Wiener Studien zur Politischen Ökonomie

Band 19

Glücksspiel in Österreich

Hanappi (2005)

Schriftenreihe herausgegeben von Univ.-Prof. Dr. Gerhard Hanappi

ISSN 2074-9880

Glücksspiel in Österreich

Endbericht

Dieses Forschungsprojekt wurde von den Österreichischen Lotterien gefördert.

Dezember 2005

Projekt-Team

Univ.-Prof. Mag. Dr. Hardy Hanappi (Projektleitung)

Univ.-Prof. Dr. Dr. Helmut Frisch

Univ.-Prof. Dr. Bernhard Böhm

Mag. Yvonne Katschke

Dipl. Ing. Alexander Friedmann

Einleitung

1. **Die Nachfrage nach Lotterieprodukten**

   1.1. Verschiedene Nachfragemodelle -Theorien und Ergebnisse
   1.2. Das Verhalten von Lottospielern
   1.3. Der effektive Preis eines Lotterietickets
   1.4. Ökonometrische Schätzungen für Österreich
   1.5. Analyse der Mikrodaten der Annahmestellen

2. **Das österreichische Glücksspielmonopol**

   2.1. Monopol und reguliertes Monopol
   2.2. Sind die Österreichischen Lotterien ein natürliches Monopol?
   2.3. Ökonometrische Tests der Monopolpreisregel
   2.4. Die Preispolitik der Österreichischen Lotterien
   2.5. Steuererträge der Österreichischen Lotterien

3. **Perspektiven des Internet-Lottos**

   3.1. Zeitliche Struktur von Einflüssen auf die Lottonachfrage
   3.2. Analyse der Nachfrage pro Runde und Kalenderjahr
   3.3. Der Einfluss von Internet-Lotto
   3.4. Der Einfluss des Euro-Millionen Spiels

Schluss

Einleitung

Die folgende Arbeit stellt sich die Aufgabe die mittelfristige Entwicklung des Glücksspiels – und hier insbesondere des Spieles 6 aus 45 – in Österreich ökonomisch zu untersuchen. Ausgangspunkt dieses Vorhabens ist ein eingehendes Studium der in der Literatur zu findenden einschlägigen ökonomischen Ansätze zu diesem Thema. Die wesentlichsten, in der Folge teilweise weiter verwendeten Modelle werden dann in komprimierter Form dargestellt.

Ein wichtiger und großer Teil dieser Arbeit beruht auch auf eingehender ökonometrischer Analyse des uns zur Verfügung gestandenen Datenmaterials. Da unsere Modellbildung ja letztlich auch zur Entscheidungshilfe in unternehmenspolitischen Fragestellungen dienen soll, war es selbstverständlich, dass den empirischen, zum Teil institutionellen Fragen ebenfalls ausreichend Rechnung getragen werden musste. Daher stellen die ersten Kapitel von Teil 1 dieses Endberichts den Versuch dar aus einer Fülle von Modellen und dem reichen empirischen Datenmaterial, das uns zur Verfügung stand, eine empirisch und theoretisch gut fundierte Nachfragefunktion zu ermitteln.

Da unser Datensatz auch höchst detaillierte Mikrodaten einzelner Annahmestellen enthielt wurde in Kapitel 1.5 versucht auch diese für eine kreative Strukturierung der Nachfrage zu nützen. Die dort erzielten Ergebnisse bergen einige Überraschungen und bieten sich für weiteren Ausbau – über den Rahmen dieses Forschungsprojektes hinaus an.

Der zweite Teil des Projektes widmet sich insbesondere der Frage ob das Verhalten der Österreichischen Lotterien als monopolistisch bezeichnet werden kann. Nach eingehender Untersuchung kann diese Frage eindeutig verneint werden.

Im letzten Teil wird schließlich versucht den Einfluss des Internet-Lottos quantitativ zu erforschen. Dazu erweist es sich als notwendig die dafür zu summarische Formulierung der Nachfrage nochmals mit unterschiedlichen Anpassungsgeschwindigkeiten zu reformulieren. Damit kann schliesslich gezeigt werden, dass es sch bei der Eröffnung der neuen Spielform um eine notwendige, aber eher defensiv ausgerichtete Maßnahme handelte.

In jedem der drei Teile verbirgt sich eine große Anzahl verarbeiteten Materials, die über einen längeren Zeitraum währende Zusammenarbeit des Teams, aber auch die Zusammenarbeit mit den Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern der Österreichischen Lotterien hat hoffentlich auch sichtbare Früchte getragen. Es ist zu hoffen, dass einige der nur angedeuteten Ideen für weitere Entwicklungen zum Thema auf interessierte Leser stoßen. Das Thema selbst fasziniert nicht nur die Lottospieler selbst, auch eine zunehmende Anzahl von Ökonominnen und Ökonomen sehen darin ein intellektuell höchst ergiebiges Untersuchungsgebiet.

Die vorliegende Arbeit ist daher nicht nur ein völlig neu überdachtes Folgeprojektes unserer ersten Studie zu diesem Thema, sie ist auch eine Vertiefung und Verbreiterung der Thematik. Da die Aktualität des Glückspielbereiches gerade auch in einem sich zusammenschließenden Europa rasant an Bedeutung gewinnen könnte, sind wir zuversichtlich auch in Zukunft unseren wissenschaftlichen Beitrag zu diesem Untersuchungsgegenstand leisten zu können.

1. Die Nachfrage nach Lotterieprodukten

1.1. Verschiedene Nachfragemodelle -Theorien und Ergebnisse

(Yvonne Kaschke und Helmut Frisch)

Um die Nachfrage nach Lotterien zu erklären wurden verschiedenen Ansätze vorgeschlagen. Walker (1998), Cook & Clotfelter (1993), Matheson & Grote (2004) und Forrest, Simmons & Chesters (2002) verwenden Modelle in denen der Erwartungswert (bzw. Einsatz abzüglich Erwartungswert) eines Lottotipps als Preisvariable fungiert (so genannte "Effective Price" Modelle). Beenstock & Haitovsky (2001) berücksichtigen in verschiedenen Spezifikationen jeweils den Einsatz (d.h. Verkaufspreis) pro Tipp und die von den Betreibern angekündigte Gewinnsumme. Scoggins (1995), Cook & Clotfelter (1993) und Forrest, Simmons & Chesters (2002) untersuchen weiters Modelle ohne Preisvariable, die Nachfrage soll nur durch die Höhe des Hauptpreises, bzw. des Jackpots erklärt werden. Mit jedem der drei Modelltypen lässt sich das Nachfrageverhalten gut erklären.

Preiselastizität

Für die ökonomische Analyse sind Preiselastizitäten von entscheidender Bedeutung. Die Preiselastizität gibt an um wie viel Prozent die Absatzmenge sinkt, wenn der Preis um 1 % steigt. Anhand der Nachfragefunktion kann man für jeden Preis die entsprechende Elastizität bestimmen. Die Betreiber von Lottospielen sind in der Regel Monopolisten, sie operieren in einem Markt ohne Konkurrenten. Daher können sie den Preis setzen, während die Marktnachfrage die Menge bestimmt welche zu diesem Preis abgesetzt werden kann. Ein gewinnmaximierender Monopolist wählt einen hohen Preis, wodurch für die Gesellschaft ein Wohlfahrtverlust entsteht. Sollen die Steuereinnahmen maximiert werden, muss der Betreiber anstatt des Gewinnes den Umsatz maximieren. Umsatzmaximierung bedeutet auch einen geringeren Wohlfahrtsverlust, da der Preis niedriger ist. Welche Strategie der Betreiber bei der Preissetzung wählt erkennt man an der Preiselastizität. Eine Elastizität von -1 bedeutet, dass der Umsatz maximiert wird, eine kleinere Elastizität weist darauf hin, dass der Monopolist seine Macht ausnützt um seinen Gewinn zu optimieren.

Die betrachteten Arbeiten weisen auf Elastizitäten nahe bei -1 oder größer als -1 hin. Für die Nachfrage in Großbritannien berechnet Walker (1998) eine Preiselastizität von -1,07. Forrest, Simons und Chesters (2002) schätzen die Nachfrage (ebenfalls in G.B.) für Mittwoch und Samstag

getrennt, sie erhalten Elastizitäten von -1,04 (Mittwoch) und -0,88 (Samstag). Beenstock & Haitovsky (2001) verwenden den Einsatz als Preisvariable. Ihre Untersuchung des israelischen Lotto ergeben eine langfristige Preiselastizität von -0,65.

Der Jackpot-Effekt

Jackpots stellen für die Nachfrage einen starken positiven Anreiz dar. Dieser Anreiz wird in "Effective-Price" Modellen durch den dementsprechend höheren Erwartungswert pro Tipp berücksichtigt. Matheson & Grote (2004) untersuchen mit einem Modell dieser Art ein Phänomen, welches sie "Lottofieber" nennen. Durch die höhere Gewinnsumme steigt der Erwartungswert eines Lottotipps in Jackpotrunden. In Runden mit mehrfachen Jackpots kann theoretisch die Nachfrage dermaßen ansteigen, dass der Erwartungswert *pro Tipp* im Vergleich zur Vorrunde sinkt, da die erwartete Gewinnsumme durch eine überproportional große Tippanzahl geteilt werden muss. Matheson & Grote überprüften 17.583 Ziehungen in 33 US Bundesstaaten auf "Lottofieber", sie konnten dieses Phänomen in weniger als 0,1 % der Ziehungen feststellen.

Eine andere Möglichkeit die positiven Auswirkungen von Jackpots zu erfassen besteht darin, den Betrag des Jackpots oder die gesamte Gewinnsumme des ersten Ranges als erklärende Variable in der Nachfragefunktion zu verwenden. Cook & Clotfelter (1993) kommen mit diesem Ansatz zu dem Ergebnis, dass eine höhere Ausschüttung für den ersten Rang (die anderen Ränge bleiben unverändert) zwar zu einer zunehmenden Nachfrage und daher höherem Umsatz führt, dass aber dieser Zuwachs die höheren Kosten nicht deckt. Scoggins (1995) kommt mit einem Modell, welches den Einfluss der vorangegangenen Runden auf die aktuelle Runde berücksichtigt, zu einem gegenteiligen Ergebnis. Höhere Verkäufe in den letzten zwei Runden wirken sich positiv auf die aktuelle Runde aus. Durch diesen positiven Effekt können langfristig die Gewinne der Betreiber steigen, trotz der Kosten die eine höhere Gewinnausschüttung verursacht.

Beenstock & Haitovsky (2001) verwenden in ihrem Modell die Gewinnankündigung der israelischen Lottobetreiber. Weiters werden Dummyvariablen verwendet, um zu überprüfen, ob Jackpots die Nachfrage zusätzlich zu dem Effekt der höheren Gewinnsumme antreiben. Sie konnten dieses Phänomen ("Lottomania") bei drei- und vierfachen Jackpots nachweisen.

Gewinnwahrscheinlichkeit und Jackpotwahrscheinlichkeit

Die Wahrscheinlichkeit, dass in einer Runde kein Tipp mit der richtigen Zahlenkombination abgegeben wurde, nennt man Jackpotwahrscheinlichkeit. Sie hängt von der Gewinn-Wahrscheinlichkeit und der Anzahl der Tipps ab. Man muss jedoch berücksichtigen, dass ein großer Anteil der Teilnehmer seine Zahlen nicht völlig zufällig auswählt. Die Jackpot-Wahrscheinlichkeit wird dadurch verzerrt, dass manche Zahlen und Zahlenkombinationen bei der bewussten Auswahl anscheinend bevorzugt und andere benachteiligt werden. Walker (1998) weist darauf hin, dass in Groß Britannien wesentliche öfter ein Jackpot auftritt, als anhand der Gewinnwahrscheinlichkeiten und Teilnehmerzahlen anzunehmen wäre. Scoggins (1995) schätzt eine verallgemeinerte Funktion, anstatt der theoretischen Jackpot-Wahrscheinlichkeit, um eine Verzerrung der Ergebnisse zu vermeiden. Er kann damit für Daten aus Florida zeigen, dass die Hypothese der zufälligen Auswahl der Zahlen durch die Spieler verworfen werden muss.

Die Frage ob die Gewinnwahrscheinlichkeit nicht nur einen Einfluss auf die Jackpothäufigkeit, sondern auch auf das Nachfrageverhalten hat, können Beenstock & Haitovsky (2001) anhand ihrer Schätzungen verneinen. Obwohl in Israel die Gewinnwahrscheinlichkeiten innerhalb weniger Jahre mehrmals drastisch verschlechtert wurde, konnte kein signifikanter Effekt auf die Nachfrage beobachtet werden. Änderungen in der Gewinnpyramide hingegen hatten einen signifikanten Einfluss auf das Nachfrageverhalten.

Im Folgenden werden drei der oben erwähnten Arbeiten ausführlicher besprochen.

Walker (1998)

Walker untersuchte die Nachfrage nach Lotterien in Großbritannien. Beim Lotto in Großbritannien werden 6 Zahlen aus 49 gezogen. Die dadurch wesentlich geringen Chancen auf den Hauptgewinn (1:13.983.816) entsprechen der wesentlich größeren Anzahl von Lottospielern in GB. Auch die Gewinnpyramide ist etwas anders gestaltet als in Österreich, die wesentlichen Merkmale sind jedoch in beiden Ländern gleich. Das von Walker verwendete Modell geht von der grundlegenden Annahme aus, dass Lottospielen einen Nutzen stiftet, da es den Individuen Freude und Spannung (“thrill”) bereitet. Die Spieler sind demnach auch bereit für diesen Nutzen zu bezahlen. Walker ist der Meinung, dass wegen des geringen Einsatzes für einen Tipp, Lotto auch von Personen gespielt wird,

die sonst risikoavers sind. Er geht davon aus, dass bei einem derart kleinen Betrag Risikoaversion nicht ausschlaggebend ist ("small stake - high prize game"). Die Tatsache, dass alle Einkommensschichten unter den Spielern vertreten sind, spricht für die Hypothese dass Lottospielen einen Nutzen stiftet.

