van het NOC*NSF voor deze Spelen nog nooit zo scherp zijn geweest. In het geval van tennis: het lijkt erop dat de prestaties van Kiki Bertens tijdens Roland Garros leiden tot haar selectie – maar wat zijn eigenlijk de precieze criteria?

GERARD H. KUPER, GERARD SIERKSMA & FRITS C.R. SPIEKMA

In 2014 lanceerde chef de mission Maurits Hendriks van het NOC*NSF de contouren van de 'Nieuwe normen en limieten voor Rio 2016', waarbij 'een reële kans op een Top 8-notering bij de komende Olympische Spelen centraal dient te staan' (NOC*NSF, 2014). Maar wat moet worden verstaan onder 'reële kans op een Top 8-notering'? Dat dit goed moest worden vastgelegd was van

meet af aan duidelijk, ook al omdat het met name de tenniss(t)ers waren die in het verleden bezwaren maakten tegen de selectieprocedures. De door de Rijksuniversiteit van Groningen (RUG) en ORTEC-Sports ontwikkelde schaatsselectieprocedure voor de Winterspelen van Sochi 2014, waarbij de kansen op olympische medailles van de schaats(st)ers zijn berekend in de zoge-

noemde Prestatiematrix, was een succes. Vandaar dat het NOC*NSF de RUG wederom vroeg een dergelijk systeem te ontwerpen voor de olympische tennisselectie. Een belangrijke randvoorwaarde was dat de rekenmethode voor de tennisers transparant is. Daarom is besloten de ATP- en de WTA-rankings te gebruiken als basis voor het rekenmodel, waarbij voor elke positie van die rankings de kans wordt geschat dat een speler op die positie doorgaat naar de kwartfinale (een kwartfinale komt immers overeen met een Top 8-notering).

De ontwikkelde methodiek is niet tennisspecifiek en kan worden gebruikt voor elke sport met adequate wereldranglijsten, waarbij vanzelfsprekend elke sport zijn eigen selectiecriteria gebruikt. Zo is ook voor de olympische badmintonselectie een dergelijk systeem ontworpen. Binnenkort maakt het NOC*NSF, mede op grond van onze bevindingen, bekend of er, en wellicht welke, tenniss(t)ers naar Rio worden afgevaardigd. Net als voor Sochi worden er deze keer geen vervelende gerechtelijke procedures verwacht.

ATP- en WTA-rankings als selectiegebedschap

Nationale olympische organisaties hebben te maken met het lastige probleem om atleten te selecteren, die het land gaan vertegenwoordigen op aankomende Olympische Spelen. Zowel de bonden als de atleten hebben belang bij een heldere, eerlijke en eenduidige selectieprocedure. Subjectieve en onduidelijke formuleringen leiden vrijwel zeker tot kostbare gerechtelijke procedures en kunnen een ongewenst negatief effect hebben op de prestatie van de atleet. Dit artikel focust op het olympische tennistoernooi van 2016 in Rio de Janeiro en is gemotiveerd door het hierboven geformuleerde verzoek van het NOC*NSF. Het NOC*NSF is de overkoepelende organisatie van georganiseerde sporten in Nederland met een totaal van 88 aangesloten sportbonden, die zo'n 28000 sportclubs omvatten met meer dan vijf miljoen sporters. Het NOC*NSF is verantwoordelijk voor het formuleren van de selectiecriteria en voor de feitelijke selectie van de atleten.

Samen met het NOC*NSF kwamen we tot de volgende probleemstelling. Bereken voor elke positie van de ATP- en de WTA-ranking de kans dat de speler op die positie op een vooraf vastgestelde datum (de referentiedatum) de kwartfinale bereikt. Het resultaat van de procedure is dat elke tennisser ruim op tijd weet welke positie op de ranking nodig is om geselecteerd te worden.

