Tijdschrift voor Economie en Management
Vol. XLIX, 1, 2004

Hoe duur is Lotto?

door T. VAN PUYENBROECK*

Tom Van Puyenbroeck
Europese Hogeschool Brussel,
Centrum voor Openbare Financiën
en Sociale Economie

ABSTRACT

In dit artikel gaan we na in hoeverre de vraag op de Belgische Lottomarkt zich laat beschrijven door de effectieve prijs van een rooster: het gedeelte van de nominale prijs dat een speler statistisch gezien verliest bij een bepaalde trekking. De relatieve aantrekkelijkheid van een welbepaalde trekking kan hierdoor behoorlijk accuraat voorspeld worden. Schattingen van de prijselasticiteit wijzen uit dat de marktvraag op korte termijn prijsongevoelig is. Mogelijk kan de Nationale Loterij haar omzet dus verhogen door een ingreep in de spelstructuur.

* * *

We examine whether demand on the Belgian Lotto market can be accurately described by the effective price of a ticket, i.e. the nominal market price minus the ticket's expected value. The effective price can be rather well predicted. Estimates of effective price elasticities reveal that short term (drawing by drawing) market demand is price inelastic. The Belgian National Lottery may hence benefit from a change in the rules of the game.

* Ik dank Geert Dhaene, Ward Omey en een anonieme referee voor hun opmerkingen bij een vorige versie. Vanzelfsprekend ligt de verantwoordelijkheid voor de uiteindelijke tekst enkel bij mezelf.

I. INLEIDING

Wereldwijd staat de loterij-industrie voor grote uitdagingen. Waar voorheen de meeste loterijen nog comfortabel konden genieten van hun eigen (staats)monopolie, zijn o.i.v. het internet en andere nieuwe media de feitelijke barrières om op concurrerende loterijen te spelen gevoelig kleiner geworden. Op het *world wide web* worden verschillende piratenloterijtjes aangeboden op privé-initiatief. Bovendien zijn er gespecialiseerde makelaars te vinden die 'het beste van de wereldloterijmarkt' samenbrengen en het de consument mogelijk maken om met één toetsaanslag krasbiljetten te kopen in Canada, mee te spelen met de Australische *Lotto*, een abonnement te nemen op de sporadische supertrekkingen van de Engelse Loterij, enzovoorts. Verschillende van die brokers en hun niet-commerciële pendanten geven daarbij ook vergelijkende informatie weer, bvb. de winstkansen per ingezette euro of de belasting die men verschuldigd is op de uitgekeerde bedragen. Kortom, de druk op de archetypische loterij, gewoonlijk een instelling onder overheidscontrole die enorm veel winst maakt en die vervolgens doorstort aan de schatkist en/of verschillende goede doelen, wordt opgedreven.

Hoogstwaarschijnlijk is die druk niet vreemd aan de 'wet tot rationalisering van de werking en het beheer van de Nationale Loterij' die in ons eigen land in het voorjaar van 2002 werd goedgekeurd. Deze wet voorziet o.m. in de omvorming van de Nationale Loterij tot een naamloze vennootschap van publiek recht en breidt de commerciële en beheersmatige mogelijkheden van de Nationale Loterij gevoelig uit. Hoewel het nergens expliciet met zoveel woorden in de wet staat vermeld, lijkt deze omvorming ook nu weer ingegeven door de bekommernis die van bij het ontstaan van de moderne overheidsloterijen werd aangehaald: het kanaliseren van de goklust bij consumenten (en de opbrengst daarvan) naar een door de overheid gecontroleerde instantie. Of om dan toch een commerciële term te gebruiken: het gaat om het *marktaandeel*, niet in het minst in het licht van het gegeven dat de Nationale Loterij al jaren de "eerste mecenas van het land" is[1].

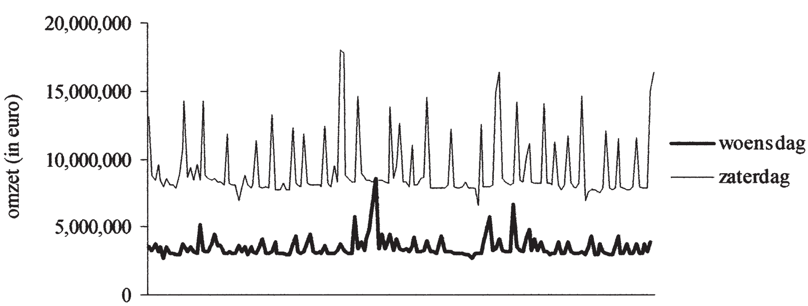
De veranderde context heeft natuurlijk niet alleen repercussies op het vlak van de ontwikkeling van nieuwe producten. Tot nader order blijft *Lotto*, dat in 2003 zijn zilveren jubileum vierde, met mijlen voorsprong het belangrijkste budgettaire paradepaardje voor de Nationale Loterij. Dat geldt trouwens ook voor andere staatsloterijen[2]. Het is dus niet verwonderlijk dat precies op die traditionele deelmarkt een groot deel van de (internet)strijd wordt gevoerd. We zijn weliswaar nog ver verwijderd van een globale Lottomarkt van het ‘perfecte competitie’-type: Lotto-aanbieders hebben vandaag nog steeds voldoende lokale marktmacht om binnen bepaalde marges hun prijzen te zetten. Maar zelfs door de recente evolutie naar een markt van monopolistische mededinging wordt het vrijwaren of verbeteren van de aantrekkelijkheid van *Lotto*’s meer dan ooit een opgave voor de beheerders van de verschillende nationale loterijen.

Precies Lotto duikt al enkele jaren af en toe op als onderzoeksonderwerp in de internationale economische literatuur. Dit is niet zo verwonderlijk: met één of meerdere trekkingen in de week beschikt men snel over vrij uitgebreide tijdreeksen om verschillende onderzoeksvragen op deze markt empirisch te toetsen. De empirische literatuur is tot op heden voornamelijk gericht op Angelsaksische loterijen. In deze paper wordt gewerkt met gegevens voor de Belgische Lotto. We richten ons daarbij op een recente deelperiode die begint op 3 oktober 1998 (de eerste dag waarop een Lottoformulier 40 frank kostte i.p.v. de 20 frank die men gedurende de vorige 20 jaar handhaafde) en stopt eind december 2001 (de laatste trekking voor de overgang naar de euro). In deze periode, die 339 trekkingen omvat, was de nominale aankoopprijs met andere woorden constant. Desondanks merken we in Figuur 1 dat de marktvraag van trekking tot trekking gevoelige schommelingen kon vertonen[3].

Meer specifiek zullen we ons buigen over vragen die te maken hebben met de relatie tussen de ‘effectieve prijs’ van een Lottobiljet en

FIGUUR 1

De omzet van de Nationale Loterij per trekking (3/10/1998 tot 31/12/2001)



de marktvraag naar Lottobiljetten. Daartoe lichten we in de volgende sectie eerst toe wat we onder het begrip effectieve prijs verstaan. In tegenstelling tot de nominale prijs kan die effectieve prijs variëren van trekking tot trekking, en is hij (negatief) gerelateerd aan de 'verwachte opbrengst' van een Lottobiljet. Vermits die verwachte opbrengst mee bepaald wordt door de totale omzet van de betreffende trekking, is het natuurlijk onmogelijk voor een speler om de effectieve prijs van zijn aankoop met zekerheid te *kennen*, tenzij achteraf. Dit lijkt de bruikbaarheid van het concept effectieve prijs te hypothekeren, maar sluit de mogelijkheid niet uit dat men *verwachtingen* kan vormen over dit prijsconcept op grond van op voorhand beschikbare informatie. In sectie III gaan we dieper in op de vraag in welke mate de effectieve prijs van een (volgende) trekking voorspelbaar is. Voortbouwend op dit kader zullen we in sectie IV pogen na te gaan wat de prijsgevoeligheid is van de Belgische Lottospeler. Dit kan van belang zijn voor de Nationale Loterij: kunnen haar inkomsten en bijgevolg allicht ook haar marktaandeel worden verhoogd door een prijsstijging dan wel door een prijsdaling? Of is er daarentegen evidentie die er op wijst dat de NV Nationale Loterij nu reeds, conform haar maatschappelijke doel in de nieuwe wet, voor wat Lotto betreft gebruik maakt van "alle activiteiten, van welke aard ook, bestemd om rechtstreeks of onrechtstreeks haar diensten te bevorderen of om het meest efficiënte gebruik van haar infrastructuur mogelijk te maken"? In sectie V buigen we ons even dieper over deze vraag. We geven enkele aanvullende opmerkingen bij onze empirische analyses in sectie VI.

II. DE 'EFFECTIEVE PRIJS' VAN EEN LOTTOBILJET

"Zou je elke week trouw 12 rijtjes invullen, dan zou je meer dan vierenvijftigduizend jaar moeten leven om met een kans van tenminste 50% ooit in je leven een keer de jackpot te winnen.", aldus de statistici Dieker en Tijms (2001) over de Nederlandse Lotto. Uitspraken als deze zijn legio. Ze doen vermoeden dat, vanuit louter zakelijk perspectief, het Lottospel verre van de ideale belegging is. We bekijken even deze stelling voor de Belgische Lotto.

De kans om met 1 standaardrooster de hoofdvogel af te schieten, in het geval van de Belgische Lotto wil dit zeggen zes juiste kruisjes aanduiden uit een geheel van 42, is heel erg klein, nl. $\pi_{R1} = (6!(42-6)!/42!) = 1/5.245.786$. Deze informatie geeft de Nationale