Das Modell

Wie bereits erwähnt ist Preis des Spielvergnügens definiert als der erwartete Verlust (= Einsatz minus Erwartungswert) pro Tipp. Bei diesem Modell werden andere Faktoren wie Varianz und Schiefe der Verteilung nicht berücksichtigt. Es werden daher nicht alle Gewinnränge einzeln betrachtet, sondern es wird davon ausgegangen, dass ein Anteil an den Gesamteinsätzen ausbezahlt wird und dass es eine Möglichkeit für einen Jackpot gibt. Der Spieler nimmt den erwarteten Verlust als "effektiven Preis" wahr und in Folge wird eine Nachfragefunktion für GB geschätzt, welche die verkaufte Menge an Tipps in Abhängigkeit vom Erwartungswert angibt. Der Betreiber kann als einzigen Parameter die "Takeout Rate", den Anteil der Einsätze der nicht an Gewinnen ausgeschüttet wird, bestimmen. Die Tatsache ob ein Jackpot entsteht oder nicht hat auf den Erwartungswert einen wesentlichen Einfluss, die Jackpotwahrscheinlichkeit muss daher berücksichtigt werden. Das konkrete Modell lässt sich durch drei Gleichungen beschreiben[1].

(1.1) $$G = \tau \cdot T + R$$

Die erste Gleichung besagt dass die Größe des Gewinns die Summe aus dem Anteil der Einnahmen ist, der als Gewinn ausbezahlt wird und einem möglichen Jackpot von der vorigen Runde ist. G steht dabei für die Gewinnsumme, τ für den Anteil der ausgeschüttet wird, T für die Gesamtverkäufe (Anzahl der Tipps) und R für den Jackpot (R = 0 falls es in der Vorrunde einen oder mehrere Gewinner gab).

[1]Das Model enthält keine Variable für den Einsatz (Verkaufspreis) pro Tipp, da in GB der Einsatz ein Pfund beträgt. Auch für den Fall dass der Einsatz ungleich 1 ist, ändert das nicht das Ergebnis der Schätzung. Das unten beschriebene Scoggins-Modell enthält aus diesem Grund auch keine Preisvariable.

(1.2) $$W = (1-d)^T$$

In der zweiten Gleichung wird die Wahrscheinlichkeit W für das Auftreten eines Jackpots beschrieben. Ob ein (oder mehrere) Spieler alle sechs Zahlen richtig tippen hängt von zwei Parametern ab. Zum einen vom Schwierigkeitsgrad (Design) des Spieles d, der die Wahrscheinlichkeit mit einem Tipp zu gewinnen angibt, und zum anderen von der Anzahl der gespielten Tipps: je mehr Tipps abgegeben werden desto größer ist die Wahrscheinlichkeit dass jemand den 6er erraten hat. Das heißt je höher T desto kleiner die Jackpotwahrscheinlichkeit (Wahrscheinlichkeit, dass *kein* 6er erraten wurde) da $(1 - d) < 1$.

(1.3) $$V = \frac{(1-W)G}{T}$$

Die Variable V in der Gleichung (1.5) steht für den Erwartungswert pro Tipp. Der Gewinn G wird mit der Wahrscheinlichkeit (1-W) ausbezahlt, die Division durch T ergibt dann den erwarteten Gewinn pro Tipp. Falls es in der Vorrunde zu keinem Jackpot kam, steigt der erwartete Gewinn mit der Anzahl der abgegeben Tipps, da die Wahrscheinlichkeit steigt, dass der Hauptpreis auch tatsächlich in der Runde gewonnen und ausbezahlt wird. Ist ein Jackpot aus der Vorrunde vorhanden, so steigt der erwartete Gewinn anfangs mit der Anzahl der Tipps und sinkt dann wieder, da bei mehr Teilnehmern die Gewinnsumme auf mehrere Gewinner aufgeteilt werden muss. Geht T gegen unendlich so geht der Erwartungswert des Gewinnes beiden Fällen gegen τ wie in der Abbildung 1.1.

Ergebnisse

In Großbritannien wurde Lotto (Camelot) 1994 eingeführt; für die Schätzungen wurden die ersten 116 Ziehungen berücksichtigt. Die Verkäufe in einer durchschnittlichen Runde ohne Jackpot stiegen schnell von anfangs 40 Millionen Tipps auf 65-70 Millionen Tipps. Der Erwartungswert (Gleichung 1.3) eines Tipps in einer Runde ohne Jackpot liegt nahe bei 0,45 Pfund (der Einsatz beträgt 1 Pfund, die Gewinnausschüttung 45% des Einsatzes).

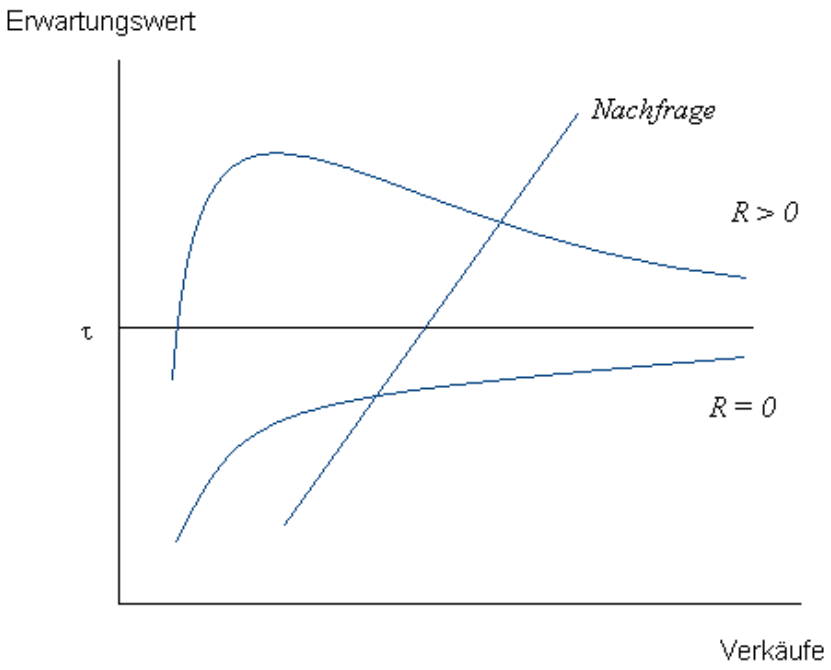


Abbildung 1.1

In Runden mit einfachen Jackpots steigt der Erwartungswert auf etwa 0,58 Pfund, die Verkäufe in der beobachteten Periode betrugen bis zu 82 Millionen Tipps. Schließlich führt ein Doppeljackpot (in den 116 Ziehungen traten 2 Doppeljackpots auf) zu einer weiteren Erhöhung des Erwartungswertes auf 0,65 Pfund und die Verkäufe erreichten 110 Millionen Tipps. Bei den Daten ist auffällig, dass wesentlich öfter ein Jackpot entstand, als es unter der Annahme, dass die Spieler ihre Zahlen zufällig wählen, der Fall wäre.

Walker führt eine einfache Schätzung durch, in welcher der verkauften Tipps T nur vom Erwartungswert V pro Tipp abhängen:

$$T = 4{,}7 + 135 \cdot V$$

Die Schätzung wurde einfach gehalten, da in dem untersuchten Zeitraum keine Designänderungen stattfanden; d.h. weder die Preispyramide, noch der Einsatz und die Gewinnausschüttung verändert wurden. Diese Schätzung erklärt 44% der Varianz der Verkäufe. Die Preiselastizität in bezug auf den Erwartungswert beträgt -1,07. Ein umsatzmaximierender (und daher steuermaximierender) Betreiber muss den Preis so setzen, dass er eine Preiselastizität von -1 erreicht. In diesem Sinne verhält sich Camelot, der Veranstalter der UK National Lottery optimal.

Das Modell wurde von Walker und Young (2000) erweitert. Die Nachfrage ist nun von drei Momenten der Wahrscheinlichkeits-Verteilung abhängig: vom Mittelwert, der Varianz und der Schiefe der Verteilung. Diese drei Momente sind natürlich nicht unabhängig voneinander. Die Verteilung der Lottogewinne ist dann besonders schief, wenn der Hauptgewinn einen großen Anteil der Gewinnausschüttung erhält. Die Schiefe ist hingegen gering, wenn den kleineren Gewinnen mehr Gewicht zukommt. Ein großer Hauptgewinn erhöht aber auch die Varianz. Es zeigt sich dass ein Jackpot einen großen Effekt auf den Durchschnitt, die Varianz und die Schiefe hat, während die Anzahl der abgegebenen Tipps nur eine kleine Auswirkung auf die drei Momente hat. Die wichtigsten Resultate dieser Modellierung waren:

- Die Nachfrage hängt positiv vom Durchschnittsgewinn ab, das bedeutet je besser die Wette, desto attraktiver das Spiel
- die Nachfrage hängt negativ von der Varianz ab, somit sind riskantere Wetten weniger attraktiv
- Die Nachfrage hängt positiv von der Schiefe der Verteilung ab
- Es zeigt sich eine positive Korrelation über die Zeit, das bedeutet das die Verkäufe in einer Runde auch einen Einfluss auf die folgenden Verkäufe haben. Ein Jackpot welcher die Nachfrage in einer Runde in die Höhe treibt, hinterlässt eine positive Wirkung auf die folgenden Runden (Halo-Effekt)

Scoggins (1995)

Scoggins geht mit seinem Modell einen anderen Weg als Walker. Zum einen möchte er vermeiden den Preis als erwarteten Verlust zu interpretieren und diesen als solchen in eine Nachfrage-Funktion eingehen zu lassen. Der Grund der Ablehnung ist für Scoggins vor allem die Tatsache dass der Preis in einer wohl definierten Nachfragefunktion eine feste Relation zum Einkommen haben muss, welche über eine Budgetbeschränkung ausgedrückt werden muss. Da sich jedoch der erwartete Verlust in jeder Runde ändert besteht keine eindeutige Beziehung zum Einkommen und zur klassischen Nachfragetheorie (Slutzky-Gleichungen). Beispielsweise können der Substitutionseffekt oder der Einkommenseffekt nicht zuverlässig bestimmt werden. Im Scoggins-Modell wird daher die Nachfrage nach Lotto-Tipps durch eine Verhaltensfunktion beschrieben. Letztere erklärt die Nachfrage nach Lotteriebillettes vor allem durch die Höhe des Hauptpreises (inklusive Jackpot, falls

vorhanden). Ein anderer, wichtiger Faktor ist ein Vektor mit den Hauptpreisen der vergangenen Runden. Die weiteren Faktoren betreffen in erster Linie sozioökonomische Werte und können vom Entscheidungsträger nicht beeinflusst werden.

Ein Hauptaugenmerk bei der Erstellung seines Modells legte Scoggins auch auf den Umstand, dass die Zahlenkombinationen von den Teilnehmer nicht vollkommen zufällig gewählt werden. Zum einen beeinflusst das wiederum den erwarteten Verlust pro Tipp, weil dadurch Lottotipps zu heterogenen Gütern werden (was wieder gegen die Verwendung einer herkömmlichen Nachfragfunktion spricht). Zum anderen ändert sich dadurch auch die Wahrscheinlichkeit, dass ein Jackpot auftritt. Nachdem das Auftreten (oder Ausbleiben) eines Jackpots die Höhe des Hauptgewinns bestimmt und somit die Nachfrage der folgenden Runden beeinflusst, ist das Bestimmen der tatsächlichen Jackpot-Wahrscheinlichkeit in diesem Modell wesentlich.

Das Ziel der Arbeit von Scoggins ist es mittels einem Mehr-Periodenmodell diejenige Ausschüttungsquote für den Hauptpreis zu errechnen, bei welcher der Gewinn der Betreiber des Glücksspiels maximal ist.

Das Modell

Im folgenden Modell wird die vorgestellte Notation verwendet, allerdings wird ein Index i angegeben der sich auf die Runde bezieht. Die Wahrscheinlichkeit den Hauptpreis zu gewinnen ist wieder mit d notiert und wird durch eine Hypergeometrische Verteilung bestimmt. Die Wahrscheinlichkeit, dass wenn T_i Tipps abgegeben werden, die richtige Kombination nicht dabei ist (Jackpot-Wahrscheinlichkeit W), wäre bei vollkommen zufälliger Wahl der Zahlen wie oben definiert. Scoggins verwendet jedoch die Jackpot-Wahrscheinlichkeit $\overline{W}$ bei welcher eine nichtzufällige, bewusste Wahl der Zahlen (genannt: “binomit model”[1]) unterstellt wird.

(1.4) $$\overline{W_i} = (1-d)^{\alpha+\beta\cdot T_i}$$

[1]Das Binomit-Model ist eine Verallgemeinerung von Gleichung 1.2: Für die Parameterwerte $\alpha = 0$ und $\beta = 1$ entspricht Gleichung 1.4 genau Gleichung 1.2

Der Hauptpreis in der Runde *i* ist wie zuvor definiert. Der Parameter τ steht hier für den Anteil der Verkäufe, welcher in die Gewinnausschüttung für den Hauptpreis fließt.

(1.5) $$G_i = \tau \cdot T_i + R_i$$

Der Jackpot der Runde *i* hängt davon ab, ob jemand in der Vorrunde den Hauptpreis gewonnen hat oder nicht.

(1.6) $$R_i = (1 - \overline{W}_{i-1}) \cdot G_{i-1}$$

Die Nachfrage nach Tipps (in der Strukturform) ist demnach eine Funktion des erwarteten Hauptpreises $\hat{G}_i$ und eines Vektors L_i der die Hauptpreise der vergangenen Runden enthält. a_0 repräsentiert andere Faktoren welche die Nachfrage beeinflussen können: Einkommen, Arbeitslosigkeit, Trends,. . . und ε_i steht für den Regressionsfehler

(1.7) $$T_i = a_0 + a_1 \hat{G}_i + a_2 L_i + \varepsilon_i$$

Unter der Annahme rationaler Erwartungen, erhält man für den erwarteten Gewinn
(mit $\hat{T}_i = T_i - \varepsilon_i$).