Rankings van tennisspelers zijn in de literatuur inten-

sief gebruikt om resultaten van individuele wedstrijden te voorspellen. Zo wordt in Del Corral & Prieto-Rodríguez (2010) beargumenteerd dat het verschil in positie op een ranking een goede voorspeller is van Grand Slam-resultaten. In Klaassen & Magnus (2003) worden logit-modellen gebruikt om winstkansen te berekenen vóór en tijdens de match. In Clarke & Dyte (2000) wordt verschil in positie op de ranking gebruikt om voor elke toernooironde de winnaar te voorspellen en om de kansen op toernooiwinst van de deelnemers te bepalen. Ander onderzoek richt zich op de fysiologie van tennisprestaties (Kovacs, 2006) en op de verbetering van de rankingsystemen (Ruiz, et al., 2013; Irons, et al., 2014). Het gebruik van rankings voor kansbepalingen ontbreekt in de literatuur. De enige verwijzing die we hebben kunnen vinden, betreft een passage van M. Reid en C. Morris: *'Future work should focus on the change in Top 100 demographics over time as well as on the evaluation of the interaction between rankings and tournament plays.'* (2013, p. 350) Het eerste deel van deze passage komt aan de orde in de publicatie van Reid et al. uit 2014; het tweede deel is het onderwerp van het onderliggende artikel.

Datapooling; gender- en toernooiverschillen

We gebruiken de resultaten van de drie meest recente Olympische tennistoernooien, tezamen met de resultaten van alle Grand Slams in de periode 2004–2014. Hoewel er grote verschillen zijn tussen beide toernooien, zijn de verschillen tussen de door ons berekende positiekansen van de twee toernooien statistisch niet significant. Omdat ook de genderverschillen niet-significant blijken te zijn, is het mogelijk de mannen- en de vrouwentoernooien te poolen, wat de nauwkeurigheid van de resultaten ten goede is gekomen.

Dit artikel is verder als volgt opgezet. We beginnen met de presentatie van de gebruikte data en het poolen van de resultaten van de Spelen van 2004 (Athene), 2008 (Beijing) en 2012 (London), zowel voor de mannen als de vrouwen. Vervolgens voegen we de Grand Slam-toernooien toe en presenteren we de gepoolde kansresultaten. Daarnaast geven we de resultaten van de toetsen waarmee is bepaald of de kansen op het bereiken van de kwartfinales statistisch significant verschillend zijn voor de Olympische Spelen en de Grand Slams. Ten slotte toetsen we de invloed van genderverschillen en de invloed van de verschillende baansoorten op de positiekansen.

We beschouwen de periode augustus 2004 tot januari 2014. In deze periode zijn 38 Grand Slams en drie

TOERNOOI	LOCATIE EN PERIODE	ONDERGROND	REFERENTIEDATUM
Olympische Spelen	Londen 2012, 27/7–12/8	gras	11/6/2012
	Beijing 2008, 8/8–24/8	hardcourt	9/6/2008
	Athene 2004, 13/8–29/8	hardcourt	14/6/2004
Grand Slams	Australian Open 2005–2014, januari	hardcourt	twee weken voor toernooi
	Roland Garros 2005–2013, mei-juni	gravel	twee weken voor toernooi
	Wimbledon 2005–2013, juni-juli	gras	twee weken voor toernooi
	US Open 2004–2013, augustus-september	hardcourt	twee weken voor toernooi

Tabel 1. Toernooien in de database

Olympische tennistoernooien georganiseerd; zie tabel 1. Grand Slam-toernooien beginnen met 128 deelnemers en Olympische met 64. Onze database bevat de namen van de 64 spelers van de drie meest recente Olympische toernooien, plus de namen van de 64 spelers die de eerste ronde van de 38 Grand Slams hebben gewonnen. Daardoor bevat de database ($41 \times 64 =$) 2.624 observaties voor zowel mannen als vrouwen, een totaal van 5.248 observaties. Ook hebben we de posities op de rankings van al deze observaties op de referentiedata van de diverse toernooien verzameld (Stevegtennis, 2014). De referentiedata voor de Olympische toernooien worden vastgesteld door de International Tennis Federation (ITF); voor de Grand Slams hebben we de datum twee weken voor de start van het betreffende toernooi genomen. Tabel 1 geeft de toernooidata, inclusief het type ondergrond en de referentiedata.