Loterij weer op haar website. Maar eigenlijk weten potentiële beleggers daarmee lang niet genoeg. Wat voor hen in eerste instantie telt is de *verwachte opbrengst* van hun inzet: de kans op winst vermenigvuldigd met het bedrag dat hen toekomt bij winst. Om hierin inzicht te krijgen, bekijken we eerst een uiterst eenvoudig Lottospel waarbij slechts 1 prijstype wordt uitgekeerd, nl. onder diegenen die de zes juiste getallen weten te voorspellen (rang 1). Er zijn dus geen kleinere prijzen te verdienen (Zie o.m. Lim (1995) of Walker (1998), voor een meer uitgebreide bespreking van deze "simple Lotto"). We maken hier verder gemakshalve de veronderstelling dat alle spelers op lukrake wijze hun zes getallen aankruisen, een veronderstelling die we in sectie VI van meer commentaar zullen voorzien. Onder deze assumptie zien we m.b.v. de binomiaalverdeling dat, gegeven het aantal verkochte roosters Q en de kans π_{R1} om met één rooster in rang 1 te winnen, er een kans is van $1-(1-\pi_{R1})^Q$ dat de prijzenpot wordt uitgekeerd. Stellen we die prijzenpot voor als een vooraf bepaald deel ρ van de omzet, dan geldt dus voor alle spelers samen dat ze in een bepaalde trekking $\left(1-(1-\pi_{R1})^Q\right)\rho\cdot omzet\,(Q)$ als opbrengst mogen verwachten:. Bemerk dat in deze formule de omzet op zijn beurt bepaald wordt door het aantal ingezette roosters Q. De gemiddelde opbrengst per rooster in deze heel eenvoudige variant is dus

$$\left(\left(1-(1-\pi_{R1})^Q\right)\rho\cdot omzet\,(Q)\right)/Q=\left(\left(1-(1-\pi_{R1})^Q\right)\rho\cdot p\right)$$

met p de prijs per rooster. Thans geldt voor de Belgische Lotto dat $omzet(Q)$ = €0.5 $\cdot\, Q$. Deze formule toont ondermeer dat de verwachte opbrengst toeneemt door het optrekken van de uitkeringsvoet ρ, door het verhogen van de winstkans π_{R1}, en door een verhoogde omzet. Dit laatste resultaat gaat terug op het feit dat naarmate er meer roosters worden ingevuld de kans afneemt dat er geen winnaar is, hetgeen zou inhouden dat de prijzenpot niet wordt uitgekeerd bij de betreffende trekking. Een beetje rekenwerk toont ook dat de verwachte opbrengst per rooster bij een zeer hoog aantal roosters (d.i. voor $Q\rightarrow\infty$) uiteindelijk de waarde €0.5 $\cdot\,\rho$ aanneemt: dan gaat de kans dat er géén winnaar is naar nul en wordt het vooraf bepaald percentage van de omzet 'zeker' uitgekeerd. Kortom: bij een gegeven spelstructuur heeft een belegger in deze eenvoudige variant per aangekocht rooster een verwachte opbrengst van *ten hoogste* €0.5 $\cdot\,\rho$. Gegeven dat het totale deel van de omzet dat terug als prijzengeld wordt uitgekeerd (ρ) bij Lottospelen wereldwijd gewoonlijk rond de 50% draait, komen we zo bij het resultaat dat men, voor elke euro die men aan een normale trekking besteedt, maximaal een verwachte bruto-opbrengst heeft van… een halve euro. Daarmee lijkt de stelling van hierboven aangetoond.

Toch is het mogelijk dat de verwachte opbrengst hoger is dan ρ (per euro), met name in die gevallen waar het niet uitgekeerde prijzengeld uit één of meerdere vorige trekkingen werd overgedragen. Stellen we zulke overdracht voor als R, dan is de meer algemene voorstelling van de gemiddelde opbrengst per rooster gelijk aan

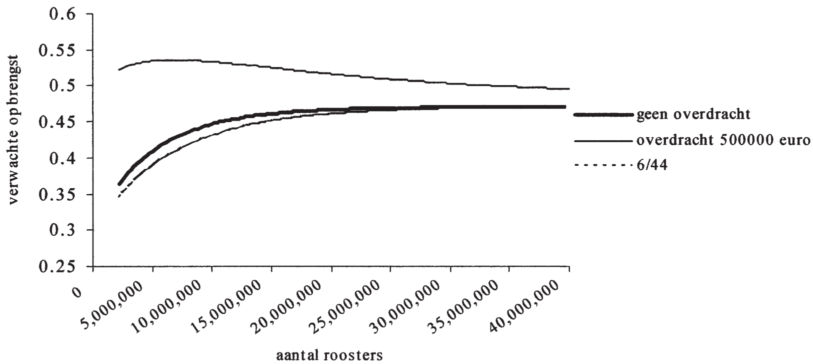
$$EV_{Simple} = \frac{\left(1-(1-\pi_{R1})^{Q}\right)\left(\rho \cdot omzet\ (Q)+R\right)}{Q} \qquad (1)$$

met $R = 0$ bij gewone trekkingen en $R > 0$ in het geval van een overdracht. Men ziet vlug in dat, voor trekkingen met positieve R, de overdracht door de ‘beleggers’ kan beschouwd worden als een gratis bonuspot die de verwachte opbrengst boven het normale niveau uittilt. Een analoge analyse gaat op voor de extra speelpotten die de Nationale Loterij af en toe inlast. Occasionele overdrachten en extra speelpotten maken het Lottospel dus, *ceteris paribus*, tijdelijk interessanter, en de geobserveerde opstoot in de verkoopcijfers bij zulke speciale trekkingen geeft aan dat dit inzicht niet aan de Belgische speler voorbijgaat. Net hier wringt echter het schoentje: in tegenstelling tot het geval zonder bonuspotten is er nu geen strikt positieve relatie meer tussen de verwachte opbrengst en de totale omzet. Wanneer $R > 0$ spelen immers twee tegengestelde effecten. Naast het eerder aangehaalde positieve effect – een hoge inzet verkleint de kans dat er geen enkele winnaar is – speelt nu ook een negatief schaaleffect: de kans dat de bonus moet gedeeld worden met (vele) anderen neemt toe, en in de limiet wordt de extra verwachte waarde van die bonus per speler verwaarloosbaar klein. Men kan formeel aantonen dat ook hier uiteindelijk geldt dat $\lim_{Q\to\infty} EV_{Simple} = p \cdot \rho$. De tijdelijke opstoot in verkoopcijfers bij overdrachten is dus niet per se een zegen voor de potentiële Lottobelegger.

Figuur 2, gebaseerd op de spelregels van de Belgische Lotto, is in dit verband instructief. De volle lijnen geven de relatie weer tussen het aantal verhandelde roosters en de verwachte (bruto) opbrengst per aangekocht rooster voor een trekking zonder overdracht en voor een trekking met een overdracht van een half miljoen euro. We voegen nog eenzelfde curve (in stippellijn) toe die dezelfde relatie weergeeft voor

FIGUUR 2

De verwachte opbrengst van een Lottoticket in functie van de marktvraag



een normale trekking bij een spel met lagere winstkansen, met name wanneer men 6 getallen op een rooster met 44 getallen moet aanduiden. De figuur toont opnieuw dat zo'n verlaagde winstkans, *ceteris paribus*, de verwachte opbrengst doet afnemen. We noteren ten slotte dat de gemiddelde omzet op woensdag (ruim 7 miljoen) en op zaterdag (bijna 18.5 miljoen roosters) voor een speler een verwachte opbrengst impliceren van respectievelijk 41% en 46 % van het ingezette bedrag. Dit percentage steeg bij een zaterdag met 1 overdracht (van gemiddeld ruim 1.24 miljoen euro) uit vorige trekkingen zonder winnaar tot bijna 60%.

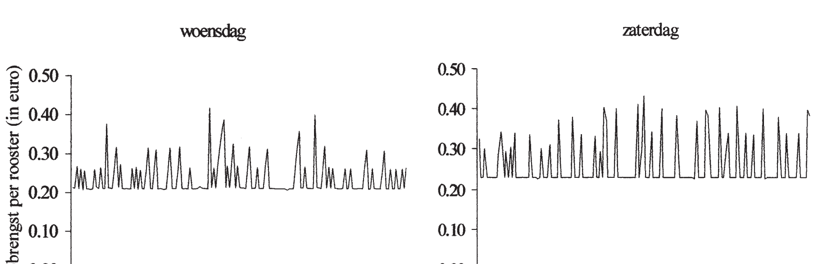
In feite werd voor de berekening van de waarden in Figuur 2 een andere, meer precieze formule voor de verwachte opbrengst gehanteerd dan uitdrukking (1). In werkelijkheid zijn er immers nog andere prijscategorieën (5 juiste + het reservegetal; 5, 4, en 3 juiste cijfers). Formule (1) is dus slechts een benadering, maar ze volstaat om de essentie van het voor potentiële beleggers belangrijke concept van de verwachte opbrengst weer te geven. Figuur 2 toont overigens dat de eerder afgeleide kwalitatieve resultaten niet veranderen door de meer realistische formulering. Die formulering komt in wezen neer op het berekenen van de verwachte opbrengst voor elke prijscategorie – de kans op winst vermenigvuldigd met het verwachte aandeel in de winst van de betreffende categorie –, waarna deze verschillende componenten worden opgeteld. Hierbij is de verwachte opbrengst voor de laagste categorie ('rang 5') met zekerheid gekend: wie precies 3 juiste cijfers heeft, weet dat hij 2.5 euro wint. Voor de overige rangen geldt een analoge redenering als in het eenvoudige model: de prijzenpot is een vooraf bepaald gedeelte van de omzet – al dan niet verhoogd met overdrachten –, en die pot wordt gelijk verdeeld over alle winnaars in de betreffende rang. De 'exacte' formule voor de verwachte opbrengst per winnend rooster ziet er voor de huidige Belgische 6/42 Lotto als volgt uit[4]:

$$EV = \frac{\left(1-\left(1-\pi_{R1}\right)^{Q}\right)\left(\rho\omega_{R1}\cdot omzet + R\right)}{Q} - \omega_{R1}\pi_{R5}F\left(1-\left(1-\pi_{R1}\right)^{Q-1}\right)$$
$$+ \sum_{RX=2}^{4}\left(\frac{\left(1-\left(1-\pi_{R1}\right)^{Q}\right)\left(\rho\omega_{R1}\cdot omzet\right)}{Q} - \omega_{R1}\pi_{R5}F\left(1-\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-1}\right)\right) + \pi_{R5}F \qquad (2)$$

waarbij π_{Ri} staat voor de kans om te winnen in rang *i* (1,…,5), *F* voor de omvang van de vaste prijs in rang 5, ω_{Ri} voor het percentage van de 'vlottende' prijzenpot (d.w.z. nadat de rang 5-winnaars zijn uitbetaald) toegewezen aan rang *i*, en de symbolen ρ, *R* en *Q* dezelfde betekenis hebben als in uitdrukking (1).

Deze uitdrukking, waarvan men de afleiding terugvindt in appendix, lijkt op het eerste zicht vrij formidabel. Wanneer we deze gegevens daadwerkelijk invullen, ziet men in Figuur 3 direct dat de verwachte opbrengst nogal kan verschillen per trekking. Deze figuur brengt ons, in combinatie met het eerder getoonde verloop van de omzetcijfers, terug aan het begin van deze sectie. Want wat koopt iemand die voor 0.5 euro zes kruisjes op een Lottorooster invult? In het kader dat we hier aanhouden kunnen we nu antwoorden dat het

FIGUUR 3
Verwachte opbrengst per rooster
Lotto trekkingen (3/10/1998 tot 31/12/2001)



om een risicovolle aankoop gaat, met een verwachte opbrengst die voor elke trekking verschillend kan zijn. Met andere woorden, wat men koopt voor 0.5 euro is, anders dan het op het eerste zicht misschien lijkt, de ene keer meer waard dan de andere.

De redenering geldt natuurlijk ook andersom: achter de constante prijs van 0.5 euro verschuilt zich wat we hier de *effectieve prijs* zullen noemen: *het verschil tussen de (constante) aanschafwaarde van een rooster en de (variabele) verwachte opbrengst ervan*. Of nog: het deel van de inzet dat men verwacht te verliezen bij deelname. De ene keer ligt de effectieve prijs dus al eens lager dan de andere. Meteen zijn we op het spoor van een mogelijk verklarend economisch concept voor de in Figuur 1 geobserveerde variatie in de marktvraag naar het Lottospel.