(1.8) $$\hat{G}_i = \tau \cdot \hat{T}_i + R_i$$

Aus den Gleichungen 1.7 und 1.8 kann nun der Gleichgewichtswert T^*_i für die Verkäufe errechnet werden (in der reduzierten Form gilt $b_j = Ba_j$ und $B = \frac{1}{1 - \tau \cdot a_1}$)

(1.9) $$T_i^* = b_0 + b_1 R_i + b_2 L_i + \varepsilon_i$$

Der Schnittpunkt der Gleichungen 1.7 und 1.8 kann auch etwas vereinfacht dargestellt werden. Gleichung 1.8 wird unter der vereinfachten Annahme $\varepsilon_i = 0$, und daher $G_i = \hat{G}_i$, $T_i = \hat{T}_i$ zu folgender Gleichung:

(1.8)' $$T_i = -\frac{R_i}{\tau} + \frac{G_i}{\tau}$$

Gleichung (1.8)' nennt Scoggins, Grand Prize Rule. Danach sind die Verkäufe eine Funktion des Hauptpreises G_i und des Jackpots R_i .

In der Abbildung 1.2 sind die Kurven der Gleichungen (1.7) und (1.8)' dargestellt. Die Eigenschaften des Schnittpunkts können anhand dieser Grafik veranschaulicht werden. Wenn z.B. der Jackpot in der aktuellen Runde *i* höher ist, so verschiebt sich die Grand Prize Rule Kurve (Gleichung 1.8') nach unten und der Gleichgewichtswert für die Verkäufe steigt. Falls andererseits die Hauptpreise der letzten Runden höher wären (L_i steigt), so würde das die Ticket Sales Kurve (Gleichung 1.7) nach oben verschieben. Das führt ebenfalls zu einem höheren Gleichgewicht. Die Parameter b_1 und b_2 in der Gleichung sind demnach positiv.

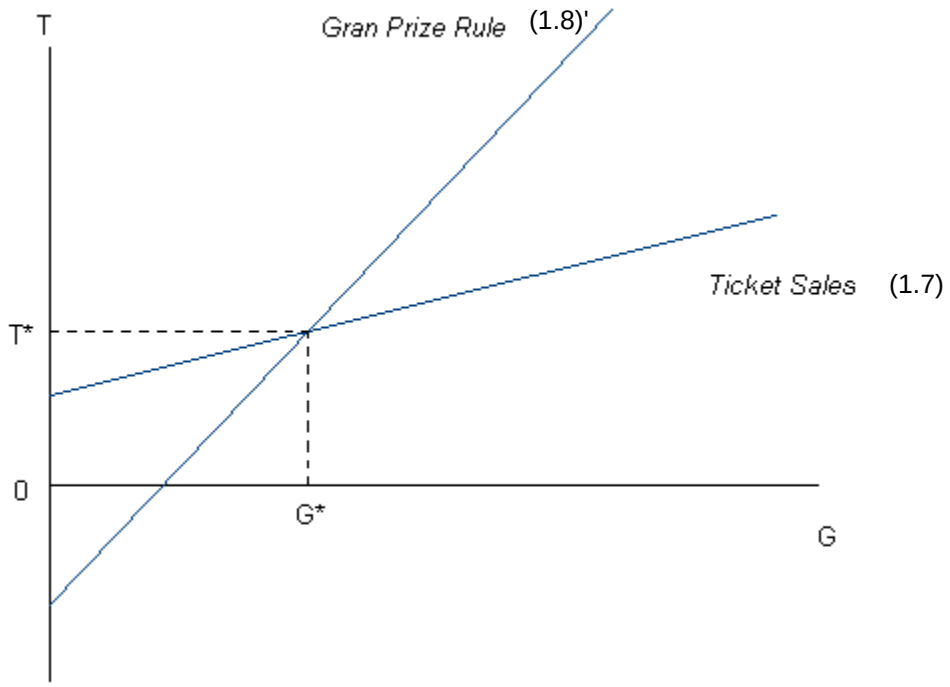


Abbildung 1.2

Um die Gewinne der Betreiber zu maximieren wird im Folgenden die Gleichung der Netto-Erträge des Spielbetreibers (θ sind die Kosten pro Tipp und der Anteil der Gewinnausschüttung der anderen Preise)

(1.10) $$\pi_i = (1 - \tau - \theta) \cdot \hat{T}_i$$

nach τ (Auszahlungsrate für den Hauptpreis) abgeleitet.

(1.11) $$D(\pi_i) = [\hat{a}_1(1-\theta)-1]\cdot B\hat{T}_i$$

Für $B > 0$ und $\hat{a}_1 > \frac{1}{1-\theta}$ führt ein Anstieg der Gewinnausschüttung des Hauptpreises zu einer Erhöhung der Erlöse (d.h. $D(\pi_i) > 0$), unabhängig davon, ob ein Jackpot aus der Vorrunde existiert und wie hoch die Gewinne der vergangenen Runden L_i ausgefallen sind. Für andere Parameterwerte gilt $D(\pi_i) < 0$, die Gewinne der ersten Runde sinken, wenn die Gewinnausschüttung erhöht wird.

Die erwarteten Verkäufe der folgenden Runde, $\hat{T}_{i+1}$ können nun etwas differenzierter betrachtet werden. Kommt es in der Runde i zu einem Jackpot, wird die Notation $\hat{T}_{i+1,1}$ verwendet, tritt kein Jackpot auf notiert man $\hat{T}_{i+1,0}$. Abhängig von der erwarteten Wahrscheinlichkeit $\hat{W}_i$, dass in der Runde i ein Jackpot auftritt, können die tatsächlich erwarteten Verkäufe $\tilde{T}_{i+1}$ und der Gewinn des Betreibers in Periode $i + 1$ errechnet werden. Die Ableitung der Gewinnfunktion nach τ ist in Gleichung 1.14 ersichtlich.

(1.12) $$\tilde{T}_{i+1} = (1-\hat{W}_i)\hat{T}_{i+1,0} + \hat{W}_i\hat{T}_{i+1,1}$$

(1.13) $$\pi_{i+1} = (1-\tau-\theta)\cdot\tilde{T}_{i+1}$$

(1.14) $$D(\pi_{i+1}) = [a_1(1-\theta)-1]B\cdot\tilde{T}_{i+1} + (1-\tau-\theta)\cdot$$
$$B\cdot[\hat{a}_1\hat{G}_i D(\hat{W}_i) + (\hat{W}_i\hat{a}_1 + \hat{a}_{2,1})D(\hat{G}_i)]$$

Wenn man Gleichung (1.14) genauer betrachtet, wird man feststellen, dass der Wert des Ausdruckes sowohl positiv als auch negativ sein kann, und dass das Vorzeichen von dem Wert aus Gleichung (1.11) abweichen kann. Es kann also durchaus sein, dass eine Änderung der Gewinnausschüttung in der Periode i zu einem Absinken der erwarteten Gewinne der Betreiber führen kann, während der erwartete Nettoerlös in Periode $i + 1$ steigt. Dieser Effekt wäre bei der Verwendung eines Ein-

Perioden Modells nicht erfassbar gewesen. Das Modell kann nun für mehrer Perioden erweitert werden. Je nachdem, in welcher Runde ein Jackpot auftritt und wann der nächste, u.s.w. gibt es bis zur Runde $i + j$ insgesamt 2^j verschiedene Reihen. Der Vektoren aller möglichen Reihen von Verkäufen (abhängig von den realisierten Hauptpreisen) werden mit z_{i+j} notiert, der Vektor mit den dazu gehörenden Wahrscheinlichkeiten wird mit y_{i+j} bezeichnet. Der erwartete Erlös der Runde $i + j$ ist dann:

(1.15) $$\pi_{i+j} = (1-\tau-\theta) y_{i+j} z_{i+j}$$

π_{i+j} konvergiert mit steigendem j gegen einen langfristigen erwarteten wöchentlichen Gewinn, unabhängig von den zu Beginn vorhandenen Werten für R_i und L_i. Der Grund dafür ergibt sich aus der Formel für den Erwartungswert einer Wahrscheinlichkeitsfunktion:

(1.16) $$\mu = \sum x_j f_x(x_j)$$

Der Erwartungswert ist die Summe über das Produkt aller möglichen Zustände x_j und der Dichtefunktion $f_x(x_j)$. Um zu erkennen dass p_{i+j} gegen einen Erwartungswert geht betrachte man $(1-\tau-\theta)y_{i+j}$ als Vektor aller möglichen Zustände und z_{i+j} als Vektor der zugehörigen Dichtefunktionswerte.

Ergebnisse

Scoggins schätzt die Koeffizienten der Gleichungen (1.4) und (1.9) anhand von Daten aus Florida (186 Ziehungen von Mai 1989 bis November 1992). Die vorgegebenen Parameterwerte waren τ = 0, 25 und θ = 0, 37. Im untersuchten Zeitraum wurde in Florida ein Lottospiel mit einer wöchentlichen Ziehung betrieben, es erfolgte keine Designänderung und kein angrenzender Bundesstaat hatte ein Lottospiel. Die Verwendung der Daten aus Florida ist vorteilhaft, da Florida jede Woche eine erwartete Gewinnsumme veröffentlicht. Die im Modell implizierten rationalen Erwartungen (die Teilnehmer schätzen den Betrag des Hauptgewinnes richtig ein) werden somit gerechtfertigt.

Die Schätzung der Jackpotwahrscheinlichkeit (Gleichung 1.4) wurde mit einer Maximum-Likelihood Funktion durchgeführt; Scoggins vergleicht dazu die verkauften Tipps einer Runde T_i mit der Anzahl der Gewinner der Runde *i*. Die Hypothese der zufälligen Wahl der Zahlen impliziert dass $\alpha = 0$ und $\beta = 1$. Die Koeffizienten α und β wurden geschätzt indem die Maximum-Likelihood Funktion mit $\overline{W_i} = 1$, wenn keiner den Hauptpreis gewinnt und $\overline{W_i} = 0$ sonst, maximiert. Scoggins kann so zeigen, dass beide Koeffizienten signifikant von den theoretischen Werten verschieden sind: die Hypothese der zufälligen Wahl kann verworfen werden.

Zur Schätzung der verkauften Tipps pro Runde (Gleichung 1.9) werden als unabhängige Variable neben dem Jackpot, die Gewinne der letzten Runden und sozioökonomischen Faktoren berücksichtigt. Es stellt sich heraus, dass die Gewinne der letzten zwei Runden einen messbaren Effekt auf die aktuelle Runde haben, weiter zurückliegende Gewinne sind nicht signifikant. Außerdem sind die Auswirkungen der Arbeitslosenrate, des Pro Kopf Einkommens und des Preisniveaus statistisch nicht signifikant.

Mit den Schätzwerten der relevanten Koeffizienten kann nun die Gewinnfunktion der Betreiber für verschiedene Ausschüttungsraten $\tau = 0,20$, $\tau = 0,25$ und $\tau = 0,30$ berechnet werden. Das Modell konvergiert jeweils nach etwa 7 bis 9 Runden. Scoggins kann zeigen, dass in diesem Mehr-Perioden Modell, anders als bei Cook und Clotfelter (1993), der Gewinn der Betreiber durch höhere Gewinnausschüttung im ersten Rang (die anderen Ränge bleiben unverändert) gesteigert werden kann. Sein Ergebnis besagt, dass die Gewinne der Lottobetreiber in Florida um etwa 6,5% steigen könnten, wenn sie die Gewinnausschüttung für den Hauptpreis von 0,25 % auf 0,30 % anheben.

Beenstock, Haitovsky (2001)

Beenstock und Haitovsky beschäftigten sich mit der Lottonachfrage in Israel (Zeitraum Juni 1985 bis Dezember 1996). Seit der Einführung von Lotto im Jahr 1985 ist es zu einigen Designänderungen gekommen. Der Einsatz pro Tipp hat sich zwischen 1985 und 1997 mehr als verdoppelt, die Gewinnwahrscheinlichkeiten wurden drastisch verschlechtert und auch die Gewinnpyramide wurde mehrmals verändert. Beenstock und Haitovsky nutzen die Daten um umfangreiche Schätzungen mit verschiedenen Spezifikationen durchzuführen.

Theorie

Ähnlich wie Walker gehen Beenstock und Haitovsky davon aus dass Glücksspiel den Individuen einen Nutzen stiftet. Dieser Nutzen ist eine Funktion der Gewinne g_i und deren Wahrscheinlichkeiten d_i (hier steht der Index i = 1, 2, ... , N für die versch. Gewinnränge), des Einsatzes pro Tipp p, sowie abhängig von sozioökonomischen Faktoren a_k (z.B. Einkommen). Dabei ist g_i der geteilte Gewinn, dass bedeutet die Gewinnsumme γ_i eines Gewinnranges geteilt durch die Anzahl der Gewinner n_i in dem Rang. Die Heterogenität der einzelnen Individuen $k = 1, \ldots, K$ wird mit ε_k notiert. Der Nutzen hängt positiv von den Gewinnen und deren Wahrscheinlichkeiten ab, jedoch negativ vom Preis. Gespielt wird nur wenn das Individuum einen positiven Nutzen durch die Teilnahme hat, d.h. $U_k > 0$. Die Nutzenfunktion wird von Beenstock und Haitovsky nicht detaillierter angegeben, da nicht klar ist welche Hypothese (Expected Utility, Randomness Expected Utility oder andere) am geeignetsten ist.