Tabel 2 geeft de verdeling van alle spelers (mannen en vrouwen) in de database. We hebben ons beperkt tot de Top 100 van beide rankings, waarbij we ons gesteund voelen door een citaat uit het artikel van Reid et al. (2014): *'Reaching the Top 100 can be seen as an important goal with more than just a symbolic value; it may result in an automatic qualification for the next Grand Slam tournament.'* Tabel 2 laat zien de meeste spelers zich bevinden in de posities 1–10: spelers met een hoge positie op de ranking hebben ook een hoge kans de eerste ronde te winnen van een Grand Slam, terwijl het aantal spelers daalt met het afnemen van de rankingpositie. Daarbij is er voor olympische deelname een landenlimiet (zie hierna), wat mede het aantal spelers met een lage ranking verklaart.

Puntschattingen en Betrouwbaarheidsintervallen

We beginnen met een eenvoudige puntschattingstechniek. Als voorbeeld vergelijken we Top 32-spelers met

spelers buiten de Top 32 (aangeduid met Bot 33). Daarna introduceren we het probitmodel, dat de bijbehorende betrouwbaarheidsintervallen oplevert. Deze intervallen worden gebruikt voor de significantietesten van de genderverschillen en de verschillen tussen de Olympische en Grand Slam-toernooien. De methode is toegepast op de data van de Olympische tennistoernooien van 2005, 2008 en 2012 voor zowel mannen als vrouwen. In totaal hebben ($3 \times 64 =$) 192 vrouwen deelgenomen aan deze drie Spelen, waarvan 72 in de Top 32 en 120 in de Bot 33; zie de tweede kolom van tabel 3. Deze tabel geeft voor beide categorieën de aantallen die doorgingen naar de betreffende volgende ronde. Het bovenste deel van tabel 3 laat het volgende zien:

- Na de eerste ronde gingen ($3 \times 32 =$) 96 spelers door naar Ronde 2, waarvan 52 uit de WTA Top 32;

RANKINGPOSITIE	VROUW	MAN	TOTAAL
1 – 10	344	353	697
11 – 20	325	308	633
21 – 30	293	277	570
31 – 40	234	238	472
41 – 50	171	182	353
51 – 60	190	195	385
61 – 70	172	164	336
71 – 80	154	148	302
81 – 90	137	140	277
91 – 100	131	124	255
101+	473	495	968
Totaal	2624	2624	5248

Tabel 2. Aantallen spelers in de database verdeeld over rankingposities (64 spelers in de eerste ronde van de Olympische toernooien en 64 in de tweede ronde van de Grand Slams)

- Na de tweede ronde gingen (3 × 16=) 48 vrouwen door naar Ronde 3, waarvan 40 uit de Top 32;
- 22 spelers uit de Top 32 gingen door naar Ronde 3;
- (22/72=) 30,6% spelers uit de Top 32 gingen door naar de achtste finale;
- Slechts (2/120=) 1,7% spelers uit de Bot 33 haalden de laatste acht.

Het onderste deel van tabel 3 geeft de resultaten in de eerste drie rondes voor de mannen. In totaal (3 × 64=) 192 mannen namen deel aan de drie meest recente Spelen, waarvan er 74 in de Top 32 en 118 in de Bot 33 zaten. Uit tabel 3 kunnen we de volgende conclusies trekken:

- Van de 192 spelers zaten er 74 in de Top 32 en 118 in de Bot 33 van de ATP-ranking;
- (21/74=) 28,4% spelers uit de Top 32 bereikten de laatste acht, terwijl (3/118=) 2,5% in de Bot 33 zat.

Dit voorbeeld laat zich eenvoudig generaliseren voor andere rondes van andere toernooien. Echter, deze methode kent een aantal tekortkomingen. Ten eerste is de betrouwbaarheid van de berekende kansen onbekend. Die betrouwbaarheid is nodig om te kunnen bepalen of de kans dat een vrouw uit de Top 32 de kwartfinale bereikt (30,6%), statistisch verschillend is van de corresponderende 28,4% kans voor mannen. Een tweede punt betreft de beide clusters Top 32 en Bot 33 in tabel 3, die beide tamelijk groot zijn. Wat zouden de kansen zijn als we kleinere clusters zouden hanteren, bijvoorbeeld clusters van vier (1-4, 5-8, 9-12, et cetera)?