Voor we dit spoor verder volgen, merken we nog op dat uit Figuur 3 ook valt af te lezen dat de *netto* verwachte opbrengst in geen enkele van de 339 beschouwde trekkingen positief is geweest. De verwachte opbrengst-formule en de grafische weergave in Figuur 2 reiken de reden hiervoor aan: een positieve verwachte winst vergt de onwaarschijnlijke combinatie van een zeer hoge extra speelpot met een zeer laag omzetcijfer. Deze empirische vaststelling moet inderdaad wel tot de conclusie leiden dat het om een uitermate slechte belegging gaat. Natuurlijk is dat belangrijk voor de rest van dit betoog: de theorie die we hier bespreken kan, in het beste geval, slechts *gedeeltelijk* de geobserveerde vraag verklaren. Wat dat betreft vermelden we trouwens direct de heersende consensus onder economen, mee gevoed door de psychologische literatuur, dat de prijs die men wil betalen minstens ten dele steunt op de waardering van Lotto als een puur recreatieve bezigheid. Anders kan men moeilijk verklaren waarom zo'n allesbehalve aantrekkelijke belegging elke week opnieuw zulke massale omzetten genereert. De relevante vragen zijn echter: In hoeverre kan het 'economische' effectieve prijsconcept mee helpen om de geobserveerde marktvraag te verklaren? In welke mate reageert de markt op een verandering in die prijs? Kan de aanbieder uit deze informatie voordeel halen?

III. HOE BRUIKBAAR IS HET CONCEPT 'EFFECTIEVE PRIJS'?

Is uitdrukking (2) slechts statistische *spielerei* die men, zoals in voorgaande sectie, louter kan aanwenden om grafiekjes uit te zetten met de verwachte opbrengst *na* elke trekking, d.w.z. als het er voor de spelers zelf eigenlijk niet meer toe doet? Of komt het verwachte opbrengst/effectieve prijsbegrip minstens principieel in aanmerking als een economisch relevante variabele die de spelers signalen geeft over de relatieve aantrekkelijkheid van de *volgende* trekking? De spel- en uitkeringsstructuur, gevat door π_{Ri}, ρ, F en ω_{Ri}, wijzigen zelden. Deze gegevens worden gepubliceerd door de Nationale Loterij zelf en zijn (lang) op voorhand gekend. Dat laatste geldt ook voor overdrachten of extra speelpotten R, die dikwijls in de media worden aangekondigd. Een rekenmachine zou dus volstaan om de verwachte opbrengst per trekking uit te rekenen, met dien verstande dat de omzet (of meerbepaald Q) niet op voorhand gekend is. Een uitweg uit deze patstelling is er enkel indien een potentiële speler een, liefst redelijke *voorspelling* kan maken van het omzetcijfer, of indien de op voorhand beschikbare informatie reeds tot een accurate voorspelling van de verwachte opbrengst (en dus de effectieve prijs) leidt.

Om meer inzicht te krijgen in deze kwestie nemen we zoveel mogelijk vooraf gekende informatie in rekening en relateren zulke *ex ante* beschikbare gegevens aan de *ex post* opgestelde synthetische indicator (2) voor de relatieve aantrekkelijkheid van een trekking. Tabel 1 toont de resultaten van zulke empirische oefening voor de Belgische Lottomarkt. We gebruiken data die publiek beschikbaar zijn: uitvoerige tijdreeksen m.b.t. de omzet (en aantal winnaars per rang) stelt de Nationale Loterij ter beschikking op haar website. De precieze data en omvang van extra speelpotten vindt men terug in de jaarverslagen van de Nationale Loterij. De overdrachten na een trekking zonder winnaar kunnen ten slotte vrij eenvoudig en zeer precies worden berekend op basis van de gepubliceerde omzetcijfers en de (eveneens op de website te vinden) verdelingsregels voor de respectievelijke rangen.

De cijfers tussen haakjes in Tabel 1 zijn White standaardfouten, die meer geschikt zijn gezien de geobserveerde heteroskedasticiteit. De berekende verwachte opbrengsten (cf. Figuur 3) worden hier gekoppeld aan een constante term (de gemiddelde verwachte opbrengst in een normale trekking); een dummy-variabele die de waarde 1 aanneemt als het om een trekking op woensdag gaat (omdat de gemiddelde verwachte opbrengst daar klaarblijkelijk lager is) en de omvang van eventuele extra speelpotten of overdrachten. Noteer dat we in het geval van de overdrachten niet alleen kijken naar de omvang van de extra speelpot, maar ook naar het aantal opeenvolgende keren dat er sprake is van een overdracht (de variabelen OVER1 t.e.m. OVER4).

Wanneer er meerdere trekkingen na elkaar geen winnaars zijn in rang 1, trekt dit gewoonlijk de aandacht van het publiek, hetgeen de omzet mogelijk bijkomend beïnvloedt. Ten slotte werd een dummy toegevoegd voor de zogenaamde speciale “verjaardagsspeelpotten” van de Nationale Loterij, die elk jaar opnieuw rond dezelfde periode worden georganiseerd. Uit het bovenste luik van Tabel 1 halen we zo bijvoorbeeld dat de verwachte opbrengst per rooster, die voor een normale trekking 23 eurocent bedraagt, *ceteris paribus* 2 eurocent lager ligt op een woensdag (cf. ook Figuur 3). We bemerken er eveneens de significant positieve invloed van overdrachten en speelpotten, en meer in het bijzonder het stelselmatig versterkende effect van opeenvolgende overdrachten (de verwachte opbrengst stijgt van 5 eurocent bij 1 overdracht tot 15 eurocent bij 4 overdrachten). Deze resultaten zijn robuust, zoals blijkt in de volgende kolommen, waar we nog twee alternatieven rapporteren. In kolom 2 wordt nagegaan of er een (niet-lineaire) trend kan ontwaard worden over de beschouwde periode (waarbij “trend” gemeten wordt adhv het volgnummer van de observaties). Dit blijkt niet het geval. Ten slotte worden mogelijk niet-lineaire effecten van bonusspeelpotten op (de omzet en dus) de verwachte opbrengst van het ticket uitdrukkelijk in rekening gebracht[5].

Opvallend – en hier van bijzonder belang – is de zeer goede algemene verklaringskracht van de regressies: zelfs in het ‘slechtste’ geval wordt nog altijd meer dan 95% van de (ex post) geobserveerde variatie in de verwachte waarde verklaard op grond van ex ante beschikbare factoren. In het beste geval blijft minder dan 1% van die variatie onverklaard. De verwachte opbrengst (of zijn tegenhanger, de effectieve prijs per trekking) blijkt dus inderdaad goed voorspelbaar. Dit gegeven nemen we mee naar de volgende sectie.

Deze sectie ronden we af met een korte blik op de vraag of bovenstaande oefeningen niet veel te complex zijn om ook ‘praktische’ realiteitswaarde te hebben. Het is wellicht wat al te kras om te stellen dat de gemiddelde Lottospeler daadwerkelijk gebruik maakt van (schattingen van) het verwachte opbrengstbegrip bij het nemen van zijn wekelijkse aankoopbeslissing. In navolging van het onderzoek van Scott en Gulley (1995) en Forrest, Gulley en Simmons (2000) voor respectievelijk de Amerikaanse en Britse Lottomarkt, kunnen we echter wel trachten na te gaan of het marktevenwicht alle publiek vooraf beschikbare informatie incorporeert. De redenering achter hun test voor deze zogeheten semi-sterke vorm van marktefficiëntie gaat als volgt: bij regressies zoals die in Tabel 1 geldt per definitie dat de voorspelling

TABEL 1

De relatie tussen de verwachte waarde per rooster en ex ante verklarende factoren

Afhankelijke variabele: Verwachte waarde per trekking, berekend via uitdrukking (2)			
Constante	0.2310 (0.0004)	0.2309 (0.0026)	0.2302 (0.0004)
Woensdag (dummy)	–0.0204 (0.0004)	–0.0165 (0.0015)	–0.0195 (0.0006)
Omvang overdracht	7.51×10^{-9} (3.78×10^{-9})	8.59×10^{-9} (4.08×10^{-9})	1.21×10^{-8} (4.55×10^{-9})
$(\text{Omvang overdracht})^2$			-2.89×10^{-15} (1.67×10^{-15})
Omvang extra speelpot	3.47×10^{-8} (9.73×10^{-9})	3.67×10^{-8} (6.11×10^{-10})	4.98×10^{-8} (9.96×10^{-9})
$(\text{Omvang extra speelpot})^2$			-3.51×10^{-15} (2.24×10^{-16})
Verjaardagsspeelpot (dummy)	0.1076 (0.0055)		0.0917 (0.0029)
OVER1	0.0490 (0.0014)	0.0460 (0.0034)	0.0471 (0.0024)
OVER2	0.0963 (0.0048)	0.0924 (0.0061)	0.0948 (0.0030)
OVER3	0.1314 (0.0067)	0.1269 (0.0112)	0.1322 (0.0051)
OVER4	0.1553 (0.0106)	0.1493 (0.0166)	0.1651 (0.0068)
Trend		-3.20×10^{-6} (2.62×10^{-5})	
Trend^2		-1.51×10^{-8} (7.46×10^{-8})	
R^2	0.986	0.950	0.992
D.W.	2.11	2.14	2.07
Afhankelijke variabele: foutenterm uit bovenstaande regressie			
Constante	0.0004 (0.0013)	0.0007 (0.0017)	0.0004 (0.0010)
Omzet	-5.98×10^{-11} (2.51×10^{-10})	-1.14×10^{-10} (2.91×10^{-10})	-6.27×10^{-11} (1.90×10^{-10})
R^2	0.001	0.001	0.002
Alle regressis op basis van 339 observaties			