(1.17) $$U_k = F(g_i, d_i, p; a_k) + \varepsilon_k$$

In Israel werden derzeit wie in Groß Britannien 6 Zahlen aus 49 gezogen, es gibt sechs Gewinnränge. Die Wahrscheinlichkeit dass Person k den i-ten Preis gewinnt wenn sie T_k Tipps abgibt ist

(1.18) $$d_{ki} = 1 - e^{-d_i T_k}$$

Die Wahrscheinlichkeit irgendeinen Preis zu gewinnen ist demnach $\sum_i d_{ki}$

Der erwartete Nutzen ist nach der Erwartungsnutzentheorie definiert als die Summe der Wahrscheinlichkeiten einer gewissen Auszahlung multipliziert mit deren Nutzen. In diesem Fall ist das die Wahrscheinlichkeit zu gewinnen mal den Nutzen den der Gewinn stiftet und dazu wird die Wahrscheinlichkeit zu verlieren mal dem Nutzen eines Verlustes addiert. Die Nutzenfunktion hat hier als Argumente die finanziellen Ausstattung A_k vor der Teilnahme plus Gewinn, minus Einsatz. Falls der Gewinn geteilt werden muss (die Wahrscheinlichkeit dafür wird durch die Dichtefunktion ϕ beschrieben, siehe unten), wird dementsprechend nur der relevante Anteil berücksichtigt.

(1.19)
$$E(U_k) = \sum_{i=1}^{N} d_{ki} \sum_{n=1}^{\infty} \phi_i(n_i) F(A_k + g_i - T_k p)$$
$$+ (1 - \sum_{i=1}^{N} d_{ki}) F(A_k - T_k p) + \varepsilon_k$$

Gibt es mehrere Gewinner in einem Gewinnrang so wird das Preisgeld aufgeteilt. Die Dichtefunktion, welche die Wahrscheinlichkeit anzeigt dass es n Gewinner gibt wenn insgesamt T Tipps verkauft werden, folgt einer Poissonverteilung und lautet:

(1.20)
$$\phi(n) = \frac{(dT)^n e^{-dT}}{n!}$$

Der erwartete Gewinn pro Tipp ist die Wahrscheinlichkeit zu gewinnen mal dem Gewinnbetrag, also der Summe aus Jackpot und Auszahlungsrate τ mal Erlös. Dieser Wert wird mit der Wahrscheinlichkeit dass der Gewinn geteilt werden muss multipliziert.

Um eine Vereinfachung zu erreichen wird angenommen, dass es nur einen Gewinnrang gibt, der mit G bezeichnet ist, und jeder Teilnehmer nur einen Tipp abgibt.

(1.21)
$$E(G) = d(R + p\tau \cdot (1+T)) \sum_{n=0}^{T} \frac{1}{1+n} e^{-dT} \frac{(dT)^n}{n!}$$

Eine geeignete Approximation dieser Formel ist nach Cook und Clotfelter [4]:

(1.22)
$$E(G) \cong \frac{R + p\tau \cdot (1+T)}{T} (1 - e^{-dT})$$

Diese Gleichung verhält sich ähnlich wie die Gleichung des erwarteten Gewinns von Walker. Für eine große Anzahl von verkauften Tipps geht der erwartete Gewinn gegen $p\tau$. Die Autoren gehen jedoch nicht davon aus, dass der Preis gleich dem erwarteten Verlust ist. Sie verwenden als Preisvariable in der Nutzenfunktion den Einsatz pro Tipp.

In Israel wird vor jeder Runde ein Mindestbetrag GA_t, für den Hauptpreis veröffentlich. Falls der tatsächliche Gewinn G_t unter diesem Wert läge wird der garantierte Mindestbetrag ausbezahlt, die Differenz wird von der Lottogesellschaft bezahlt.

(1.23) $$G_t = \max\{GA_t, \tau \cdot p \cdot T_t + R_t\}$$

Die Tatsache, dass ein Jackpot die Nachfrage stark erhöht, über den Effekt der höheren Gewinnausschüttung hinaus, wird von Beenstock & Haitovsky als "Lottomania" bezeichnet. Man geht davon aus dass die Nachfrage nach Tipps vom erwarteten Hauptpreis abhängt, wobei ein Jackpot-Dummy noch zusätzlich angegeben wird um den Lottomanie-Effekt darzustellen ($\nu < 0$). Der Regressionsfehler u_t ist normalverteilt (0, μ).

(1.24) $$T_t = \delta + \kappa \cdot E_{t-1}(G_t) + \nu \cdot R_t + u_t$$

Unter der Annahme von rationalen Erwartungen erhält man nach einige Umformungen:

(1.25) $$T_t = \delta + \kappa \cdot H(GA_t, R_t) + \nu \cdot R_t + u_t$$

Ergebnisse

Für die empirische Untersuchung verwenden Beenstock und Haitovsky die letzte Gleichung um daraus verschiedene Modelle, sowohl dynamische als auch statische, zu entwickeln, welche die Anzahl der verkauften Tipps pro Runde erklären. Die Gewinnankündigung hängt offensichtlich nicht ausschließlich von der Höhe des Jackpots ab. Dadurch ist es möglich die Frage zu beantworten, ob die Tatsache, dass ein (Einfach- oder Mehrfach-) Jackpot vorhanden ist, die Nachfrage *zusätzlich* (d.h. über den Effekt der größeren Gewinnsumme hinausgehend) erhöht ("Lottomania"). Ein anderes wichtiges Konzept ist die "Prize Fatigue". Es besteht die Möglichkeit dass die Nachfrage sinkt, wenn der Hauptpreis nicht höher als in letzten (vergleichbaren) Runde ist.

Die statischen Modelle weisen eine Preiselastizität von -0,66 bis -0,2 auf. Ein Lottomania-Effekt konnte für Drei- und Vierfach-Jackpots bestätigt werden. Die Verringerung der Gewinnausschüttung für die niedrigeren Ränge im Jahr 1989 hatte einen negativen Nachfrage-Effekt und die Einführung eines sechsten Gewinnranges (2 Richtige + Zusatzzahl) erhöhte die Nachfrage. Das ist ein Hinweis dafür, dass Lottospieler nicht nur auf den Hauptpreis achten. Weiters konnte ein

saisonal bedingter Rückgang der Nachfrage im Sommer beobachtet werden (-6 %). Es ist besonders wichtig zu beachten, dass die massive Verschlechterung der Gewinnchancen, von 1:2,760,681 auf 1:13,983,816 *keinen* Einfluss auf die Nachfrage hatten. Es wurde auch eine Auswirkung der "Prize-Fatigue" festgestellt: die Tatsache, dass in einer Runde mit 4-fach Jackpot die Gewinnsumme niedriger war als die letzte Runde mit 4-fach Jackpot, führte zu einem Rückgang der Nachfrage um 36 %.

Für die dynamischen Modelle erwies es sich als sinnvoll, für jede Runde die Verkäufe und die logarithmierten Gewinnankündigungen der vorhergehenden drei Runden als unabhängige Variable hinzuzufügen. Die statistischen Eigenschaften konnten dadurch stark verbessert werden. Auch in diesen Spezifikationen konnten der Lottomania-Effekt und "Fatigue" beobachtet werden. Mit Hilfe der dynamischen Modelle lässt sich eine langfristige Preiselastizität berechnen, sie beträgt –0,65.

1.2 Das Verhalten von Lottospielern

(Yvonne Kaschke und Helmut Frisch)

In der Literatur finden sich viele Hinweise auf typische Verhaltensmuster, welche auf einer, von der klassischen Erwartungsnutzentheorie abweichende Entscheidungsfindung, beruhen. Das typische Verhalten von Lottospielern ist, wie nicht anders zu erwarten, alles andere als "rational". In diesem Kapitel soll deswegen auf typische Verhaltensweisen von Lottoteilnehmern näher eingegangen werden.

Die Teilnahme an Glücksspielen und der gleichzeitige Abschluss von Versicherungen gehört zu den bekannten Phänomen welche einen Widerspruch zur Erwartungsnutzentheorie darstellen. Um die Erwartungsnutzentheorie mit dieser Tatsache aus dem täglichen Wirtschaften vieler Individuen in Einklang zu bringen, wurden viele Möglichkeiten vorgeschlagen (u.a. Kahneman und Tversky 1979). Die "rank-dependent expected utility" Theorie (vgl. Quiggin 1991) geht von der Annahme aus, dass Individuen hohe Wahrscheinlichkeiten unterschätzen und geringe Wahrscheinlichkeiten überschätzen. In der Forschung zeigt sich, dass vor allem durch Wunschdenken und dem Anwenden von ungeeigneten Heuristiken die Gewinnwahrscheinlichkeiten tatsächlich überschätzt werden. Das Preference Reversal Phänomen legt darüber hinaus die Annahme nahe, dass die Wahrscheinlichkeiten für die Kaufentscheidung ohnehin eine untergeordnete Rolle spielen.

Das Preference Reversal Phenomenon

Die Psychologen Lichtenstein und Slovic (1971) legten in ihrer Studie den Testpersonen eine Reihe von Lotteriepaaren vor mit der Aufgabe die jeweils bevorzugte auszuwählen. Jedes Paar war von der Form:

(1) X \$ mit der Wahrscheinlichkeit p

x \$ mit der Wahrscheinlichkeit $(1-p)$

(2) Y \$ mit der Wahrscheinlichkeit q

y \$ mit der Wahrscheinlichkeit $(1-q)$

wobei X bzw. Y jeweils größer sind als x und y. Die Wahrscheinlichkeit p ist größer als q und Y ist größer ist als X. Die beiden Lotterien sind also von der Form:

(2) eine geringe Chance auf einen sehr großen Gewinn Y

(1) eine größere Chance auf einen kleineren Gewinn X

Nachdem der direkte Vergleich der Lotterien erfolgt war, wurden die Testpersonen als nächstes gebeten die verschiedenen Lotterien zu bewerten (Sicherheitsäquivalente zu nennen). Die verschiedenen Methoden der Bewertung waren etwa

- Die Wahl des niedrigsten Verkaufspreises (angenommen der Befragte wäre der Betreiber der Lotterie)

- Die Wahl des höchsten Kaufpreises (angenommen die Lotterie würde dem Befragten angeboten)

Die Erwartungsnutzentheorie impliziert natürlich, dass jener Lotterie die im direkten Paarvergleich bevorzugt wurde auch das höhere Sicherheitsäquivalent zugeordnet wird. Lichtenstein und Slovic fanden jedoch eine systematische Tendenz der Testpersonen diese Vorhersage zu verletzen. Im direkten Vergleich entschieden sich die Befragten für die Lotterie mit den größeren Gewinnchancen (1), dagegen bewerteten sie die Lotterie mit dem größeren Gewinn und den kleineren Chancen (2) höher. Mehrere weitere Studien (in einigen konnten die Teilnehmer tatsächlich Geld verlieren und gewinnen) bestätigten dieses Ergebnis.

Die Teilnehmer würden also eine Lotterie mit kleinen Gewinnchancen aber großer Gewinnsumme zu einem höheren Preis verkaufen (bzw. kaufen), als eine Lotterie mit besseren Chancen aber bescheidenerem Gewinn, auch wenn sie letztere im direkten Vergleich vorziehen. Slovic und Lichtenstein (1983) interpretieren später das Ergebnis so: die Entscheidung zwischen zwei Paaren von Glücksspielen wird primär von den Gewinn- und Verlustwahrscheinlichkeiten beeinflusst, während die Kauf- und Verkaufspreise in erster Linie von den Dollarbeträgen bestimmt werden, die gewonnen bzw. verloren werden können.

Nachdem diese Ergebnisse auch in Versuchen mit realen Geldauszahlungen und -verlusten robust sind, kann man offenbar davon ausgehen, dass Lottospieler ein Billette vorziehen, welches einen hohen Gewinn verspricht, während selbst extrem geringe Gewinnchancen für die Kaufentscheidung der Teilnehmer keine Rolle spielen.

Aspekte der Kognitiven Psychologie

Die kognitive Psychologie befasst sich mit der Wahrnehmung und Erkenntnis. Rogers (1999) zeigt, welche Ursachen es haben kann, dass Wahrscheinlichkeiten, selbst wenn sie numerisch bekannt oder leicht auszurechnen sind, von vielen Menschen falsch wahrgenommen werden. Vor allem regelmäßige Lottospieler neigen in Versuchen eher zu Trugschlüssen als Nichtspieler oder Gelegenheitsspieler.

Falsches Einschätzen der Wahrscheinlichkeiten

Die hier genannten Phänomene resultieren meist aus der Tatsache, dass die Gewinn-Wahrscheinlichkeiten von den betroffenen Teilnehmern falsch beurteilt werden. Denn obwohl die Gewinnwahrscheinlichkeiten von den Medien und den österreichischen Lotterien bekannt gegeben werden, gibt es viele Spielteilnehmer welche die Wahrscheinlichkeiten nicht kennen. Aber auch das Wissen um die konkreten Zahlen bedeutet nicht, dass man die Zahlen richtig beurteilen kann und wirklich erkennt, wie gering die Chancen auf den "6er" tatsächlich sind. Missverständnisse werden auch durch die Darstellung in den Medien verursacht, indem man über die Gewinner und die Millionenbeträge erfährt, die so mehr Aufmerksamkeit erhalten als die zahlreichen Verlierer.

Menschen verwenden zum Einschätzen von Wahrscheinlichkeiten Heuristiken, sie bieten eine schnelle und einfache Approximation und helfen Informationsdefizite des alltäglichen Lebens zu überbrücken. Heuristiken sind daher im Allgemeinen nützlich, sie können aber auch zu Fehlinterpretationen führen. Ein Versuch von Denes-Raj und Epstein (1994) zeigt dies sehr gut: Die Teilnehmer wurden gebeten rote Kugeln aus einer von zwei Urnen zu ziehen. Sie wurden ausdrücklich darauf hingewiesen, dass die zweite Urne in absoluten Zahlen mehr rote Kugeln enthielte als die erste, die erste Urne jedoch einen größeren Anteil von roten Kugeln hätte. Rational überlegt müsste jeder Teilnehmer in die erste Urne greifen, die sie die größere Wahrscheinlichkeit

birgt tatsächlich eine rote Kugel zu erwischen. Trotzdem versuchten viele ihr Glück bei der zweiten Urne, weil sie durch die absoluten Zahlen in die Irre geführt worden waren.