Een veel gebruikte methode voor het berekenen van puntschattingen en betrouwbaarheidsintervallen is regressieanalyse. Als de afhankelijke variabele, y , binair is wordt veelal gekozen voor een probitmodel, waarmee een S-vormige kromme wordt getransformeerd in een rechte lijn, die vervolgens wordt geanalyseerd met *maximum likelihood*. We gebruiken het volgende probitmodel:

$$P(y = 1|x, \beta) = 1 - \Phi(-x'\beta) = \Phi(x'\beta). \quad (1)$$

Hierin is $\Phi(\cdot)$ de cumulatieve distributiefunctie van de standaardnormale distributie en x de verklarende variabele. $y = 1$ betekent dat de betreffende speler Ronde 3 wint en doorgaat naar de kwartfinale; $y = 0$ betekent verlies in de Ronde 3 van die speler. De vector x is een vector met uitsluitend enen, genoteerd als 1 (de constante term, ofwel de intercept). Dus β is de schatter van deze intercept. Vergelijking (1) kunnen we nu vereenvoudigen tot:

$$P(y = 1|1, \beta) = \Phi(\beta). \quad (2)$$

Met deze specificatie van het probitmodel berekenen we niet alleen het aantal spelers dat de kwartfinale bereikt, maar ook de bijbehorende betrouwbaarheidsintervallen.

Tabel 4 geeft probitschattingen van Top 32-spelers die doorgingen naar de 'laatste acht'. De kans voor Top 32-vrouwen om de 'laatste acht' te bereiken is berekend als het marginale effect van de interceptkans van het probitmodel. Dit marginale effect is berekend door de betreffende coëfficiënt uit formule (2) te transformeren met behulp van de standaardnormale-distributiefunctie $\Phi(-0,508) = 0,306$. Tabel 3 laat zien dat 22 van de 73 Top 32-vrouwen de kwartfinale hebben bereikt en wel met een kans van (22/72=) 30,6%. Het corresponderende 95%-betrouwbaarheidsinterval is $(\Phi(-0,817); \Phi(-0,200)) = (0,207; 0,421)$. Voor de mannen betekent dit een kans van (21/74=) 28,4% met een 95%-betrouwbaarheidsinterval gelijk aan $(\Phi(-0,880); \Phi(-0,263)) = (0,189; 0,396)$. Echter voor nauwkeuriger kansen, met name voor de lagere clusters (bijvoorbeeld 85-88, 89-92, et cetera), hebben we meer waarnemingen nodig. Daarom hebben we Grand Slam-toernooien toegevoegd en een 'gepooled' probitmodel geschat voor meerdere clustergroottes van zowel de WTA- als de ATP-ranking.

VROUWEN	Aantal in Ronde 1	Aantal in Ronde 2	Aantal in Ronde 3	Aantal winnaars van Ronde 3
Totaal aantal spelers	(3 × 64=)192	(3 × 32=)96	(3 × 16=)48	(3 × 8=)24
WTA 1-32	72	52	40	22
WTA 33+	120	44	8	2
MANNEN	Aantal in Ronde 1	Aantal in Ronde 2	Aantal in Ronde 3	Aantal winnaars van Ronde 3
Totaal aantal spelers	(3 × 64=)192	(3 × 32=)96	(3 × 16=)48	(3 × 8=)24
ATP 1-32	74	51	34	21
ATP 33+	118	45	14	3

Tabel 3. Prestatietabel van Top 32- en Bot 33-spelers voorafgaand aan de Spelen van 2004, 2008 en 2012