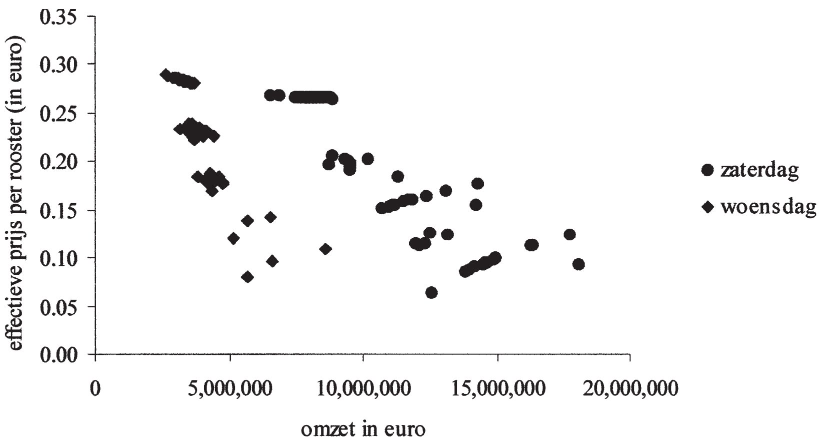
van de verwachte opbrengst 'systematisch juist is' (de econometrische techniek zelf zet de gemiddelde voorspellingsfout immers op nul, ook indien de verklaringskracht veel bescheidener zou zijn dan in Tabel 1). Op zich levert dit feit dus weinig bruikbaars op. Maar gegeven het voorgaande theoretische kader – samengevat in uitdrukking (2) – houden schattingen van de verwachte opbrengst impliciet ook een voorspelling in van de gerealiseerde omzet (of het aantal verkochte roosters). Als dan inderdaad moet opgaan dat de verwachte opbrengst de vooraf beschikbare informatie stelselmatig correct weerspiegelt, komt dit binnen dit kader dus neer op de vereiste dat ook de omzet systematisch juist voorspeld wordt. Anders gesteld: elke (achteraf geobserveerde) voorspellingsfout voor de verwachte opbrengst impliceert, als ze werkelijk 'louter statistisch toeval' wil zijn-, een navenante 'toevallige' afwijking van de geobserveerde omzet. Of nog, aldus voormelde auteurs: als het marktevenwicht werkelijk alle publiek beschikbare ex ante informatie weerspiegelt, kan de geobserveerde omzet zelf geen 'systematische' verklaring bieden voor de voorspellings*fout* van de (effectieve) prijs, precies omdat die omzet op zijn beurt niet stelselmatig afwijkt van z'n impliciet verwachte waarde. De regressieresultaten in de onderste helft van Tabel 1 blijken deze stelling te bevestigen en bieden bijgevolg steun aan de hypothese dat de Belgische Lottospelers de beschikbare informatie 'correct' incalculeren bij het nemen van hun aankoopbeslissing. Dit nuanceert enigzins het beeld van de naïeve gokker die z'n geld blindelings verbrast aan een product met een negatieve verwachte opbrengst.

IV. DE PRIJSGEVOELIGHEID VAN DE BELGISCHE LOTTO-MARKTVRAAG

Vermits het voorgaande inhoudt dat de Belgische Lottospeler zich (impliciet) laat leiden door de verwachte opbrengst van een trekking, of althans door parameters die deze effectieve prijs beïnvloeden, is de voor de hand liggende vraag in welke mate de effectieve prijs en de marktvraag zich tot elkaar verhouden[6]. Onderstaande grafiek toont, voor woensdag- en zaterdagtrekkingen, de combinatie van de twee en brengt dus de Figuren 1 en 3 samen. De effectieve prijsvariaties in deze grafiek zijn voornamelijk te wijten aan bonuspotten (de hoogste clusters voor zaterdagen en woensdagen resulteren uit gewone trekkingen, de lagere trap uit trekkingen met één overdracht, de laagste uit

FIGUUR 4

De relatie tussen effectieve prijs en omzet per trekking



zeer hoge bonuspotten, etc.). Dat er een negatief verband bestaat tussen de effectieve prijs en de marktvraag is moeilijk te ontkennen. In deze sectie trachten we meer inzicht te verschaffen in de grootte-orde van dit verband.

Om de relatie tussen de effectieve prijs en de marktvraag juist te schatten, moeten we rekening houden met het feit dat de effectieve prijs endogeen is: de effectieve prijs beïnvloedt de marktvraag maar wordt zelf mee bepaald door de omzet. Indien dit niet in rekening wordt gebracht, is de mogelijkheid reëel dat onze schatting systematisch vertekend is: de statistische ruis bij elke geobserveerde (en te verklaren) omzet beïnvloedt de verklarende variabele (de effectieve prijs), en zou dus onterecht worden doorgerekend als een 'structurele' verklarende factor. Om dit op te lossen vervangen we de ex post gerealiseerde effectieve prijs door zijn ex ante geschatte waarde, waarvan we hiervoor zagen dat het om een behoorlijk accurate voorspelling ging. We hanteren bij het schatten van de marktvraag dus de 'kleinste-kwadraten-in-twee-ronden' techniek, waarbij we in een eerste ronde exogene informatie opnemen om de waarde van de effectieve prijs per trekking te bepalen, en die (van ruis 'gezuiverde') geschatte waarde vervolgens opnemen als verklarende variabele in de marktvraagvergelijking.

Een zeer eenvoudige lineaire specificatie van de marktvraag in functie van de ex ante effectieve prijs (die op zijn beurt heel eenvoudig wordt berekend via een lineaire regressie op de omvang van bonuspotten en een dummyvariabele voor woensdagtrekkingen) geeft dan het volgende resultaat:

$$Omzet = 17\ 470\ 271 - 34\ 589\ 458\ p_{effectief} - 4\ 871\ 492\ woensdag$$

met t-statistieken van respectievelijk 29.24, 15.28 en 55.34 voor de coëfficiënten en een (aangepaste) R^2 van 0.93. Deze specificatie slaagt er dus zeer goed in om de geobserveerde variatie in de omzet te verklaren en legt cijfermatig vast dat de effectieve prijs een negatieve, statistisch significante invloed uitoefent op de marktvraag: een stijging van de prijs met 1 eurocent doet *ceteris paribus* de omzet met ruim 345 000 euro afnemen. Minstens even interessant is de informatie die we op grond van bovenstaand resultaat kunnen afleiden over de elasticiteit van de marktvraag. Vermits bij een lineaire marktvraagvergelijking de elasticiteit verschilt van observatie tot observatie, geven we in Tabel 2 de waarden voor enkele subcategorieën[7].

De resultaten blijven wezenlijk ongewijzigd wanneer we de lineaire specificatie vervangen door loglineaire varianten, die het voordeel hebben dat de (voor de gehele marktvraag constante) elasticiteit rechtstreeks wordt afgelezen als de coëfficiënt bij de prijsvariabele. Een PE-test (zie bvb. Verbeek (2000)) geeft aan dat de loglineaire specificatie – die in de meeste buitenlandse Lottostudies wordt geprefereerd – minstens even valabel is om de marktvraag mee te beschrijven[8]. De eerste resultaten in Tabel 3 zijn de tegenhanger van de regressie die we zonet in de hoofdtekst beschreven: we vinden een elasticiteit van –0.683, en alweer een hoge algemene verklaringskracht. Zoals aangegeven door Walker (1998) moet geen al te groot effect worden

TABEL 2

Puntelasticiteiten voor subgroepen (lineaire vraagvergelijking)

	Woensdag	Zaterdag
Gewone trekking	–0.738	–1.167
Trekking met speelpot	–0.394	–0.338
Trekking met 1 overdracht	–0.653	–0.774
Trekking met 2 overdrachten	–0.562	–0.519
Alle trekkingen	–0.690	–0.915

Noot: de waarden in deze tabel werden berekend op grond van gemiddelden, per beschouwde subcategorie, van de in de eerste ronde geschatte $p_{effectief}$ – waarden.

verwacht op de geschatte grootte van de prijselasticiteit door de opname van extra verklarende variabelen (in de eerste en/of tweede ronde van de regressie): de vertekening van de coëfficiënt door ten onrechte weggelaten verklarende variabelen is wellicht verwaarloosbaar, vermits 'overdrachten' – de feitelijke instrumentvariabele – toevallige gebeurtenissen zijn die geen systematische samenhang vertonen met andere variabelen[9]. Dit wordt bevestigd door de resultaten van een wat uitgebreidere specificatie in kolom (2)[10]. Hier vinden we opnieuw bevestiging voor het ontbreken van een op- of neerwaartse trend in de omzetcijfers over de beschouwde periode. Enigszins verwonderlijk is misschien het ontbreken van een significant 'speelpot-effect', evenals het negatief teken bij de omvang van extra speelpotten (gemeten in logaritmen) dat weliswaar ook met een relatief hoge standaardfout gepaard gaat. Forrest e.a. (2001) rapporteren een gelijkaardig fenomeen bij hun analyse van de Britse *National Lottery*: extra speelpotten doen wel duidelijk de effectieve prijs zakken (zie ook Tabel 1) en beïnvloeden daardoor natuurlijk de verkoop, maar er lijkt behalve via dit 'rationele' prijskanaal geen extra effect op de omzet. Een negatief teken impliceert misschien, aldus Forrest e.a., dat extra speelpotten minder tot de verbeelding spreken dan overdrachten. Wanneer er minstens twee keer na elkaar geen winnaar is, lijkt die verbeelding, los nog van de precieze omvang van de overdracht, wel te werken, althans wanneer we ons baseren op de coëfficiënten in kolom (2) bij de dummyvariabelen OVER3 en OVER4.

Bij deze en andere statische specificaties is er enige evidentie voor positieve autocorrelatie (zie de laatste rij in Tabel 3). De Breusch-Godfrey test voor autocorrelatie toont dat de eerste twee vertragingen een statistisch significante verklaringsgrond bieden voor de resttermen uit een statische specificatie. We voegen daarom de twee vorige omzetcijfers toe als verklarende variabelen in de derde kolom. Beiden hebben duidelijk een positief effect, waarbij het niet verwonderlijk is dat de tweede vertraging zwaarder doorweegt: hier gaat het immers om de vorige omzet van de dag (woensdag c.q. zaterdag) die correspondeert met de dag van de feitelijk beschouwde trekking. De omzet van vandaag wordt volgens deze regressie gedeeltelijk mee verklaard door de omzetcijfers van vorige trekkingen. Bij de bespreking van analoge resultaten plaatsen Farrell e.a. ((1999); zie ook Forrest e.a. (2001)) de kanttekening dat deze bevindingen indicatief zijn voor de aanwezigheid van (geringe) verslaving bij de Lottospelers. De elasticiteitscoëfficiënt blijft quasi-identiek in deze autoregressieve

TABEL 3

Determinanten van de marktvraag (loglineaire specificaties)

	(1)	(2)	autoregressie	Substitutie
Verklarende variabelen eerste-ronde regressie (effectieve prijs)	'bonus' (bedrag + dummy woensdag	Overdracht, speelpot; (bedrag + dummy voor beiden); woensdag OVER2-4 Trend; Trend^2	Overdracht, speelpot; (bedrag + dummy voor beiden); woensdag OVER1-2 (+ vertraagde variabelen)	Idem als (2) + dummy-variabelen voor overdracht of speelpot volgende trekking
Constante	15.005	14.999	14.996	14.884
	(0.042)	(0.093)	(0.069)	(0.076)
Effectieve prijs	–0.683	–0.697	–0.694	–0.778
	(0.032)	(0.067)	(0.053)	(0.058)
Woensdag (dummy)	–0.883	–0.888	–0.889	–0.888
	(0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.008)
Extra speelpot		0.071	0.488	0.914
(dummy)		(1.231)	(1.088)	(1.289)
Omvang extra		–0.007	–0.036	–0.067
speelpot		(0.083)	(0.073)	(0.044)
OVER2		–0.028		–0.061
		(0.039)		(0.044)
OVER3		0.178		1.438
		(0.067)		(1.042)
OVER4		0.340		–2.349
		(0.060)		(2.787)
Trend		-2.88×10^{-5}		
		(1.72×10^{-4})		
Trend^2		-1.18×10^{-7}		
		(4.67×10^{-7})		
Omzet$_{-1}$			0.151	
			(0.061)	
Omzet$_{-2}$			0.298	
			(0.075)	
# Overdrachten				–0.001
volgende trekking				(0.006)
Speelpot volgende				0.006
trekking (dummy)				(0.013)
# observaties	339	339	337	338
R^2	0.980	0.982	0.983	0.865
D.W.	1.58	1.57	(1.98)	(1.92)