Die heuristische Verarbeitung und daraus resultierende Arten von Fehleinschätzungen sind die Grundlage für viele Muster von irrationalem Denken das unter regelmäßigen Lottospielern häufig beobachtet wurde. Einige von den typischen Irrglauben möchte ich nun näher beschreiben.

Gambler's Fallacy

Dieses bekannte Phänomen beruht auf der falschen Annahme dass zwei von einander unabhängige Ereignisse irgendwie miteinander in Verbindung stehen. Bei Spielern bedeutet dieser Trugschluss vor allem, dass die Unabhängigkeit der einzelnen Ziehungen in Frage gestellt wird. Verliert ein Spieler immer wieder, so glaubt er dass er in naher Zukunft gewinnen wird, als sei regelmäßiges Spielen ein selbst-korrigierender und fairer Prozess. Die Lottoziehungen sind aber natürlich völlig unabhängig von einander und die Gewinnchancen jedes Mal gleich gering. Trotzdem verhalten sich regelmäßige Spieler, als ob die Kugeln eine Art Gedächtnis und moralische Verpflichtung hätten. Sie glauben, dass sich langfristig regelmäßiges Spielen lohnt.

Sunk Cost Bias

In diesem Entscheidungsprozess verstärken Individuen die Anstrengungen in einem eingeschlagenen Kurs, der jedoch erfolglos geblieben war, um die angefallenen Kosten zu rechtfertigen. Das führt dazu dass die Gewinnwahrscheinlichkeiten überschätzt werden. Dieser Sunk Cost Bias bezieht sich auf den Zeitpunkt, wo sich die Spieler trotz immer höher werdender Verluste dazu verpflichtet fühlen weiter zu spielen, da sie das Gefühl haben schon zuviel investiert zu haben. Dieser Fall tritt besonders häufig bei Spielern auf welche jedes Mal auf dieselben Zahlen setzen. Hier besteht die große Angst vieler Spieler darin, dass gerade dann, wenn man einmal nicht spielt diese Zahlen gezogen werden. Rogers (1999) gibt an, dass in Großbritannien 60 Prozent aller Lottospieler jede Woche auf dieselben Zahlen setzen. In Österreich sind die "Zahlengläubigen" nach einer Stichprobe von zwei großen Wiener Annahmestellen etwa 50% der Spieler, siehe Beitrag von Friedmann.

Illusion of Controll

Viele Lottospieler erleben durch die Möglichkeit ihre Zahlenkombinationen selber wählen zu können die Illusion, sie hätten einen Einfluss auf das Ergebnis. Die Tatsache, dass jede Kombination dieselbe Gewinnwahrscheinlichkeit hat, wird ignoriert. Langer (1975) fand heraus, dass durch das eigenständige Wählen der Zahlen die Erwartungen auf einen Gewinn stiegen. Aus diesem Grund wird die Möglichkeit seinen Lottotipp von einem Zufallsgenerator gestalten zu lassen von vielen Spielern nicht angenommen, und wenn doch, dann wird sie eher von Gelegenheitsspielern genutzt. Regelmäßige Lottospieler erleben öfter Ziehungen in denen sie sozusagen "knapp" daneben liegen. Das bedeutet zum Beispiel, wenn ein Spieler die Zahlen 2, 4, 6, 8, 10, und 12 wählt, dann empfindet er die Ziehung der Zahlen 1, 3, 5, 7, 9 und 11 als "knapp daneben". Solche Erlebnisse ermutigen zum Weiterspielen und verstärken die Kontrollillusion. Beliebte Quellen für die Wahl der Zahlen sind Geburtstage und andere wichtige Daten oder Träume. Auch der Glaube an "hot and cold numbers" konnte in Versuchen bestätigt werden. In einem Experiment haben hypothetische Lottospieler eher auf so genannte hot numbers getippt, das sind Zahlen die in jüngerer Vergangenheit öfter gezogen wurden. Offensichtlich haben die Personen das Gefühl, das diese Zahlen im Moment "heiß" sind und immer wieder gezogen werden, bis sie wieder "abkühlen" und derzeit kalte Nummern wieder an die Reihe kommen. Nicht zuletzt orientieren sich viele Teilnehmer an der Repräsentativitätsheuristik. Eine Zahlenkombination die aus einer bekannten Menge gezogen wird sollte demnach diese Menge auch repräsentieren und zufällig aussehen. Das bedeutet, dass z.B. Zahlen mit wiederholten Ziffern wie 11, 22, 33 und 44 genauso vermieden werden wie mehrere aufeinander folgenden Zahlen (z.B. 34, 35, 36) innerhalb einer Kombination.

Aberglaube in jeder Form ist beim Lotto allgegenwärtig. Rogers und Webley (1998) fanden heraus, dass regelmäßige Lottospieler im Gegensatz zu Gelegenheits- oder Nicht-Spielern ihre Gewinnchancen im Allgemeinen optimistischer beurteilten und auch eher davon ausgehen, dass ein Hauptgewinn kein Zufall ist, sondern Menschen als eine Art von oben bestimmtes Glück trifft. Diese vielfältigen Fehleinschätzungen und Aberglauben werden offensichtlich von den Medien intuitiv erkannt. So liefert die wöchentliche Beilage der Kronenzeitung (die auflagenstärkste Tageszeitung Österreichs), die 4-seitige "Glückskrone" einen guten Überblick der eben genannten und auch anderer Phänomene. Auf der ersten Seite befindet sich ein Bericht über den "Glückspilz" (oder die Glückspilze), der den letzten Haupttreffer gelandet hat. Es wird auch auf das Spielverhalten des

Gewinners eingegangen, oft sind es regelmäßige Spieler oder Systemspieler, Spieler die immer auf dieselben Zahlen setzen, etc. Der Leser kann sich vielleicht mit dem einen oder andern identifizieren und sieht so seine Strategie bestätigt. Ebenfalls auf der ersten Seite und auf den folgenden zwei Seiten findet man zahlreiche Statistiken, die für die nächsten zwei Runden hilfreich sein sollen. Wenn beispielsweise die nächsten Ziehungen an einem 4. und 8. des Monats stattfinden, so zeigt eine Graphik an, welche Zahlen bis jetzt an einem 4. und 8. jedes Monats gezogen wurden. Eine andere Graphik stellt alle Zahlen zusammen mit der Angabe wie oft sich insgesamt und in letzter Zeit gezogen wurden (siehe "hot and cold numbers"). Außerdem wird angegeben welche Zahlen schon lange nicht mehr kamen und daher eigentlich "reif" wären (findet sich unter der Überschrift: "So tippt der Computer"!!). Eine Glücksfee verrät zudem welches Sternzeichen bei der nächsten Ziehung auf welche Zahl setzen soll und ein Prominenter gibt einen Vorschlag ab. Immerhin auch für weniger abergläubische Spieler informativ ist die Auflistung der letzten 40 Ziehungen wobei u.a. angegeben ist, ob der 6er geknackt wurde oder ein Jackpot entstand, wie viele Gewinner es gab sowie der Betrag pro Person.

Eigenschaften von Lotterien

In dieser Zusammenfassung werden einige bemerkenswerte Eigenschaften von Lotterien beschrieben, die Aspekte für die ökonomische Theorie liefern.

Die Chancen auf den Hauptgewinn

Da die Chancen auf den Hauptgewinn extrem klein sind, stellt sich die Frage, ob es nicht besser wäre die Chancen drastisch zu erhöhen und damit auch die durchschnittliche Anzahl der Gewinner pro Ziehung.

Dazu betrachte man ein Beispiel von zwei Ländern A und B mit unterschiedlichen Einwohnerzahlen. Land A habe 10 Millionen und Land B 100.000 erwachsene Einwohner. Beide Länder betreiben eine staatliche Lotterie nach denselben Regeln. Angenommen pro Ziehung erwirtschaften die Lotterien in beiden Ländern einen Umsatz von 1 Euro pro Kopf und die Gewinnsumme im ersten Rang wird mit 20 Prozent der Einnahmen festgesetzt. Das bedeutet im Land A beträgt die Gesamtausschüttung für

den Hauptpreis 2 Millionen Euro, im Land B beträgt sie 20.000 Euro. Sofern sowohl in A als auch in B die Wahrscheinlichkeit den ersten Rang zu gewinnen 1:100.000 ist, wird es durchschnittlich einhundert Gewinner in Land A und einen Gewinner in Land B geben, die durchschnittliche Auszahlung pro Gewinner beträgt somit in beiden Ländern 20.000 Euro.

Die Lotterie A besitze die Option, die Gewinnwahrscheinlichkeit drastisch zu reduzieren, etwa auf 1 zu 10 Millionen. In diesem Fall gäbe es in Land A durchschnittlich nur einen Gewinner pro Ziehung, ebenso wie in Land B, obwohl das Land A wesentlich mehr Teilnehmer am Lottospiel hat. Welches Land hat nun die attraktivere Lotterie, A oder B?

Es gibt mehrere Umstände die dafür sprechen, dass die meisten Spieler Lotterie A, der Lotterie B vorziehen:

i. Der durchschnittliche Hauptpreisgewinner der Lotterie A erhält 100-mal soviel wie der durchschnittliche Gewinner der Lotterie B. Bei dieser Größenordnung entspricht der Kauf eines Lottotipps eher dem Prinzip "buying a dream" (Forrest et al. 2002)

ii. Potentielle Spieler können die verschwindend geringe Gewinnchance der Lotterie A nicht richtig interpretieren, sie hat daher einen äußerst geringen, oder keinen Einfluss auf ihre Entscheidung (siehe oben). Wie Cook und Clotefelter (1993) beschreiben, klassifizieren die Menschen Ereignisse mit sehr geringer Wahrscheinlichkeiten als eher möglich, oder eher unmöglich. Der Umstand, dass fast jede Ziehung der Lotterie A einen Gewinner produzieren wird, überzeugt somit potentielle Teilnehmer, dass der Hauptgewinn eine reale Möglichkeit ist.

iii. Wissens- und Willensmängel wurden einst von Böhm-Bawek dafür verantwortlich gemacht, dass die Menschen gegenwärtige Bedürfnisse überschätzen (Zeitpräferenz). Beim durchschnittlichen Lottospieler führen ebensolche Wissens- und Willensmängel zu einer Überschätzung der Gewinnwahrscheinlichkeiten. Da ein hoher Lottogewinn überaus begehrenswert ist, führt dies zu einem Wunschdenken welches die subjektive Gewinnwahrscheinlichkeit beeinflusst. Außerdem glauben viele die Gewinnwahrscheinlichkeit positiv beeinflussen zu können, indem sie spezielle Zahlenkombinationen wählen (Cook und Clotefelter 1993, Rogers 1999)

iv. Verstärkt wird die Attraktivität der Lotterie A gegenüber der Lotterie B durch die Strategie der Betreiber. Die Höhe der Gewinnsumme wird veröffentlicht und dadurch der erwartete "thrill" erhöht, während die äußerst geringen Wahrscheinlichkeiten nicht angekündigt werden. Solange die Gewinner (persönliche Merkmale wie "Familienvater aus Wien-Simmering" machen die Person scheinbar greifbar) und die Gewinnsumme öffentlich bekannt gegeben werden, verwandelt sich eine geringe mathematische Wahrscheinlichkeit für potentielle Spieler in eine manifeste Tatsache.

v. Das oben erwähnte "Preverence-Reversal Phenomenon" bedeutet aus ökonomischer Sicht, dass offensichtlich die Annahme der Transitivität der Präferenzen durch empirische Ergebnisse falsifiziert wurde. In unserem Kontext unterstützt dieses Experiment die Hypothese, das s eine Lotterie welche ein Spiel mit hohen Gewinnen und geringen Chancen anbietet für das Publikum anziehender ist. Die potentiellen Teilnehmer orientieren sich in ihrer Kaufentscheidung an der absoluten Höhe des Gewinns, während die extrem geringen Chancen als reale Möglichkeit interpretiert werden, ohne sie weiter zu klassifizieren.

Aus den Punkten i.) bis v.) kann man schließen, dass Lotterie A attraktiver ist, als Lotterie B.

1.3. Der effektive Preis eines Lotterietickets

(Yvonne Kaschke und Helmut Frisch)

In einem Konkurrenzmodell bezahlt der Käufer die Kosten des Produkts. Welche Kosten bezahlt ein Teilnehmer an einer Lotterie, wenn er einen Wettschein kauft?
Der Einsatz E für ein Lotterieticket bezeichnen wir als nominellen Preis der Lotterie ("nominal price of a lottery"). Es lassen sich drei Kostenkomponenten unterscheiden:

- Jener Teil des Einsatzes den der Anbieter der Lotterie nicht als Spielgewinn ausschüttet - "take-out rate" oder "Hausvorteil". Ist der prozentuelle Hausvorteil h, so lautet diese Kostenkomponente

  $$E \cdot h$$

- Die zweite Kostenkomponente ist stochastisch. Bei jeder Ziehung gibt es eine Wahrscheinlichkeit, dass kein Tipp mit der richtigen Zahlenkombination abgegeben wird. Diese Wahrscheinlichkeit ist

  $$e^{-\pi T}$$

  man kann sie als "Gefahr" eines Rollover (im österreichischen Sprachbebrauch "Jackpotwahrscheinlichkeit") bezeichnen. Dabei bezeichnet π die vom Lotterie-Anbieter gewählte "Basiswahrscheinlichkeit" der Lotterie und T die Zahl der abgegebenen Tipps. Der Erwartungswert eines "Rollover", die Gefahr, dass es keinen Haupttreffer gibt, ist somit:

  $$E(1-h) \cdot e^{-\pi T}$$

- Berücksichtigt man den Jackpot (Rollover) so müssen zwei weitere Effekte in Rechnung gestellt werden. Einerseits erhöht der Jackpot der Vorrunde R_{-1} den Gewinnpool der laufenden Runde, sodass der ausgespielte Betrag pro Ticket erhöht werden kann:

  $$E(1-h) + \frac{R_{-1}}{T}.$$

  Andererseits reduziert der Rollovereffekt die Kosten des Tickets der laufenden Runde.