Valkuilen van data-pooling

Zoals we zagen moeten er om de kwartfinale te bereiken van een Grand Slam vier wedstrijden worden gewonnen; voor de Spelen zijn dat er drie. Daarom hebben we in de dataverzameling alleen spelers opgenomen die de eerste Grand Slam-ronde overleefden. Een ander verschil tussen beide toernooien is het feit dat er voor Olympische tennistoernooien een deelnamelimiet is van vier mannen en vier vrouwen per land (zie Australian Olympic Committee, 2014). We hebben getoetst of de schattingen verschillend zijn voor mannen en vrouwen, voor verschillende baansoorten, en voor de verschillen tussen Olympische Spelen en Grand Slams. De resultaten van deze toetsen zijn beschreven door Kuper et al. (2014). Vergelijkbare toetsen laten zien dat de verschillen tussen baansoorten klein zijn en alleen statistisch verschillend zijn voor spelers in de clusters 9-12 en 41-44. Wat betreft de Spelen en de Grand Slams, blijkt (zie Kuper et al., 2014) dat de kansen om de kwartfinales te bereiken niet statistisch verschillend zijn voor de hoge clusters; alleen voor het cluster 81-84 verschillen de resultaten.

De Gepoolde Dataset in Actie

We passen tenslotte het probitmodel toe op de gehele database met 41 toernooien, drie Olympische toernooien en 38 Grand Slams, mannen en vrouwen samengenomen. Dit betekent een steekproefgrootte van 5.248 observaties. Tabel 5 geeft de gepoolde schattingen voor clusters ter grootte vier. Het aantal waarnemingen per cluster staat in deze tabel, evenals het aantal enen in de steekproef. De laatste drie kolommen van tabel 5 geven de puntschattingen en de 95%-betrouwbaarheidsintervallen. Uit de tabel

kunnen we afleiden dat voor een Top 4-speler geldt dat de kans om de kwartfinale te bereiken 0,722 is met een 95% betrouwbaarheidsinterval van (0,669; 0,771). Wanneer de positie op de ranking niet relevant zou zijn, is de kans om drie wedstrijden achter elkaar te winnen gelijk aan $0,5^3 = 0,125$, wat overeenkomt met 12,5%. Dus geldt dat voor Top 4-spelers de positie op de ranking er zeker toe doet, omdat de ondergrens van het 95% betrouwbaarheidsinterval groter is dan 0,125. Ook voor de clusters 17-20, 25-28 en lagere, geldt dat het 95% betrouwbaarheidsinterval de waarde 0,125 niet bevat. Dus voor deze clusters doet de positie op de ranking er zeker toe.

Er zitten kleine anomalieën in deze tabel. Merk op dat onder meer voor spelers met een positie op de ranking uit cluster 41-44 een grotere kans hebben om door te gaan naar de kwartfinale dan spelers in cluster 37-40. Echter, de 95% betrouwbaarheidsintervallen van deze clusters overlappen elkaar, terwijl het formeel toetsen ervan laat zien dat het verschil statistisch niet verschilt van nul op een significantieniveau van 5%.

Zoals gezegd mogen, in tegenstelling tot de Grand Slams, aan het enkelspel van het Olympisch tennis-toernooi slechts ten hoogste vier tennissers en vier tennisssters van hetzelfde land deelnemen. We zouden daarom Grand Slam-observaties moeten weglaten uit de dataset. Dat dit niet nodig is, blijkt uit de volgende drie argumenten. Ten eerste is het zo dat de kans om drie rondes achterelkaar te winnen niets heeft te maken met de nationaliteit van de speler. Wat wel telt is de ATP/WTA-rankingpositie van de speler. Ten tweede geldt dat derde-ronderesultaten van Olympische tennistoernooien en vierde-ronderesultaten van Grand Slamtoernooien statistisch gelijk zijn. Ten derde gaat het weglaten van meer dan 800 waarnemingen ten koste van de nauwkeurigheid.

VROUWEN Aantal observaties: 72 (waarvan 22 met waarde 1) Top 32-spelers						
					95% betrouwbaarheidsinterval	
Variabele	Coëfficiënt	Std. dev.	z-statistiek	p-waarde	Laag	Hoog
Constante	-0,508	0,155	-3,284	0,001	-0,817	-0,200
MANNEN Aantal observaties: 74 (waarvan 21 met waarde 1) Top 32-spelers						
					95% betrouwbaarheidsinterval	
Variabele	Coëfficiënt	Std. dev.	z-statistiek	p-waarde	Laag	Hoog
Constante	-0,572	0,155	-3,696	<0,001	-0,880	-0,263

Afhankelijke variabele: (0,1), dummy-variabele: 1 = derde ronde winnen, 0 = anders