Noot: De waarden tussen haakjes zijn White-standaardfouten, die rekening houden met de heteroskedasticiteit.

specificatie. Tegelijk laat deze dynamische specificatie toe om het lange termijneffect van een prijswijziging in de '*steady state*' te berekenen: een eenmalige prijsverandering heeft niet alleen een direct effect op de omzet (hier: –0.694), maar die omzetwijziging beïnvloedt op zijn beurt de marktvraag in volgende trekkingen. Het lange termijneffect van een prijswijziging op de omzet is meer uitgesproken (gezien de positieve samenhang tussen omzetwijzigingen in achtereenvolgende trekkingen). De lange termijn prijselasticiteit van de lottovraag kan hier meerbepaald worden berekend als –1.26.[11]

Ten slotte bekijken we of er evidentie is voor intertemporele substitutie tussen zaterdagen en woensdagen. Een voor de hand liggende manier om dit na te gaan is door te onderzoeken of een extra speelpot of overdracht in de direct volgende woensdagtrekking een effect heeft op de marktvraag op zaterdag en vice versa (deze informatie is immers op voorhand gekend door de Lottospeler). In beide gevallen werken we met een dummy, waarbij in het geval van de overdrachten het aantal overdrachten (1, 2, 3 of 4) in de volgende trekking wordt gebruikt. De algemene verklaringskracht van zulke specificatie is, relatief gesproken, beduidend kleiner dan in de voorgaande specificaties (cf. de voorlaatste lijn in de tabel). Daarenboven lijkt op grond van de in kolom vier gerapporteerde coëfficiënten en standaardfouten de 'concurrentie van toekomstige trekkingen' onbestaande in de door ons beschouwde steekproef.

V. NOOD AAN BIJSTURING?

Wat betekenen bovenstaande resultaten vanuit het standpunt van de Nationale Loterij zelf? De economische theorie leert dat haar inkomsten uit het Lottospel maximaal zijn bij een prijselasticiteit van –1. Bij een lagere waarde (in absolute termen) stijgen de inkomsten door een prijsstijging – het neerwaartse 'hoeveelheidseffect' wordt gedomineerd door het positieve 'prijseffect' op de omzet –, terwijl bij een elastische vraag het omgekeerde geldt. De resultaten in de voorgaande sectie suggereren bijgevolg dat, althans op grond van de hier beschouwde theoretische invalshoek en de daarbij horende statistische resultaten, zowel op korte als op lange termijn de opbrengst niet gemaximaliseerd werd. Maar daarmee is de kous niet helemaal af: moet de Nationale Loterij zich richten op de elastische lange termijnwaarde van –1.26 en dus de effectieve prijs van een Lottobiljet doen dalen, of moet ze zich richten op de inelastische korte termijnwaarden van ongeveer –0.70 en het tegenovergestelde doen?

Een voorafgaande nuance is hier op zijn plaats: hoewel de schattingen ongetwijfeld evidentie aanbrengen voor de mate van prijsgevoeligheid (op korte resp. lange termijn) op de Belgische Lottomarkt, zou het al te voortvarend zijn om veel belang te hechten aan de exacte waarde van deze of gene puntschatting van die elasticiteit bij het 'precies' uitwerken van bijsturingsscenario's. Vooreerst omdat (licht) verschillende specificaties (licht) verschillende elasticiteitswaarden genereren, maar meer fundamenteel omdat elke bekomen waarde hoe dan ook deels bepaald wordt door de functionele vorm die men *a priori* aan de regressievergelijking dient te geven. Bij lineaire vraagvergelijkingen bekomt men niet 1 maar meerdere elasticiteitswaarden (cf. Tabel 2). En de unieke, want constante elasticiteitswaarde die *per definitie* voortspruit uit een loglineaire benadering (cf. Tabel 3) kent natuurlijk ook z'n beperkingen: een waarde –1 zou bv. de theoretische gevolgtrekking inhouden dat de aanbieder z'n inkomsten maximaliseert voor eender welke marktprijs, terwijl even strikt doorgeredeneerd de beste prijs bij een inelastische loglineaire vraag 'oneindig hoog' is. Dit soort beperkingen is natuurlijk eigen aan elke econometrische benadering van een marktvraag: elk empirisch vraagstuk van (meer) optimale prijszetting, dus ook dat voor de Belgische Lottomarkt, kan redelijkerwijs best aangesneden worden in benaderende termen.

Onze klemtoon op 'inkomstenmaximalisatie' mag daarnaast niet doen vergeten dat maximale inkomsten voor de Nationale Loterij niet hetzelfde zijn als een maximale winst. Voor winstmaximalisatie geldt de bekende 'marginale opbrengsten gelijk aan *marginale kosten*'-regel. We beschikken over te weinig gegevens om een redelijk cijfer voor de marginale kosten van de Nationale Loterij naar voor te schuiven. De winstmaximaliserende strategie zou er anders kunnen uitzien dan de in deze sectie benadrukte opbrengstmaximaliserende strategie[12]. Winstmaximalisering is, hoewel het natuurlijk een conventioneel normatief referentiepunt vormt voor een economische analyse, echter een objectief dat traditioneel enigszins problematisch ligt in het specifieke geval van staatsloterijen, d.w.z. door legale barrières "ter bescherming van de consument" gecreëerde en in stand gehouden overheidsmonopolies (zie bv. Van Puyenbroeck (1996), en de daarin geciteerde bronnen voor een uitgebreidere bespreking van dit problematisch karakter). Daarop voortbordurend zou men overigens kunnen stellen dat bijsturing betrekking zou moeten hebben op het maximaliseren van de totale welvaart, die naast winst bijvoorbeeld ook de component consumentensurplus (incl. verdelingsaspecten,…) omvat. Ook hier gaat het dan, a fortiori, om een onmiskenbaar normatieve invalshoek. Het maximaliseren van de opbrengsten is daarentegen een objectief dat consistent is met de vaststelling in de Inleiding dat "het vergroten van het *marktaandeel*" een belangrijker bekommernis is voor de huidige beleidsmakers dan het maximaliseren van de winst (zie ook Noot 1). In die zin sluiten de navolgende analyses dus nauw aan bij de door de overheid zelf geuite doelstellingen.

Wanneer we verder op dit vraagstuk ingaan is het instructief om nogmaals uitdrukking (1) of (2) te bekijken, vermits hier duidelijk wordt hoe de aanbieder een impact kan hebben op de effectieve prijs. Er zijn verschillende kanalen om de verwachte opbrengst te beïnvloeden, maar we richten ons hier enkel op de algemene uitkeringsvoet (ρ, nu 47% van de inzet) en de winstkansen π_{Ri} (die bondig kunnen worden samengevat via de huidige spelstructuur '6/42').

In het licht van de bevinding dat de marktvraag op lange termijn prijselastisch is, is een eerste eventuele 'beleidsimplicatie' voor de Nationale Loterij dus dat ze de effectieve prijs best dient te laten zakken. Dit zou bijvoorbeeld kunnen door de huidige uitkeringsvoet op te trekken: de minderopbrengsten per verkocht ticket zouden gecompenseerd worden door een meer dan proportionele stijging in het aantal verkochte roosters. We plaatsen hierbij direct enkele kanttekeningen. In internationaal perspectief is de huidige uitkeringsvoet, 47% van de inzet, niet opvallend laag te noemen. Wanneer men de uitkeringsregel wat nader bekijkt, ziet men evenwel dat de Nationale Loterij bij elke trekking feitelijk 50% voor eigen rekening afhoudt. De resterende 3% worden gebruikt om de sporadische extra speelpotten te financieren. We zagen in dit verband in de regressies dat zulke (doorgaans hoge) speelpotten relatief gezien zeker niet meer enthousiasme losweken dan toevallige (en doorgaans lagere) overdrachten. Mogelijk is dit dus een spelelement waarop kan bespaard worden (bvb. minder extra speelpotten per jaar) om aldus de normale uitkeringsvoet wat op te trekken en de effectieve prijs te laten zakken. Desalniettemin is het structureel optrekken van de uitkeringsvoet (en dus het laten dalen van de 'eigen inkomstenvoet') wellicht geen maatregel waartoe de aanbieder zonder veel rijp beraad zal beslissen: één puntschatting is zeker wat al te precair in dit opzicht. Men dient hier bovendien in overweging te nemen dat de schattingen van de effectieve prijselasticiteit steeds gebaseerd waren op *niet-structurele* gebeurtenissen: het zijn de toevallige overdrachten die als voornaamste bron van prijsvariatie en als instrumentvariabele fungeerden. Anders gesteld: er is in de door ons beschouwde tijdreeks geen variatie in de (wettelijk vastgelegde) uitkeringsvoet zelf, en het is best denkbaar dat spelers heel anders, mogelijk zelfs niet, reageren op *structurele* prijsveranderingen. Of zoals Walker het uitdrukt: “it is unwise to exploit a relationship that may be unstable *when it is exploited*. If [the provider] tried to manipulate the behaviour of players (…), that behaviour itself might change, thus invalidating the relationship.” ((1998), p. 381, zijn cursivering).

Deze waarschuwing lijkt zeker op te gaan voor het tweede kanaal dat we hier beschouwen, de winstkansen. In hun lange termijnstudie van de Israëlische Lotto onderzoeken Beenstock en Haitovsky (2001) verschillende structurele wijzigingen, waaronder vier aanpassingen van het spelconcept (6/38; 6/42; 6/45; 6/49, hetgeen een gevoelige kansverlaging impliceert van 1/2 760 681 tot 1/13 983 816 voor de hoofdprijs). Verschillende alternatieve schattingen leidden tot hetzelfde resultaat: nergens bleken de ‘structurele’ winstkansen een effect te hebben op de verkoop[13]. Het verhogen van de winstkansen, om de omzet structureel te beïnvloeden, lijkt dus *op zichzelf* een nog minder vruchtbare piste.