Vom Spieler aus betrachtet, lassen sich die Kosten wie folgt zusammenfassen

(1) $$q = Eh + \left(E(1-h) + \frac{R_{-1}}{T} \right) e^{-\pi T} - \frac{R_{-1}}{T}$$

Die Variable *q*, die die "Kosten" der Spieler pro Ticket voll zum Ausdruck bringt, bezeichnen wir als den "effektiven" Preis eines Lotterietickets. Mit der Ableitung des "effektiven" Preises schließen wir uns dem Konzept von Boss et al (1998) an, welches von U. Hauser und U. König (1999) weitergeführt wurde. (U. Hauser und U. König, Parimutuel Lotteries: Gamblers' Behaviour and the Demand for Tickets, Working Paper, dep. of Economics, University of Vienna 1999)

Ian Walker (1998), Cook und Clotefelter (1999) gehen bei der Herleitung des "effektiven" Preises eines Lotterietickets von einem anderen Ansatz aus. Sie definieren den effektiven Preis als Differenz zwischen Einsatz (nomineller Preis) und dem monetären Erwartungswert. "I assume that players derive fun from lottery play and view the expected financial loss on a ticket as the effective price of the fun" (Walker, 1998, p. 366)

Der erwartete Verlust wird wie folgt hergeleitet:

Das Produkt aus Anzahl der Tipps (*T*) und dem Einsatz (*E*) ergibt den Gesamtumsatz $E \cdot T$, der dem Gewinnpool zugeführte Betrag ist somit $(1-h)E \cdot T$ (Wir verzichten auf die Aufteilung des Gewinnes in unterschiedliche Ränge). Sofern ein Rollover aus der Vorrunde zum Tragen kommt ist der auszuzahlende Gewinn

(2) $$G = (1-h)E \cdot T + R_{-1}$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass bei *T* abgegebenen Tipps die richtige Zahlenkombination abgegeben wird ist $(1-e^{-\pi T})$. Der monetäre Erwartungswert EMV (EMV = Expected monetary value, H. Raiffa, Decision analysis, 1970) eines Lotterietickets ist somit

(3) $$EMV = (1-e^{-\pi T})\frac{G}{T} = (1-e^{-\pi T})\left[(1-h)E + \frac{R_{-1}}{T} \right]$$

Die Wahrscheinlichkeit für einen Hauptreffen, steigt mit zunehmender Anzahl der Tipps, da EMV mit steigender Anzahl der abgegebenen Tipps zunimmt (Abb. 3.1).

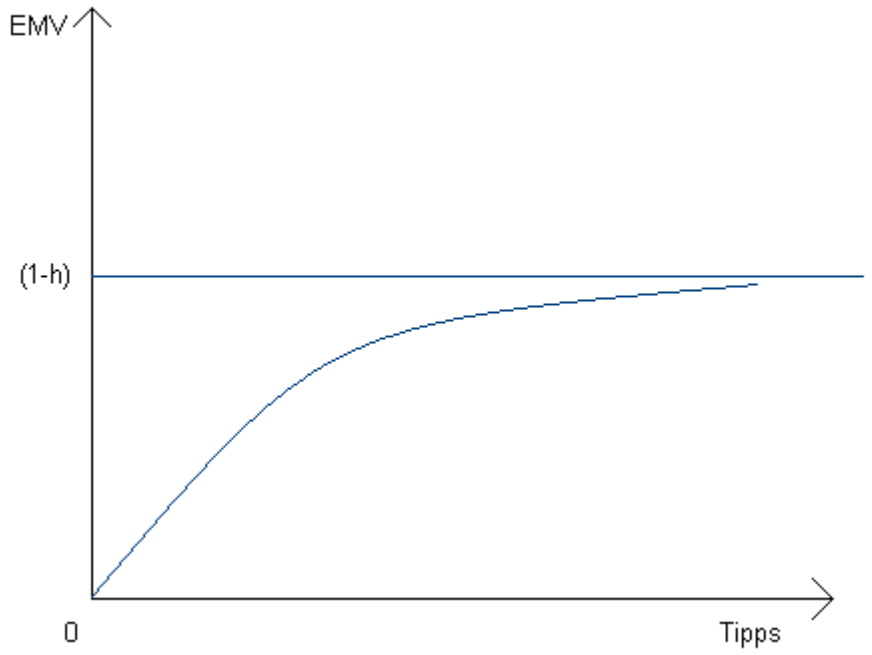


Abbildung 3.1

Für eine Normalrunde mit $R_{-1} = 0$ ist

(4) $$EMV = (1 - e^{-\pi T})(1 - h)E$$

Nach der Formel der Österreichischen Lotterien "6 aus 45" ist die Wahrscheinlichkeit allein einen richtigen Tipp abzugeben 1:8,145.064. Werden in einer Normalrunde genau 8,145.064 Tipps abgegeben ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haupttreffer erzielt wird 1 – 0,367 = 0,633. Der monetäre Erwartungswert eines Lotterietickets nach der Formel der Österreichischen Lotterien ist somit $(1-h)E \cdot 0{,}633$. Der Einsatz pro Tipps ist derzeit 85 Cent und (1-*h*) = 0,437. Der EMV eines Lotterietickets in unserem Beispiel ist daher $0{,}437 \cdot 85 \cdot 0{,}633 = 23{,}4$ Cent.

Fig 1 zeigt den Erwartungswert eines Lotterietickets in einer Normalrunde (ohne Rollover) als Funktion der Anzahl der abgegebenen Tipps. Man erkennt, dass

i) der Erwartungswert mit der Anzahl der Tipps monoton steigt

ii) sich die Situation für jeden Teilnehmer verbessert, je mehr Tipps abgegeben werden.

Dieser positive externe Effekt entsteht dadurch, dass die Wahrscheinlichkeit eines Rollover mit zunehmender Anzahl der Tipps sinkt.

iii) Der Erwartungswert konvergiert gegen $(1-h)$ das ist die Auszahlungsrate pro eingesetztem Cent.

Die Situation ändert sich beim Auftreten eines Jackpots (Fig 2):

i) durch die Übertragung eines Jackpots der letzten Runde wird der Gewinn der laufenden Runde beträchtlich erhöht und damit auch der Anreiz an dem Spiel teilzunehmen

ii) Zum Unterschied zur Normalrunde ist in einer Jackpotrunde jeder Spieler besser gestellt, wenn es weniger Teilnehmer an der Lotterie gibt. Durch mehrere Spieler wird der Jackpot-Bonus ausgedünnt. In diesem Fall erzeugt eine zunehmende Anzahl von Spielern einen negativen externen Effekt.

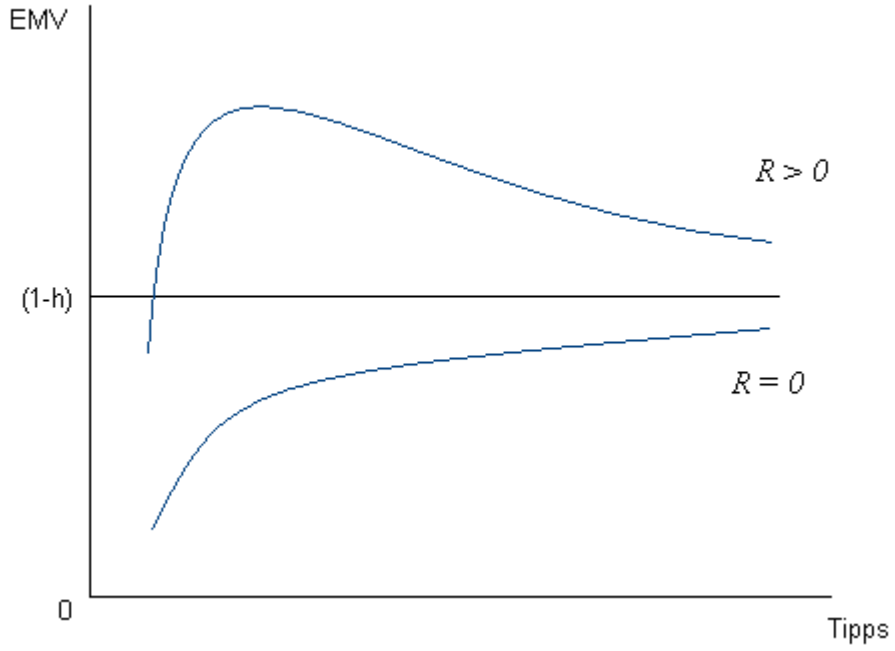


Abbildung 3.2

Nach der Definition von Ian Walker (1998) ist der "effektive" Preis gleich Einsatz minus monetärem Erwartungswert.

(5) $q = E - EMV$

Durch Einsetzen von (3) ergibt sich

(6) $$q = E - \left[(1-h)E + \frac{R_{-1}}{T} \right] (1 - e^{-\pi T})$$

In Gleichung (6) sind q und T die Variablen, während E, h und π Parameter sind, die vom Anbieter der Lotterie bestimmt werden. Nach (6) ist der effektive Preis q gleich dem "erwarteten monetären Verlust" pro Ticket. Man erkennt, dass die oben hergeleitete Gleichung (1) durch eine einfache Erweiterung auf die Formel (6) gebracht werden kann.

Als Beispiel der Österreichischen Lotterie ergibt sich folgendes:

Der Hausvorteil ist 0,563; $\pi = \frac{1}{8{,}145.064}$ und der Einsatz E = 85 Cent.

Für genau 8,145.064 Tipps und R_{-1}= 0 ist die Wahrscheinlichkeit dass ein Tipp mit der richtigen Zahlenkombination abgegeben wird $(1 - e^{-\pi T}) = (1 - e^{-1})$ oder 63%. Somit ergibt sich

$$q = E - (1 - h)\, E\, 0{,}63 = E\, (0{,}37 + h\, 0{,}63)$$
$$q = (0{,}37 + 0{,}354)\, E = 0{,}724\, E = 61{,}54$$

Für E = 0,85 ist der effektive Preis ("erwarteter monetärer Verlust") 61,54 Cent. Verdoppelt sich die Anzahl der Tipps auf 16 Millionen, so steigt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haupttreffer erzielt wird auf $(1 - e^{-2}) = 0{,}865$ oder 86,5 %. Der erwartete Verlust pro Ticket reduziert sich auf

$$q = [1 - 0{,}865 + 0{,}865\, h]\, E = 52{,}78 \text{ Cent}$$

An dieser Stelle ergibt sich die Frage: "Warum nimmt ein Spieler eine unfaire Wette an?" Es ist eine "klassische" Frage, die schon Friedman und Savage (1948) gestellt haben.
Im Sinne des Konzeptes "effektiver Preis" lautet die Antwort, dass der Spieler ein Lotterieticket nicht wie eine Finanzinvestition betrachtet und sich somit nicht am monetären Erwartungswert des Lotterietickets orientiert, sondern am nichtmonetären Nutzen, welchen das Spiel stiftet. Das Gut (Produkt) welches der Spieler kauft ist ein "emotionaler Effekt" (Walter, 2002). In der Literatur wird der emotionale Effekt unterschiedlich interpretiert. Walker (1998) spricht von "fun", Matheson und Grote (2004) von "thrill und excitement", für die Autoren D. Forrest, R. Simmons, N. Chesters (2002) ist der Kauf eines Wettscheines gleich "buying a dream".

Welche emotionalen Komponenten lassen sich direkt angeben, wenn ein Spieler einen Wettschein ausfüllt, d.h. an einer Ziehung teilnimmt?

1) Prozess der Auswahl der Zahlen
2) Beobachtung der Ziehung im Fernsehen
3) Aufbau der Spannung zwischen Kauf eines Tickets und der Ziehung
4) Wunschdenken ("buying a dream")

Die Punkte 1) und 2) umfassen das Spielmotiv "fun" (Unterhaltung), der Punkt 3) wird ziemlich genau mit "thrill and excitement", d.h. Spannung und Vergnügen beschrieben. Der Punkt 4) bezeichnet die vage Hoffnung die richtige Zahlen Kombination getippt zu haben und die dadurch ausgelöste Wunschvorstellung. "This includes aspects such as imaging how one might spend the lotto jackpot and how one might enjoy the pleasure of the act of quitting one's job" (Forrest et al. Economic Inquiry, 486).

Diese Zerlegung des emotionalen Effektes in Spielmotive wird (teilweise) von den Umfragen der Österreichischen Lotterien (Glückspielmonitor Mai, Juni 2004) unterstützt:
Im Jahre 2004 gaben 55 Prozent der nach ihrem Spielmotiv Befragten die Hoffnung auf einen hohen Hauptgewinn an, und 40 Prozent das Spielmotiv "Spannung". Etwa 14 Prozent der Befragten rechnen mit "guten Gewinnchancen" im Lotto, während die Komplementärgruppe, also 86 Prozent eine geringe Gewinnchance erwartet.