Tabel 4. Probitschattingen van Olympische kwartfinalisten uit de Top 32 (Spelen van 2004, 2008 en 2012)

Conclusie

In 2014 heeft het NOC*NSF de kwalificatie-eisen voor deelname aan de Olympische Spelen aangescherpt. Voor wat betreft de tenniskwalificatie voor de Spelen van 2016, hanteert het NOC*NSF het in dit artikel gepresenteerde model, dat gebaseerd is op de relatie tussen de positie op de ATP- of de WTA-ranking en de kans om een Olympische kwartfinale te halen. We gebruikten een database met 41 toernooien voor zowel de mannen als de vrouwen in de periode 2004–2014. We hebben aangetoond dat genderen toernooipooling statistisch verantwoord is, waardoor we in staat waren kleine rankingclusters van slechts vier posities te gebruiken. De gepoolde analyse laat zien dat de positie op de ATP- en de WTA-ranking er toe doet. Voor een Top 4-tennis(t)er geldt dat de kans de Olympische kwartfinale te bereiken gelijk is aan 0,722 met een 95%betrouwbaarheidsinterval van (0,669; 0,771), terwijl deze waarden

cluster	observaties	met waarde 1	kans	95% betrouwbaarheidsinterval	
				laag	hoog
1–4	299	(216)	0,722	0,669	0,771
5–8	267	(127)	0,476	0,416	0,536
9–12	256	(78)	0,305	0,251	0,363
13–16	263	(45)	0,171	0,129	0,221
17–20	245	(44)	0,180	0,135	0,232
21–24	224	(21)	0,094	0,061	0,138
25–28	231	(16)	0,069	0,042	0,109
29–32	223	(18)	0,081	0,050	0,123
33–36	186	(14)	0,075	0,044	0,121
37–40	178	(4)	0,022	0,008	0,055
41–44	144	(9)	0,062	0,032	0,113
45–48	143	(10)	0,070	0,037	0,123
49–52	153	(4)	0,026	0,009	0,064
53–56	152	(5)	0,033	0,013	0,073
57–60	146	(5)	0,034	0,013	0,076
61–64	130	(3)	0,023	0,007	0,065
65–68	134	(2)	0,015	0,003	0,052
69–72	135	(4)	0,030	0,010	0,072
73–76	123	(2)	0,016	0,004	0,057
77–80	116	(4)	0,034	0,012	0,084
81–84	112	(2)	0,018	0,004	0,062
85–88	106	(2)	0,019	0,004	0,066
89–92	111	(3)	0,027	0,008	0,075
93–96	98	(3)	0,031	0,009	0,085
97–100	105	(2)	0,019	0,004	0,066

Tabel 5. Probitschattingen en 95% betrouwbaarheidsintervallen voor de kansen om de kwartfinale te bereiken

voor een positie tussen 5 en 8, respectievelijk, 0,476 en (0,416; 0,536) zijn. Voor de posities 1–20 gelden de kansen >12,5% en voor de posities 25–100 zijn die kansen <12,5%. Het is nu aan het NOC*NSF de kans te kiezen die nodig is de kwartfinale te halen. De corresponderende posities op de ATP- en de WTA-rankings op de referentiedatum bepalen dan de 2016 Olympische tennisselectie.