Bemerk de cursivering in voorgaande zin: de winstkansen ‘op zichzelf’ hebben klaarblijkelijk geen duurzaam effect op de opbrengst, maar er blijft natuurlijk een voor de hand liggende wijze waarop ze, getuige uitdrukkingen (1) en (2), inspelen op de instrumentvariabele die we hier hanteerden als de feitelijke bron van toevallige effectieve prijsvariatie op de korte termijn (d.w.z. van trekking tot trekking). Men dient met name de omweg te maken via *de verhoogde kans op overdrachten naar een volgende trekking* om te begrijpen hoe een ‘moeilijker’ spel de effectieve prijs van een trekking verhoogt. Binnen het kader van onze analyse lijkt hier meer ruimte voor beleidsaanpassing door de Nationale Loterij: door het spel moeilijker te maken, bvb. door over te stappen naar een 6/44 spel, is de kans op overdrachten groter. Net die overdrachten vormen de cruciale variabele waarop bovenstaande theoretische en empirische bevindingen aangaande de effectieve prijsgevoeligheid steunen: als we eerder stelden dat Lotto te laag geprijsd is op korte termijn (d.w.z. als we elke trekking afzonderlijk beschouwen) om de opbrengst voor de Nationale Loterij te maximaliseren, gaat dit resultaat grotendeels terug op de lage elasticiteitswaarden bij trekkingen met een overdracht (cf. Tabel 2) of, alternatief, op de relatieve ongevoeligheid voor de daling in de effectieve prijs geïnduceerd door overdrachten *tout court* (cf. Tabel 3). Het zijn met andere woorden wellicht de trekkingen met overdrachten die in de huidige spelvorm 'te goedkoop' zijn en misschien net daarom minder extra omzet genereren dan men met een meer elastische vraag zou verwachten. In de hier beschouwde periode kwamen overdrachten gemiddeld 1 keer op 5 trekkingen voor, bedroeg de totale overdracht gemiddeld 850.000 euro, en moest dit bedrag verdeeld worden onder gemiddeld 2 spelers, d.w.z. onder evenveel winnaars als bij een normale trekking[14].

Deze beleidsimplicatie – verlaag de winstkansen om zo de frequentie van overdrachten te verhogen – steunt op de korte termijn waarden voor de prijs(in)elasticiteit die we eerder afleidden. Uiteraard is de vraag wat de praktische draagwijdte van deze ingreep betekent op langere termijn. Is zulk een ingreep niet eveneens vatbaar voor de net vermelde kritiek van Walker? Zullen spelers niet reageren op de structureel hogere frequentie van trekkingen zonder winnaars door hun gedrag aan te passen, hetgeen meer concreet zou kunnen gebeuren door relatief minder in te zetten bij normale trekkingen en relatief meer bij trekkingen met een overdracht?[15] In dit verband is het vooreerst instructief om nogmaals de laatste regressie in Tabel 3 voor de geest te halen: in onze steekproef is er geen evidentie voor intertemporele substitutie tussen normale trekkingen en *volgende* trekkingen waarvan men weet dat ze met een bonuspot gepaard gaan. Ondanks deze geruststellende aanduiding blijft het hier enigszins koffiedik kijken, zeker wat de optimale grootte van de ingreep betreft. Een zeer uitgesproken prijsverhoging (bvb. naar de 6/49 variant die de Britten hanteren) schiet meer dan waarschijnlijk het beoogde doel voorbij. Hoe dan ook komt deze kwestie neer, om de woorden van Beenstock e.a. te gebruiken, op "a delicate balancing act between increasing the incidence of rollover, since the big money is made when 'lottomania' takes possession of the public, and making it sufficiently attractive to play in the early rounds. If it were too difficult to win in the first round there would be less money to be rolled over, and less lottomania." ((2000), p.657). Niettemin lijkt, op grond van voorgaande analyses, zo'n evenwichtsoefening voor de Belgische Lotto op dit moment iets te veel gewicht te geven aan het belang van 'gewone' trekkingen mét (veel) winnaars om opbrengstmaximaliserend te zijn.

We ronden deze sectie af met twee opmerkingen, die beiden betrekking hebben op het partiële karakter van de econometrische analyse.

Ten eerste hielden we bij het opstellen van de lijst van exogene variabelen niet uitdrukkelijk rekening met (de prijs van) vervangproducten die door concurrerende aanbieders (bv. de overheidsloterijen uit de buurlanden) worden aangeboden. Er is empirische evidentie voor het feit dat opbrengsten *ceteris paribus* lager liggen wanneer ook andere staten in de omgeving loterijproducten aanbieden (zie bv. Mikesell (1987)). Het is echter weinig plausibel dat de boven gerapporteerde schattingen van de 'eigen' prijs*elasticiteit* noemenswaardig vertekend zouden zijn door de weglating van de effectieve prijs van concurrende Lotto's: in sectie IV werd reeds aangegeven dat de weerhouden instrumentvariabele 'overdrachten' niet systematisch samenhangt met andere variabelen, en net daarom vrij robuust is wanneer andere variabelen worden toegevoegd of weggelaten in de prijsvergelijking. Ten tweede werd bij het prijszettingsprobleem evenmin rekening gehouden met het gegeven dat de Nationale Loterij in feite zelf meerdere producten aanbiedt. Die opmerking zou dan vooral relevant zijn voor de 'structurele' prijszetting op lange termijn: gegeven de geschatte waarde van –1.26 verhoogt een prijsdaling misschien wel de omzet van Lotto, maar daarom nog niet noodzakelijk van de Nationale Loterij in haar geheel, precies omdat consumenten mogelijk ten dele zouden kunnen afzien van de aankoop van andere producten uit haar gamma (bvb. krasbiljetten). Of dit zo is, hangt finaliter af van de vraag in welke mate de verschillende producten binnen het gamma substituten zijn. Een directe empirische test hiervoor is onmogelijk, gezien het ontbreken van wekelijkse prijsvariatie voor de overige Nationale Loterijproducten. Maar op grond van buitenlandse evidentie lijkt het erg onwaarschijnlijk dat het inderdaad om substituten zou gaan, zelfs integendeel (cf. met name Clotfelter en Cook (1991), p.107 e.v.).

VI. OPMERKINGEN BIJ HET GEHANTEERDE ANALYSEKADER

De conclusies in de vorige sectie steunen op het model van de effectieve prijs en de daaruit afgeleide schattingen. Daar wezen we reeds kort op de onontkoombare beperkingen die samenhangen met een statistische benadering. Hier willen we het algemene kader zelf nog eens kritisch beoordelen. We stelden reeds dat spelers zich meer dan waarschijnlijk niet werkelijk baseren op formule (2) bij hun wekelijkse aankoopbeslissing, alleen al omdat er bij die laatste vrijwel zeker ook een belangrijke 'puur recreatieve' component speelt. Desondanks bleek, in sectie III, dat de 'puur economische' component die we voorstelden er merkwaardig goed in slaagt om het globale marktgedrag te capteren.

Een belangrijke veronderstelling in de afleiding van de effectieve prijsformule(s) is dat alle spelers hun nummers lukraak kiezen bij het invullen van hun biljet (cf. de bespreking van het eenvoudige lottospel in sectie II). In de realiteit is deze veronderstelling moeilijk houdbaar: er is genoeg evidentie om aan te nemen dat een belangrijk aandeel van de spelers aan 'bewuste selectie' doen: ze kiezen verjaardagen, geluksgetallen, of zetten bepaalde patronen uit op hun rooster. Vermits er over de spelers heen positieve correlatie is tussen dit soort van strategieën, zijn er in de werkelijkheid 'populaire' en 'minder populaire' cijfers of cijfercombinaties. Deze afwijking van het zuivere toevalskader verklaart trouwens waarom er meer overdrachten zijn dan men statistisch gezien zou mogen verwachten: soms rollen er al eens onpopulaire combinaties uit de trommel. De relevante kwestie binnen het bestek van onze analyse is echter of dit goed gedocumenteerde fenomeen van bewuste selectie een fundamentele weerslag heeft op de berekening van de effectieve prijs. Farrell e.a. (2000) tonen aan dat het niet-lukraak karakter van de cijferkeuze weinig invloed heeft op de omvang van de verwachte opbrengst, behalve bij lage verkoopscijfers (en omvangrijke overdrachten). Bewuste selectie is ontegensprekelijk belangrijk (ook voor de gesofisticeerde speler, voor wie de uitdaging er in bestaat om de weinig populaire combinaties te zoeken om zo *zijn* verwachte opbrengst op te drijven), maar heeft op onze empirische toepassing wellicht geen noemenswaardige weerslag.

Wat met de verschillen tussen zaterdag- en woensdagtrekkingen? Tabel 2 suggereert dat 'globaal gesproken' de marktvraag op woensdag prijsinelastischer is dan op zaterdag. Regressies zoals in Tabel 3, maar dan voor deze twee dagen afzonderlijk, doen dan weer het tegenovergestelde vermoeden. Deze en soortgelijke specificaties (bvb. met interactietermen voor de prijselasticiteit) hebben echter een geringere verklaringskracht (en meermaals ook problemen van multicollineairiteit) dan de modellen met een intercept-dummy die we in de tekst bespraken. In de door ons geconsulteerde literatuur wordt de opsplitsing in 'zaterdag- en woensdagelasticiteiten' niet gemaakt. Louter op grond van de gegevens waarover we hier beschikken ligt het overigens niet voor de hand om beide subgroepen als aparte markten (met spelers die even aparte preferenties hebben) te beschouwen. Vermoedelijk is een groot deel van het geobserveerde verschil in gemiddeld omzetcijfer al louter te verklaren door de gemiddeld geringere opportuniteitskost om op zaterdag (een vrije dag) een lottobiljet aan te schaffen. Om een meer gedegen inzicht te krijgen in het mogelijk wezenlijk verschillende profiel van deze twee subgroepen heeft men echter microgegevens (op basis van enquêtes) nodig.

Een laatste, misschien meer fundamentele beperking van het kader heeft te maken met het feit dat we enkel kijken naar de verwachte waarde, en bijvoorbeeld niet naar de variantie ('het risico') van een trekking. Impliciet betekent dit dat in onze vraaganalyse spelers als risiconeutraal worden beschouwd, een assumptie die mede op grond van de relatief kleine individuele inzetten gerechtvaardigd kan worden als een lokale eerstegraadsbenadering van de ware risicopreferenties van de spelers. Zo'n lineaire benadering is naar alle waarschijnlijk te ruw om een juist beeld op te hangen. De derde regressie in Tabel 1 toonde reeds dat kwadratische termen een significante samenhang vertonen met de prijsparameter[16]. Aansluitend wijzen we naar Garrett en Sobel (1998) en Walker en Young (2001), die tot de bevinding komen dat naast de variantie ('spelers zijn risico-afkerig') mogelijk ook de scheefheid ('spelers verkiezen *ceteris paribus* een spelstructuur waarin een hoog aandeel is weggelegd voor het grote lot') een zekere rol speelt bij de verklaring van het aankoopgedrag. Met name voor de voorgaande sectie is dit niet zonder belang: als scheefheid belangrijk is, omvat het strategisch instrumentarium van de beleidsmaker ook andere variabelen zoals de hoogte van de vaste prijs F in de laagste rang en, vooral, het deel van de omzet dat aan rang 1-winnaars wordt toegekend (ω_{R1}). Daarbij valt op te merken dat ook vanuit zo'n ruimer perspectief een kleine verlaging van de winstkansen vruchtbaar kan zijn voor de omzet (ook in een normale trekking): een kleinere kans op de hoofdprijs impliceert, zeker als de huidige spelstructuur als te eenvoudig wordt ervaren, dat men die hoofdprijs met minder anderen moet delen bij winst.