Was unterscheidet somit ein Lotterieticket von einer Kinokarte (Opernkarte)? Auch mit einer Kinokarte kauft man ein emotionales Produkt, welches Unterhaltung und Spannung verspricht. Allerdings erwirbt man mit einer Kinokarte nicht die Hoffnung auf einen Gewinn, der die eigenen Lebensumstände fundamental ändern würde. Das spezielle Wunschdenken, welches mit Ausfüllen des Wettscheins der Lotterie verbunden ist, beschreiben Forrest, Simmons und Chesters (2002) wie folgt: "Perhaps betters do not really expect to win at all but enjoy the dream (unavailable to nonpurchasers) of spending whatever is the largest amount that could be won from holding the ticket" (op. cit. p. 489)

Im folgenden Streudiagramm wird der nach Formel (6) berechnete "effektive" Preis *q*, der Anzahl der gespielten Tipps gegenübergestellt. Es handelt sich um die Spielrunden 540 – 936, vom 12.7.00 – 28.4.04. Das Streudiagramm zeigt eine eindeutig negative Korrelation zwischen dem "errechneten" Preis und der Anzahl der abgegebenen Tipps (Logarithmen).

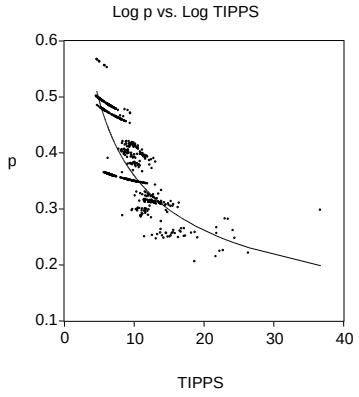


Abbildung 3.3

Eine OLS-Schätzung bestätigt diese Korrelation durch eine hervorragende Anpassung mit einem R^2=0,914. Somit ergibt sich die Frage der ökonomischen Interpretation dieses Streudiagramms. Ist es erlaubt diese negative Korrelation als Nachfragefunktion zu interpretieren? Schon die Autoren der Studie "Das österreichische Glückspielmonopol" (IHS, Mai 1998) haben dies bezweifelt: "Dies [die negative Korrelation] darf uns natürlich nicht zu dem Schluss verleiten, dass dieses Phänomen durch eine entsprechende Gestalt der Nachfragekurve verursacht worden wäre. Schließlich wurden die Preise erst aus der Nachfrage bestimmt – nämlich über die zuvor erläuterte Formel. Wir stehen also vor dem Problem, dass nicht nur der Preis die Nachfrage beeinflusst, sondern sich auch umgekehrt die Nachfrage auf den Preis auswirkt. Dies soll dadurch berücksichtigt werden, dass die Schätzung auf ein Gleichungssystem und nicht bloß auf eine simple Nachfragefunktion abstellt." (op. cit. Seite 60).

Diesem Ansatz folgen wir im nächsten Abschnitt. Wir erweitern das Konzept des "effektiven" Preises zu einem Modell des Lotteriemarktes. Dabei interpretieren wir Gleichung (6) als Angebotsgleichung und führen unabhängig davon eine Gleichung für die Nachfrage nach Tipps ein. Der Schnittpunkt der Angebotsfunktion und der Nachfragefunktion nach Tipps ergibt das Marktgleichgewicht. Folgt man diesem Modell so ist jede Beobachtung (d.h. jeder Punkt in obigem Streudiagramm) die Realisierung eines solchen Gleichgewichts-Punktes des Lotteriemarktes. Die

Regressionskurve zeigt in diesem Fall nur die Geschichte der Realisierung dieser Gleichgewichtspunkte für 396 Spielrunden vom 12.7.00 bis 28.4.04

Ökonometrische Schätzung der Nachfragefunktion

Nimmt man Ian Walker (1998) sowie M. Beenstock und Y. Haitovsky (2001) zum Ausgangspunkt, so kann man die Gleichung des "effektiven Preises" q als Angebotsfunktion des Lotteriebetreibers interpretieren:

$$(1) \qquad q = h \cdot E + \left[(1-h)E + \frac{R_{-1}}{T} \right] e^{-\pi \cdot T} - \frac{R_{-1}}{T}$$

Die Parameter der Gleichung werden vom Anbieter der Lotterien festgesetzt und kontrolliert. Das gilt für den Hausvorteil h, der Ausschüttungsrate $(1 - h)$, die Festlegung der Basiswahrscheinlichkeit π sowie den nominellen Preis E (= Einsatz) für einen Tipp. Für eine gegebene Anzahl von Tipps T ist der Angebotspreis festgelegt. Geht die Anzahl der abgegebenen Tipps gegen unendlich, konvergiert der Angebotspreis zum Hausvorteil $h\ E$. Die Gleichung (1) ist in Abb. 3.4 dargestellt. Die Angebotskurve mit $R = 0$ bezieht sich auf eine Normalrunde ohne Jackpot.

Die positive Korrelation zwischen dem Erwartungswert pro Tipp (EV) und der Anzahl abgegebener Tipps – in den Modellen von Walker, Beenstock und Co – verwandelt sich durch die Angebotspreisgleichung (1) in eine negative Beziehung zwischen effektiven Preis und der Anzahl der Tipps. Eine steigende Anzahl von Spielern senkt die Kostenkomponente "Jackpotgefahr" und reduziert den Angebotspreis. Für die Spieler ergibt sich der oben erwähnte externe Effekt. Mit der zunehmenden Anzahl von Tipps sinkt der effektive Preis eines Tipps.

Kommt es zu einem Rollover, d.h. wird der Jackpot der Vorrunde auf die gegenwärtige Runde übertragen so verschiebt sich die "Angebotskurve" nach unten (R >0 in Abb. 3.4). Der Jackpot reduziert den (effektiven) Angebotspreis eines Tipps. Zur Normalrunde ergibt sich nun ein gravierender Unterschied. Steigt die Anzahl der Tipps, so nimmt der effektive Preis wieder zu, da der Jackpotbonus durch zusätzliche Spieler ausgedünnt wird.

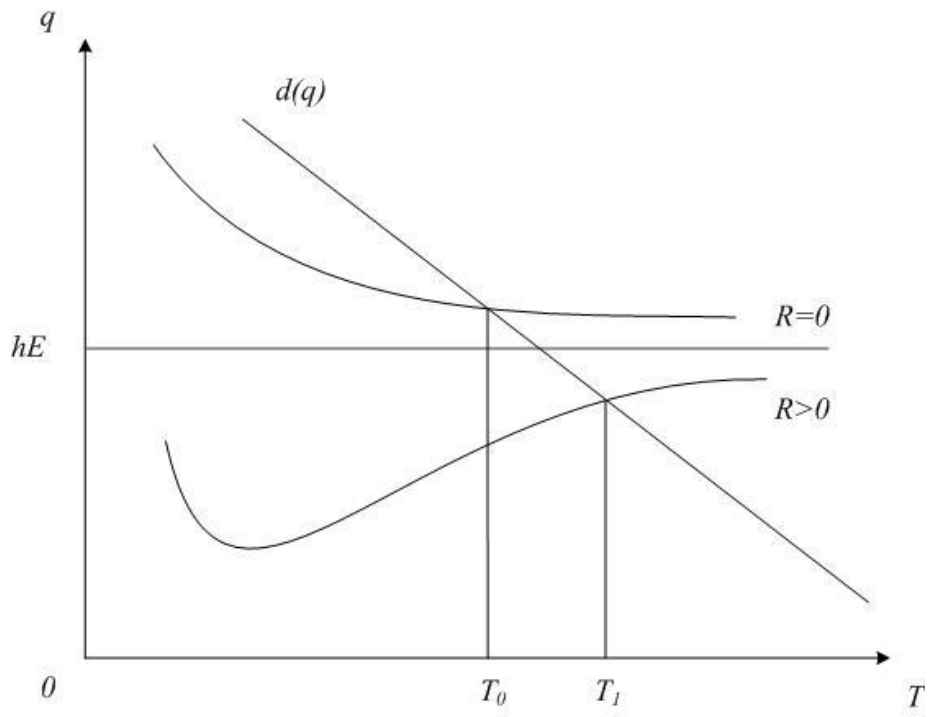


Abbildung 3.4

Die Nachfrage nach Tipps ist eine fallende Funktion des effektiven Preises. Je höher der Erwartungswert (je geringer der Angebotspreis) desto mehr Spieler finden einen Anreiz an der Wette teilzunehmen. Die Nachfragefunktion muß unabhängig von der Angebotsfunktion in das Modell eingeführt werden. Ein Jackpot verschiebt – wie oben gezeigt – die Angebotsfunktion, hält aber die Lage der Nachfragefunktion unverändert. In bezug auf die Nachfragefunktion bewirkt ein Jackpot nur eine Wanderung auf der Nachfragekurve. Ein Jackpot verschiebt somit die Angebotskurve R=0 entlang einer festen Nachfragefunktion zu R>0. Der Jackpotbonus erzeugt sozusagen "Diskontpreise". Beim neuen Gleichgewichtspunkt nimmt die Nachfrage nach Tipps um $\Delta T = T_1 - T_0$ zu.

Der Abschnitt X dieser Studie umfasst eine ökonometrische Analyse von B. Böhm (TU-Wien), in welcher verschiedene ökonometrische Ansätze zur Schätzung von Nachfragefunktionen für Lotterien unternommen werden. Ziel dieser Untersuchung ist die Schätzung der Preiselastizität sowie der Beitrag anderer erklärender Variablen, die das Verhalten von Teilnehmern an einer Lotterie bestimmen. Im Modell 3.2 wird die Nachfrage nach Tipps durch zwei Variable, dem effektiven Preis und die verzögerte Variable $T_{t\text{-}1}$, erklärt. Die Schätzung erfolgt in Logarithmen. Dadurch sind die geschätzten Koeffizienten direkt als Elastizitäten interpretierbar. Die

Preiselastizität ist –0,182 und die Elastizität der verzögerten, endogenen Variable ist –0,0314. Demnach würde eine Zunahme des effektiven Preises um 10 Prozent die Nachfrage nach Tipps um 1,8 Prozent senken. Der zweite Koeffizient zeigt, dass die Nachfrage nach Tipps (ceteris paribus) in dem beobachteten Zeitraum (2.1.02 bis 30.6.04) eine leicht abnehmende Tendenz aufweist, nämlich durchschnittlich um 3 Prozent. Obwohl diese Elastizitäten ökonomisch plausibel erscheinen, handelt es sich im statistischen Sinn um kein signifikantes Ergebnis. Böhm testet mit seiner Nachfragschätzung gleichzeitig die Hypothese, ob die Zahlenauswahl der Spieler einer zufälligen Zahlenauswahl folgt. Die Schätzergebnisse zeigen, dass dies nicht der Fall ist. Die geschätzten Werte der Jackpotwahrscheinlichkeit liegen außerhalb des Intervalls (0,1). Dadurch ergeben sich leider keine unverzerrten Schätzungen der Parameter.

Der nächste Versuch ist eine Systemschätzung.

(1) $$\log T = a + b \cdot \log\left\{E \cdot h + prob \cdot \left[E + \frac{R_{-1}}{T}\right] - \frac{R_{-1}}{T}\right\} + u$$

(2) $$prob = e^{-\pi \cdot (c + dT)} + v$$

In diesem Ansatz ist die Jackpotwahrscheinlichkeit endogen und unbekannt, da die Parameter c und d nicht gegeben sind. Die Gleichung wird ergänzt durch einen Mittwoch-Dummy und durch einen autoregressiven Term T_{t-1}.

Die dreistufige Methode der kleinsten Quadrate (simultanes Schätzverfahren) ergibt folgende Werte der Koeffizienten.

Erklärende Variable		*Koeffizient*
Konstante		0,97
effektiver Preis	(q)	–1.362
Koeffizienten der Jackpot-Wahrscheinlichkeit	(c)	2.264
	(d)	0,586
Mittwoch Dummy		– 0.256
T_{t-1}		– 0.381

Ein weiterer Schätzversuch mittels der Schätzmethode Full Information Maximum Likelyhood (FIML) zeigt ähnliche Ergebnisse. Welche Schlussfolgerungen lassen sich aus diesen Schätzungen ziehen:

- Die geschätzte Preiselastizität, die hier mit –1,36 relativ hoch erscheint, ist vom Wert der Jackpot-Wahrscheinlichkeit $e^{-\pi(a+bT)}$ abhängig. Letztere gibt an, ob bei der Ziehung ein Jackpot auftritt, oder nicht.
- Diese Wahrscheinlichkeit ist für den theoretischen Fall einer rein zufälligen Tippabgabe bekannt. Die ökonometrischen Tests zeigen jedoch, dass die Hypothese einer rein zufälligen Zahlenauswahl abgelehnt werden muss.
- Die simultane Schätzung des Gleichungssystems, bei welcher die Jackpot-wahrscheinlichkeit eine endogene Variable ist, führt somit zu keinem statistisch befriedigenden Ergebnis.
- Der Versuch die Koeffizienten des "effektiven Preismodells" mittels eines simultanen Schätzverfahrens zu schätzen, muss als gescheitert betrachtet werden.