LITERATUUR

- Australian Olympic Committee, 2014. <http://corporate.olympics.com.au/files/dmfile/Rio2016QualificationSystem-Tennis.pdf>.
- Clarke, S., & Dyte, D., 2000. Using official ratings to simulate major tennis tournaments. *International Transactions in Operations Research*, 7(6), 585–594.
- Del Corral, J. & Prieto-Rodríguez, J., 2010. Are differences in ranks good predictors for Grand Slam tennis matches? *International Journal of Forecasting*, 26(3), 551–563.
- Irons, D. J., Buckley, S., & Paulden, T., 2014. Developing an improved tennis ranking system. *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 10(2), 109–118.
- International Tennis Federation (ITF), 2014. <http://www.itftennis.com/olympics/players/qualification.aspx>.
- Klaassen, F., & Magnus, J., 2003. Forecasting the winner of a tennis match. *European Journal of Operational Research*, 148(2), 257–267.
- Kovacs, M. S., 2006. Applied physiology of tennis performance. *British Journal of Sports Medicine*, 40(5), 381–386.
- Kuper, G., Sierksma, G., & Spieksma, F. C. R., 2014. *Using tennis rankings to predict performance in upcoming tournaments*, University of Groningen, SOM Research Report, vol. 14034-EEF.
- NOC*NSF, 2014. Nieuwe normen en limieten voor Rio 2016. Reële kans op top 8-notering staat centraal. *Lopend vuur*, (2014)6
- Reid, M., & Morris, C., 2013. Ranking benchmarks of Top 100 players in men's professional tennis. *European Journal of Sports Science*, 13(4), 350–355.
- Reid, M., Morgan, S., Churchill, T., & Bane, M. K., 2014. Rankings in professional men's tennis: a rich but underutilized source of information. *Journal of Sports Sciences*, 32(10), 986–992.
- Ruiz, J. L., Pastor, D., & Pastor, J. T., 2013. Assessing professional tennis players using data envelopment analysis (DEA). *Journal of Sports Economics*, 14(3), 276–302.
- Stevegetennis, 2014. www.stevegetennis.com, 20 oktober 2014.

We danken Laurens den Ouden (NOC*NSF) voor zijn commentaar en het NOC*NSF voor het beschikbaar stellen van data.

GERARD KUPER is als Universitair Hoofddocent werkzaam bij de Faculteit Economie en Bedrijfskunde van de Rijksuniversiteit Groningen. E-mail: <g.h.kuper@rug.nl>

GERARD SIERKSMA is hoogleraar Kwantitatieve Logistiek aan de Faculteit Economie en Bedrijfskunde van de Rijksuniversiteit Groningen. E-mail: <g.sierksma@rug.nl>

FRITS SPIEKSMAS is als hoogleraar verbonden aan het Research Centre for Operations Research and Business Statistics (ORSTAT) van de KU Leuven. E-mail: <frits.spieksma@kuleuven.be>



Glucosensor

Pijnloos meten van glucose voor diabetespatiënten: DE UITDAGINGEN EN OPLOSSINGEN

MAARTEN SCHOLTES-TIMMERMAN, SABINA BIJLSMA EN JACK VOGELS

Diabetes Mellitus (letterlijk, *zoete vloed*), of suikerziekte, is een aandoening waar wereldwijd honderden miljoenen mensen aan lijden. Het kenmerkt zich door het niet in staat zijn van het lichaam om het glucoseniveau in het lichaam te reguleren. Te hoge glucosewaarden in het bloed kunnen leiden tot nierproblemen, problemen met de ogen, wondjes die niet genezen, et cetera. Te lage waarden kunnen leiden tot concentratieverlies of zelfs bewusteloosheid. Ruwweg is diabetes op te delen in twee verschillende types: type I, waarbij het lichaam geen insuline kan aanmaken (insuline is het hormoon dat de opname van glucose door cellen regelt), en type II, waarbij het lichaam wel insuline produceert maar er niet of minder gevoelig voor is.

Voor een goede regulering van het glucoseniveau bij diabetespatiënten is het noodzakelijk om regelmatig

(o.a. voor en na maaltijden) het suikerniveau in het bloed te bepalen. Indien het niveau te laag is moeten er koolhydraten ingenomen worden; is het te hoog, dan dient de diabetespatiënt zichzelf insuline toe. Het bepalen van glucose in het bloed gebeurt al tijden op dezelfde manier: met een fijn (schie)naaldje prikt de patiënt in zijn/haar vingertop, om een druppeltje bloed te laten analyseren met een draagbaar glucosemetertje. Bij kleine kinderen met diabetes is dat elke keer in de vingers moeten prikken vanzelfsprekend vervelend, maar op lange termijn is het voor elke diabetespatiënt een vervelende handeling, die vaak leidt tot gevoelloze vingertoppen. Daarnaast is bloedprikken niet pijnloos waardoor sommige patiënten minder vaak hun bloedwaarden testen dan ze zouden moeten doen.

Al jaren lang probeert de wetenschappelijke wereld