VII. BESLUIT

De omzet op de Belgische Lottomarkt vertoonde in de door ons beschouwde periode (voor de introductie van de euro) geen spectaculaire trendgroei of -neergang. Rond die vrij standvastige waarde bemerken we van trekking tot trekking een schommeling die zich moeilijk laat verklaren door de nominale aankoopprijs van een rooster, die over zeer lange perioden constant is gebleven. Dat kan echter wel met behulp van het concept van de effectieve prijs, het gedeelte van de inzet dat men in statistische termen zal verliezen bij deelname. We toonden aan dat dit op het eerste zicht misschien nogal kunstmatige begrip een zeer gepaste economische indicator is om het verloop van de vraag op de Belgische Lottomarkt te begrijpen.

De mate van gevoeligheid van de marktvraag voor wijzigingen in deze effectieve prijs vormde het tweede luik van deze paper. De (in)elasticiteit van die marktvraag schommelt, per trekking, rond de waarde –0.7. Vermits omzetwijzigingen zich enigszins doorzetten naar volgende trekkingen, is de lange termijngevoeligheid van de Lotto-vraag groter en wellicht, op grond van onze puntschatting van –1.26, zelfs elastisch.

In beide gevallen wijken de bekomen waarden sterk af van de waarde die theoretisch gezien vereist is om de inkomsten van de Nationale Loterij te maximaliseren. In het licht van de toenemende concurrentie op de loterijmarkt, en gegeven de bekommernis van de beleidsmaker om het marktaandeel minstens te vrijwaren, is dit een opvallende vaststelling. De algemene beleidsimplicaties die uit de elasticiteitswaarden op korte respectievelijk lange termijn kunnen worden afgeleid, lijken elkaar tegen te spreken. Desondanks hebben we pogen aan te tonen dat een beperkte daling van de winstkansen de omzet vermoedelijk positief beïnvloedt via een toegenomen, maar niet te uitgesproken frequentie van overdrachten (en omdat een winnaar in rang 1 het prijzengeld gemiddeld gezien met minder andere winnaars in die rang moet delen). We geven toe dat deze beleidsoptie, wanneer ze enkel steunt op het hier aangehouden analysekader, op zijn beurt in zekere mate een gok inhoudt omdat het niet *a priori* duidelijk is of de spelers het geobserveerde gedrag wel zullen handhaven in het licht van zulke structurele wijzigingen (maar men zou bvb. de spelers direct over zulke scenario's kunnen bevragen om nader uitsluitsel te krijgen).

Het economisch analysekader dat we hanteerden om de marktvraag naar Lotto te beschrijven is o.i. aantrekkelijk en is vrij ongevoelig voor de realiteitswaarde van haar onderliggende assumpties. Dat neemt niet weg dat enkele aangehaalde mogelijke punten van kritiek (op de gehanteerde functionele vormen voor de marktvraagvergelijking; op het negeren van andere aanbieders, van bewuste selectie, van een mogelijk fundamenteel verschil tussen woensdag- en zaterdag-spelers, of van de impact van hogere momenten van de effectieve prijs op de marktvraag) voor de hand liggende aanknopingspunten zijn voor verder empirisch onderzoek. Zulk onderzoek zou bovendien een meer precies idee kunnen geven van de meest optimale spelstructuur (6/43, 6/44,..?) voor de Belgische Lottomarkt.

NOTEN

1. Het belang van het behoud van het marktaandeel werd meermaals uitdrukkelijk onderstreept door voogdijminister Daems tijdens de plenaire bespreking van het wetsontwerp op 9 januari 2002 in de Kamer (cf. het Integraal Verslag van de plenumvergadering). Hij kadert dit belang in de context van de strijd tegen gokverslaving – een deel van de winst wordt volgens de nieuwe wet trouwens toegewezen aan initiatieven om gokverslaving tegen te gaan: "Kan het de bedoeling van de Nationale Loterij zijn om een groter marktaandeel te krijgen? De ideale toestand zou er volgens mij erin bestaan die markt te doen krimpen, want ook de gokverslaving is daar in meegeteld. Anderzijds zou het aandeel van de onschadelijke spelen moeten vergroot worden. Als wij niets doen, vergroot het marktaandeel van de schadelijke spelen." In dit 'inbeddings- of kanaliseringsbeleid' geldt als objectief "het verminderen van de gokverslaving naast het objectief van het handhaven van een marktaandeel", en – belangrijk in de context van deze paper – als objectief werd "niet winst maar wel de vermindering van de gokverslaving vooropgesteld.", aldus Daems. De mecenas-uitdrukking ontlenen we aan Jacques Chabot tijdens diezelfde plenaire bespreking.
2. Zie bvb. de uitvoerige internationale vergelijking van Garret (2001), die becijfert dat landen waar Lotto deel uitmaakt van de aangeboden staatsloterijproducten een gevoelig hogere loterij-omzet per capita realiseren.
3. De omzet-tijdreeks die we achteraf zullen opnemen in onze regressies is stationair: de 'Augmented Dickey-Fuller' (ADF) test leidt tot een duidelijke verwerping van de unit-root hypothese (bvb. minder dan 1% kans in het geval van vier vertragingen). Hetzelfde geldt voor de "verwachte opbrengst" en "effectieve prijs"-variabelen die we hieronder bespreken.
4. Deze formule is strikt gesproken niet helemaal exact. We houden geen rekening met de kans op overdrachten in rang 2, of met de speciale regels die gelden wanneer het uitgekeerd bedrag per winnaar in een lagere rang hoger zou zijn dan dat in een hogere rang. Deze kansen zijn echter verwaarloosbaar (het eerste scenario is op de ruim 1700 trekkingen sinds 1978 enkel in de allereerste tien weken na de lancering op de Belgische markt drie maal voorgekomen, het andere nog nooit). We maken verder abstractie van de afrondingsregels die de Nationale Loterij hanteert bij het bepalen van het bedrag per winnaar, maar ook hier is de impact op de effectieve prijs verwaarloosbaar. Ten slotte steunt ook formule (2) op de veronderstelling dat elk cijfer evenveel kans heeft om door een speler te worden gekozen. We verwijzen opnieuw naar sectie VI voor meer commentaar bij deze veronderstelling.
5. Een RESET test geeft aan dat een zuiver lineaire specificatie wellicht niet de meest volledige benadering is (zowel de tweede als de derde macht van de ('gefitte') verwachte waarde zijn significante verklarende variabelen). Gezien de hoge (aangepaste) R^2 blijven we in de hoofdtekst toch bij de eenvoudige lineaire voorstelling. Loglineaire specificaties leveren kwalitatief dezelfde resultaten op.
6. Eerder werk in dezelfde aard vindt men bij Heylen (2000), die evenwel een kortere tijdsperiode beschouwt, een ruwere benadering hanteert voor de berekening van de verwachte opbrengst, en zich houdt aan de gewone kleinste-kwadratenmethode bij het schatten van de marktvraag.

7. In bovenstaande regressie wordt de omvang van overdrachten en speelpotten als 1 instrument ('de bonus') gehanteerd in de eerste ronde. Een alternatieve, nog steeds vrij eenvoudige regressie waarbij overdrachten en speelpotten als twee verschillende instrumenten worden beschouwd, levert volgende resultaat op: *omzet* = 16 919 521 – 32 305 163 $p_{effectief}$ – 4 922 856 *woensdag* (t-waarden resp. 29.19, 14.82 en 60.2; aangepaste $R^2 = 0.94$. De hieruit afgeleide puntelasticiteiten liggen in de lijn van Tabel 2: voor 'alle woensdagtrekkingen' vinden we bvb. een waarde van –0.555, voor 'alle zaterdagtrekkingen' een waarde –0.854.
8. In feite laten de PE-tests vermoeden dat beide specificaties enigszins voor verbetering vatbaar zijn (zie ook de bespreking van de RESET-test in Noot 5), maar de teststatistiek bij de loglineaire variant is iets beter. In de twee specificaties blijft heteroskedasticiteit aanwezig. Wanneer de foutentermen worden uitgezet tegen de voorspelde waarden observeert men bij de lineaire specificatie – in tegenstelling tot de loglineaire formulering – een vrij uitgesproken systematisch niet-lineair (J-vormig) verband, hetgeen de balans verder in de richting van de loglineaire vorm doet overhellen.
9. In alle marktvraagregressies in Tabel 3 is er slechts één endogene verklarende variabele, nl. de effectieve prijs. Boven in de tabel vindt men een opsomming van de variabelen die, samen met een constante term, worden gebruikt om in de eerste ronde de waarde van de effectieve prijs te schatten. De instrumentvariabele(n) is (zijn) diegenen die enkel in dat bovendeel worden vermeld, de exogeen veronderstelde ('niet-toevals') variabelen zijn in beide ronden als verklarende factor opgenomen. Bij de eenvoudigste variant (1) fungeert bijvoorbeeld de 'bonus' als instrumentvariabele, waarbij geen onderscheid gemaakt wordt tussen extra geld uit een speelpot of uit een overdracht. We veronderstellen m.a.w. dat die bonus enkel via de effectieve prijs de marktvraag beïnvloedt. Het exogeen karakter van de woensdagdummy laat verder toe om deze variabele in beide ronden als verklarende factor te gebruiken. Men merkt dus dat in de andere drie regressies ook speelpotten als exogeen worden beschouwd en dat de toevallige overdracht als instrumentvariabele blijft fungeren (cf. de verschijning van de speelpot als verklarende factor in de tweede rondes). Hierdoor wordt de mogelijkheid opengelaten dat spelers anders reageren op zo'n extra speelpot dan op een toevallige overdracht.
10. Andere varianten leveren elasticiteiten in dezelfde orde van grootte (–0.76 à –0.65). Specificaties zonder woensdagdummy hebben een gevoelig geringere verklaringskracht en hebben bovendien een duidelijk probleem van negatieve autocorrelatie in de storingstermen (vermits trekkingen met lage en hoge omzet elkaar voortdurend omwisselen). Een gewone kleinste kwadratenschatting van de variant in kolom (1) geeft een elasticiteit van –0.66. Het statistisch endogeniteitsprobleem lijkt dus net zoals bij Farrell e.a. (2000) niet zo groot, een empirische vaststelling die deze auteurs verklaren door het feit dat de doorsnee omzet bij gewone trekkingen relatief hoog is, waardoor de verwachte opbrengst in wezen onafhankelijk is van de omzet en bijna uitsluitend door bonuspotten wordt bepaald (vgl. Figuur 2).
11. De beschouwde regressie met twee autoregressieve termen impliceert een tweede-orde differentievergelijking in de (logaritme van de) omzet (ln *omzet* –0.151 ln $omzet_{-1}$ –0.298 ln $omzet_{-2}$ = 14.996 – 0.694 ln $p_{effectief}$ + …) met karakteristieke wortels 0.70 en –0.40. De omzet convergeert dus naar de steady-state waarde ln $omzet^*$ = (1/(1–0.151–0.298)) × (14.996 – 0.694 ln $p_{effectief}$ + …) waaruit de lange termijnelasticiteit (∂ ln $omzet^*$ / ∂ ln $p_{effectief}$) direct kan worden berekend.
12. Britse studies, gebaseerd op de licentieovereenkomst met Camelot, hanteren voor de marginale kost een cijfer van 6-7% van de prijs, maar dit is mogelijk te laag voor de Belgische loterij. De *gemiddelde* werkingskost, inclusief de commissielonen voor verkopers, is immers vrij hoog in internationaal perspectief (Van Puyenbroeck (1996)). Echt winstmaximaliserende strategieën zouden dus, in zover ze door een regulerende instantie wenselijk zouden worden geacht, allicht ook ingrepen aan de kostenzijde vergen.

13. Deze opmerking is vatbaar voor kritiek: het is best denkbaar dat de aanbieder de winstkansen net aanpast als reactie op een stijgende of dalende omzet (cf. de omschakeling in België van de oorspronkelijke 6/40 naar een 6/42 Lotto na een inloopperiode van twee jaar), zodat het conceptueel minder duidelijk is of men wel met reden van de (omgekeerde) 'reactie van de marktvraag op het gewijzigde spelformaat' mag spreken. Toch is de vaststelling op zich in overeenstemming met andere empirische literatuur die stelt dat individuen geen onderscheid maken tussen *verschillende, zeer lage* kansen. Of: wat is het verschil tussen de hoofdprijs winnen met één kans op vijf miljoen en één kans op zeven miljoen? Zie in dit verband bvb. het bekende artikel van Kahneman en Tversky (1979).
14. Deze gemiddelde waarden verbergen evenwel uitgesproken verschillen tussen woensdagen en zaterdagen: woensdagtrekkingen zonder winnaar waren er in bijna een derde van de gevallen (overdracht gemiddeld 708 000 euro), terwijl op zaterdagen slechts 8% van de trekkingen overdrachten hadden (gemiddeld 1 400 000 euro).
15. In zoverre de parameterwaarden uit de 'autoregressieve' specificatie in Tabel 3 na een herziening van het spelformaat nog zouden geldig zijn, zou de verhoogde frequentie van (mogelijk multipele) overdrachten en de daarmee gepaard gaande omzetstijging een positief effect hebben op direct volgende trekkingen. Anderzijds zou volgens dezelfde redenering een lager omzetcijfer bij een normale trekking eveneens een tijdje doorwerken.
16. Eenzelfde gevolgtrekking kan men halen uit de resultaten van de RESET-tests.

REFERENTIES

Beenstock, M., E. Goldin en Y. Haitovsky, 2000, What Jackpot? The Optimal Lottery Tax, *European Journal of Political Economy* 16, 655-671.

Beenstock, M. en Y. Haitovsky, 2001, Lottomania and Other Anomalies in the Market for Lotto, *Journal of Economic Psychology* 22, 721-744.

Clotfelter, Ch. en Ph. Cook, 1991, Selling Hope: State Lotteries in America, (Harvard University Press, Cambridge, Mass.).

Cook, Ph. en Ch. Clotfelter, 1993, The Peculiar Scale Economies of Lotto, *American Economic Review* 83, 634-643.

Dieker, T. en H. Tijms, 2001, Durft u het risico aan?, *STAtOR* **2**, 9-14.

Farrell, L., E. Morgenroth. en I. Walker, 1999, A Time Series Analysis of UK Lottery Sales: Long and Short Run Price Elasticities, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 513-526.

Farrell, L., Hartley, R. Lanot, G. en I. Walker, 2000, The Demand for Lotto: The Role of Conscious Selection, *Journal of Business and Economic Statistics* 18, 228-241.

Forrest, D., O. Gulley en R. Simmons, 2000, Testing for Rational Expectations in the UK National Lottery, *Applied Economics* 32, 315-326.

Forrest, D., O. Gulley en R. Simmons, 2001, Elasticity of Demand for UK National Lottery Tickets, *National Tax Journal* 53, 853-863.

Garret, T. en R. Sobel, 1999, Gamblers Favor Skewness, Not Risk: Further Evidence from United States' Lottery Games, *Economics Letters* 63, 85-9

Garret, T., 2001, An International Comparison and Analysis of Lotteries and the Distribution of Lottery Expenditures, *International Review of Applied Economics* 15, 213-227.

Heylen, S., 2000, De economische analyse van loterijen: verkoopsdeterminanten en winstmaximalisatie, (onuitgegeven licentiaatsverhandeling, KU Leuven).

Kahneman, D. en A. Tversky, 1979, Prospect Theory: an Analysis of Decision Under Risk, *Econometrica* 47, 263-291.

Lim, F., 1995, On the Distribution of Lotto, *Working Paper in Economics and Econometrics* No. 282, (Australian National University).

Mikesell, J., 1987, The Effect of Maturity and Competition on State Lottery Markets, *Journal of Policy Analysis and Management* 6, 251-253.

Scott, F. en O. Gulley, 1995, Testing for Efficiency in Lottery Markets, *Economic Inquiry* 33, 175-188.

Van Puyenbroeck, T., 1996, Het keurslijf van Fortuna: een economische analyse van overheidsloterijen, *Documentatieblad Ministerie van Financiën* 56, 113-152.

Verbeek, M., 2000, A Guide to Modern Econometrics, (Wiley, Chichester).

Walker, I., 1998, The Economic Analysis of Lotteries, *Economic Policy* 27, 359-392.

Walker, I. en J. Young, 2001, An Economist's Guide to Lottery Design, *The Economic Journal* 111, 700-722.

APPENDIX

De verwachte opbrengst van de Belgische Lotto.

De verwachte waarde per winnaar bestaat uit verschillende componenten die samenhangen met de respectievelijke rangen. Voor de vaste prijs in rang 5 geldt eenvoudigweg dat de verwachte waarde gelijk is aan de vaste uitkering *F* vermenigvuldigd met de kans om in die rang te winnen. Voor de hogere rangen moeten de respectievelijke kansen om te winnen vermenigvuldigd worden met "de verwachte waarde van het eigen aandeel bij winst in de totale prijzenpot voor die rang". Die prijzenpot stellen we voor als J_{RX}. Men krijgt dus algemeen: $EV = \sum_{RX=1}^{4} \pi_{RX} \cdot E\left[\frac{J_{RX}}{N_{RX}+1}\right] + F\pi_{R5}$, waarbij N_{RX} de kansvariabele is die het aantal *andere* winnaars in de betreffende rang weergeeft.

De prijzenpotten voor de rangen 1 t.e.m. 5 (de J_{RX} in vorige uitdrukking) zijn niet vastgelegd. Ze hangen af van de omzet, maar ook van het feit dat men eerst alle rang 5-winnaars een vaste prijs *F* moet uitbetalen. Het is dus slechts het saldo $\omega OM - Fn_{R5}$ dat per trekking beschikbaar is om over de hogere rangen te worden verdeeld. Het aantal winnaars in rang 5 is natuurlijk evengoed een kansvariabele, die we dus in bovenstaande formule moeten expliciteren. Ten slotte is er het aparte karakter van rang 1, waar bovenop de normale prijzenpot af en toe een overdracht *R* kan worden toegevoegd. We krijgen m.a.w:

$$EV = \pi_{R1} E\left[\frac{\left(\omega_{R1}\left(\rho OM - FN_{R5}\right)\right) + R}{N_{R1}+1}\right] + \sum_{RX=2}^{4} \pi_{RX} E\left[\frac{\left(\omega_{RX}\left(\rho OM - FN_{R5}\right)\right)}{N_{RX}+1}\right] + F\pi_{R5} \qquad \text{(A1)}$$

met $R \geq 0$ (afhankelijk van het resultaat van vorige trekking of van extra speelpotten) en $\omega_{R1} + \omega_{R2} + \omega_{R3} + \omega_{R4} = 100\%$. Om (A1) uit te rekenen hebben we inzicht nodig in de verwachte waarden van de $N_{RX.}$

Als we alle mogelijke rangen samen nemen, volgen de N_{RX} de multinomiaalverdeling (Q – 1, π_{R1},π_{R2} , π_{R3}, π_{R4}, $\pi_{R5,}$ 1-[π_{R1} +π_{R2} +π_{R3} +π_{R4}+π_{R5}]). Voor deze verdeling geldt dat de marginale waarschijnlijkheidsfunctie van elke individuele N_{RX} een binomiaalverdeling (Q–1, π_{RX},1-π_{RX}) is, dat de marginale waarschijnlijkheidsfunctie van twee variabelen N_{RX} , N_{R5} een trinomiaalverdeling (Q–1, π_{R1}, π_{R5},1-π_{R1}-π_{R5}) volgt, etc. Dit gegeven is nuttig omdat we ons in (A1) kunnen beperken tot het uitrekenen van $E\left[\frac{1}{N_{RX}+1}\right]$ en $E\left[\frac{N_{R5}}{N_{RX}+1}\right]$. De overige termen zijn immers geen kansvariabelen. Voor de eerste term geeft dit:

$$E\left[\frac{1}{N_{RX}+1}\right] = \sum_{i=0}^{Q-1}\frac{1}{i+1}\binom{Q-1}{i}\pi_{RX}^{i}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-1-i}$$
$$= \frac{1}{\pi_{RX}}\sum_{i=0}^{Q-1}\frac{1}{i+1}\binom{Q-1}{i}\pi_{RX}^{i+1}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-i-1}$$
$$= \frac{1}{\pi_{RX}}\sum_{i=0}^{Q-1}\frac{i+1}{i+1}\frac{1}{Q}\binom{Q}{i+1}\pi_{RX}^{i+1}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-i-1}$$
$$= \frac{1}{Q\pi_{RX}}\sum_{i=0}^{Q-1}\binom{Q}{i+1}\pi_{RX}^{i+1}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-1-i}$$

Vermits

$$\sum_{i=0}^{Q-1}\binom{Q}{i+1}\pi_{RX}^{i+1}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-i-1} = \sum_{i=0}^{Q}\binom{Q}{i}\pi_{RX}^{i}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-i} - \binom{Q}{0}\pi_{RX}^{0}\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q} \quad , \quad \text{en}$$

omdat de eerste term hierin gelijk is aan 1 (cf. de binomiaalstelling $\sum_{x=0}^{n}\binom{n}{x}b^{x}a^{n-x}$ $=\left(a+b\right)^{n}$), krijgen we uiteindelijk $E\left[\frac{1}{N_{RX}+1}\right] = \frac{1-\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q}}{Q\pi_{RX}}$. Op dezelfde wijze vindt men (met gebruik van het multinomiaalstelling):

$$E\left[\frac{N_{R5}}{N_{RX}+1}\right] = \frac{\pi_{R5}\left(1-\left(1-\pi_{RX}\right)^{Q-1}\right)}{\pi_{RX}}.$$

Substitutie van deze twee in (A1) levert dan uitdrukking (2) in de tekst op.