Ökonometrische Schätzung aus einem Zeitreihenansatz

Als Alternative zur Spezifikation der Nachfragegleichung bietet sich die Differenzenbildung $\log(T_t) - \log(T_{t-2})$ an, welche den Unterschied von Mittwoch und Samstagsrunden berücksichtigt. Die Differenz $\log(T_t) - \log(T_{t-2})$ kann als Wochen-Wachstumsrate der Tippnachfrage für die in Rede stehende Mittwoch bzw. Samstagsrunde interpretiert werden. Wie man aus der Autokorrelationsfunktion der differenzierten Reihe gut erkennen kann, handelt es sich bei der Differenz $\log(T_t) - \log(T_{t-2})$ um einen stochastischen Grundprozess, genau um einen "moving average process" zweiter Ordnung (MA(2)). Dieser MA(2) Prozess zeigt einen negativen Trend, d.h. ceteris paribus, wenn keine exogenen Ereignisse auftreten, wie Jackpots oder Doppeljackpots, kommt es zu einer langsamen Abnahme der Anzahl der Tipps. Der "Ermüdungseffekt" ist deutlich zu erkennen. Ein R^2=0,443 ist allerdings ein schwacher Erklärungsgrad. Letzterer kann durch Hinzufügen von relevanten Variablen, der Preisvariablen (effektiver Preis), sowie von Jackpotdummies bis zur dritten Ordnung (d.h. verzögert über drei Perioden), bezeichnet mit JP_{t-1}, JP_{t-2}, JP_{t-3}, stark verbessert werden (R^2=0,864). Die Gleichung, die wir hier herausgreifen und interpretieren findet sich im Beitrag von B. Böhm auf Seite 9.

$$\log(T_t) - \log(T_{t-2}) = -\ 0.053908 + \varepsilon_t -\ 0.759759\ \varepsilon_{t-2} -\ 0.030783\ q_t +$$
$$+ 0.487937\ JP_{t-1} +\ 0.030540\ JP_{t-2} -\ 0.513948\ JP_{t-3} +$$
$$+ 0.127939\ (JP_{t-1}\ JP_{t-2}) + 0.046535\ (JP_{t-1}\ JP_{t-3})$$

$R^2 = 0.864421$ DW = 2.023738

Wir verzichten an dieser Stelle auf die ökonometrische Diskussion der Koeffizienten und verweisen auf die ausführliche Diskussion bei Böhm im folgenden Kapitel. Wir fragen was man für die ökonomische Nachfrageanalyse durch diese Schätzung lernen kann. Zunächst findet man den MA(2) Prozess mit ε_t – 0.759759 ε_{t-2}, welcher dem "Ermüdungseffekt" der Tippnachfrage zum Ausdruck bringt. Die Preiselastizität bezüglich des effektiven Preises ist mit – 0,03078 relativ gering, aber statistisch signifikant. Damit lässt sich der Nachfrageeffekt der letzten Preiserhöhung für einen Lottotipp von 0,75 auf 0,85 Euro, also um 13 Prozent berechnen:

$$\varepsilon_{T,q} = \frac{dT}{dq} \cdot \frac{q}{T} \qquad \frac{dT}{T} = \varepsilon_{T,q}\ \frac{dq}{q}$$
$$\frac{dT}{T} = -0,032 \cdot \frac{dq}{q} = -0,032 \cdot 0,13 = 0,42\%$$

Die Preiserhöhung um 13 Prozent bewirkte einen Rückgang der wöchentlichen Wachstumsrate um 0,42 Prozent.

Ersetzt man in obiger Regressionsgleichung den "effektiven" Preis durch eine nominelle Preisvariable, nämlich $E \cdot h$, d.h. Einsatz mal Hausvorteil, so ergibt sich ein Wert der Koeffizienten, der von obigen nur unwesentlich abweicht. Die Preiselastizität bezüglich des nominellen Preises ist – 0,03188. somit wird der erste Wert der Preiselastizität bestätigt. Für die Praxis interessant sind weiters die Werte der Jackpotdummies JP_{t-1} und JP_{t-2}; mit den Werten 0,4879 JP_{t-1} und 0,0305 JP_{t-2}. Dummies sind bekanntlich (0,1) Variable. Beim Auftreten eines Jackpots oder Doppeljackpots ist JP_{t-1} und JP_{t-2} jeweils eins, ebenso das Kreuzprodukt $JP_{t-1}\ JP_{t-2}$, etc. Die

Werte dieser Koeffizienten sind Logarithmen. Durch Antilogarithmieren erhält man prozentuelle Änderungen der Nachfrage. Ein einfacher Jackpot erhöht die Wachstumsrate der Nachfrage um 63 % (Antilog von 0,4879) ein Doppeljackpot um 80 %.

Die Eigenschaften der Nachfragefunktion nach Tipps, die sich aus Zeitreihenuntersuchungen ableiten lassen, kann man wie folgt zusammenfassen:

i. Die Nachfrage nach Tipps (die Wochenzuwachsrate) folgt einem stochastischen Prozess mit einem abnehmenden Drift. Wird das Interesse des Publikums nicht durch exogene Ereignisse, wie Jackpots, Doppeljackpots, oder durch Werbung stimuliert, so tritt ein "Ermüdungseffekt" ein.

ii. Die Preiselastizität (der Wachstumsrate) ist sehr gering. Die Preiselastizität des "effektiven" Preises bezüglich der Tippnachfrage ist – 0,0307; verwendet man als Preisvariable *Eh*, d.h. Höhe des Einsatzes mal Hausvorteil ergibt sich eine Preiselastizität von – 0,0318

iii. Die durchschnittliche geschätzte Zunahme der Wochen-Wachstumsrate der Tipps beim Auftreten eines einfachen Jackpots ist 63%, bei einem Doppeljackpot 80%. Die Schätzungen zeigen, dass der Jackpot und Doppeljackpot, die notwendigen Innovationen bringen, welche das Lottospiel langfristig am Leben halten.

1.4. Ökonometrische Schätzungen für Österreich

(Bernhard Böhm)

Einleitung

In diesem Kapitel soll die Entwicklung der Anzahl von Lottotipps pro Runde mit den Mitteln der Ökonometrie untersucht werden. Es stehen dafür mehrere Ansatzpunkte zur Verfügung. Einerseits kann man von der Frage ausgehen, wie der Preis eines Lottotipps definiert ist und in welcher Weise dieser mit der Anzahl der abgegebenen Tipps zusammenhängt. Kann die Nachfrage nach Tipps durch den Preis wie bei einem gewöhnlichen Konsumgut erklärt werden? Ein anderer Zugang besteht in der Analyse der zeitlichen Entwicklung der beobachteten Lottotipps und dem Versuch, den Typus dieses Entwicklungsprozesses zu modellieren und damit Aussagen über die Eigenheiten dieses Prozesses zu machen.

1.4.1. Der Preis eines Tipps

Aus den Ausführungen des vorhergehenden Kapitels lassen sich die Komponenten, die in die Definition eines Preises für Lotterietipps eingehen, leicht aufzählen: Einsatz, Rate des Hausvorteils, die Wahrscheinlichkeit einen Sechser zu tippen, Wert eines etwaigen Jackpots, Anzahl der abgegebenen Tipps. Die in der Literatur erwähnten Definitionen sind leicht unterschiedlich.

Beenstock und Haitovsky (2001) und Cook und Clotfelter (1993) verwenden die erwartete Ausschüttung auf den 6er Rang (unter der Annahme, dass dies der einzige Rang von Relevanz ist) ist approximativ: $E(G) = (R+(1-h)ET)(1-e-\pi T)/T$

G : Ausschüttung pro Gewinner
T : Anzahl der Tipps
R : Rollover (in Österreich als Jackpot bezeichnet)
E : Einsatz
π : Wahrscheinlichkeit des Gewinns mit einem Tipp
1-h : Ausschüttungsanteil vom Gesamtumsatz (mit h Hausvorteil)

Für ihre empirischen Untersuchungen verwenden die Autoren aber offensichtlich nur den Einsatz.

Analog dazu definiert Walker (1998) den erwarteten Gewinn pro Tipp:

$V = (\alpha ET + R)(1-(1-\pi)T)/ET$

Bis auf die Approximation der Wahrscheinlichkeit, dass kein „Jackpot“ (Rollover) auftritt, und die Annahme, dass der Einsatz 1 beträgt, ist dies die gleiche Definition wie oben. Der eigentliche Preis eines Tipps wäre damit 1-V bzw. P-V.

Für die Schätzung seiner Nachfragekurve verwendet Walker jedoch V.

Die IHS Studie (1997) definiert den Preis eines Tipps aus den sicheren Kosten durch den Hausvorteil, den erwarteten Kosten aus dem Auftreten eines Jackpots reduziert um den Betrag eines eventuellen Jackpots aus der vorhergehenden Runde:

$p = Eh + P((TE(1-h)s6 + Rt-1)/T) - Rt-1/T.$

s6 : Ausschüttungsquote für den Sechser Rang

Durch Berücksichtigung weiterer Auszahlungsränge kann der Preis (bzw. die erwarteten Kosten des Tipps) noch etwas besser approximiert werden. Allerdings ist die Differenz gering. Geht man davon aus, dass nur der Sechser Rang für die Lottonachfrage praktisch relevant ist, kann man auch die Beziehung zwischen den bisher definierten Preisen klarstellen:

Walker nimmt an, dass es nur einen Rang gibt, daher kann man für den Ausschüttungsanteil vom Gesamtumsatz (1-h)s6 setzen. Außerdem nimmt er einen Einsatz von 1 an.

Einsatz minus Gewinnerwartung nach Walker ist daher gleich dem Preis der IHS Studie.

Allein die Wahrscheinlichkeit eines Jackpot Auftretens ist unterschiedlich formuliert, jedoch in der Praxis nahezu identisch, da für große T gilt $(1-\pi)T \approx e-\pi T$.

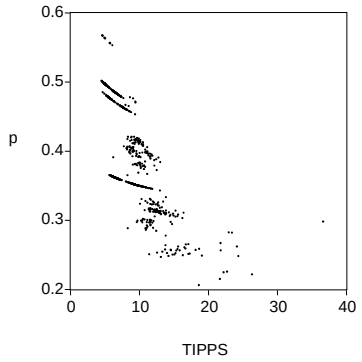
Als Parameter in den Preisdefinitionen sind daher allgemein der Einsatz E, der Hausvorteil h und der Anteil der Ausschüttung, der auf einen Sechser entfällt, s6, zu berücksichtigen. Nachdem sich in Österreich die Spielart seit 1986 nicht geändert hat bleibt die Wahrscheinlichkeit eines Jackpots bzw. eines Sechsers etc. unverändert konstant.

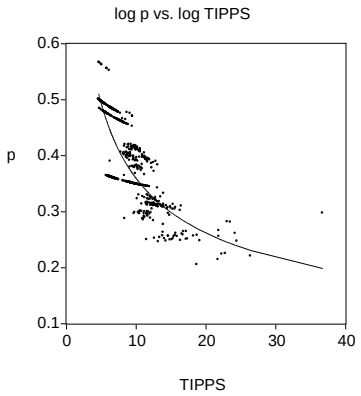
In den empirischen Untersuchungen dieses Kapitels verwenden wir die Definition (6) auf S. 30, der wir im Weitern folgen:

$p = Eh + e-\pi T(E(1-h)T + Rt-1)/T - Rt-1/T = E - (E(1-h) - Rt-1/T)(1- e-\pi T).$

1.4.2. Einfache Schätzungen der Beziehung zwischen Preis und Anzahl der Tipps

Da durch die Definition des Preises dieser bereits selbst von der Anzahl der Tipps abhängig ist kann anhand eines Streudiagramm von p und T auch die durchschnittliche Beziehung verfolgt werden. Die folgende Graphik zeigt diese Beziehung in Niveauwerten und logarithmiert:





Eine OLS Schätzung der einfachen durchschnittlichen Beziehung wird getrennt nach Perioden mit unterschiedlichem Einsatz durchgeführt:

Periode 244-539 (3.9.97 – 9.7.2000)

T =	36.86743	-80.92389 p
	(0.865539)	(2.595416)

R^2 = 0.767803, σ =1.589246, logL= -556.1272, DW = 3.191281

Weitere Tests ergeben signifikante Autokorrelation der Residuen bis zur 36 Ordnung, klar nicht-normalverteilte Residuen, Heteroskedastie (White F = 44.1358 (P=0.0000), und ein allgemeines Spezifikationsproblem (u.a. funktionale Form) ersichtlich aus dem RESET F-Wert von 111.8766 (P=0.0000).

Ein ähnliches Ergebnis erhält man für die Periode mit einem Einsatz von 0.73 bzw. 0.75€.

Periode 540-936 (12.7.00-28.4.04)

T =	31.10826	-51.97647p
	(0.575493)	(1.310599)

R^2 = 0.799268, σ = 1.620238, logL= -753.8976, DW = 2.264069

Die geschätzten Parameter sind daher nicht als sehr zuverlässig einzustufen.

Auch die Schätzungen in Logarithmen sind nicht wesentlich plausibler. Zum Vergleich wird die Schätzung für Periode 540-936 angegeben, für die die deutlich unterschiedliche Beteiligung in Mittwochrunden durch eine Dummyvariable erfasst wurde.

logT =	0.455891	-2.021713 logp	-0.180376 DMI
	(0.029246)	(0.033056)	(0.010449)

R^2 = 0.914454, σ = 0.103833, logL = 337.3823, DW =2.022165

Auch hier besteht Autokorrelation höherer Ordnung in den Residuen, Heteroskedastie und ein Spezifikationsproblem, das auch durch instabile rekursive Koeffizientenschätzungen unterstrichen wird.

Die Erweiterung der Stichprobenperiode auf Perioden mit größeren Unterschieden im Einsatz, die mit Dummies modelliert werden, führt zu den gleichen Spezifikationsproblemen.

Für die Perioden 540 bis 1006 erhält man zum Beispiel

logT =	0.456169	-2.019740 logp	-0.179979 DMI	0.163886 D85cent
	(0.028381)	(0.031930)	(0.010144)	(0.015130)

R^2 = 0.909009, σ = 0.109319, logL = 373.0612, DW = 2.074450

Wie bereits im vorigen Abschnitt erwähnt, ist die Schätzung einer Preiselastizität auf Grundlage dieser Durchschnittsbeziehung nicht zulässig, da es sich hier um keine Nachfragebeziehung handelt, sondern um die durchschnittliche Relation der Gleichgewichtspunkte des Lotteriemarktes.

1.4.3. Simultane Schätzung von Preisreaktion und Preisdefinition

Die Ableitung der Preisdefinition fußt bei allen Autoren auf der Annahme einer rein zufälligen Auswahl der Lottozahlen. Daher sind die einzigen Parameter, die in der Preisdefinition zu schätzen wären, diejenigen Parameter, die die Zufälligkeit der Zahlenauswahl betreffen.

Die Bestimmung des Preises wird daher einerseits (bei Zufälligkeit der Wahl) durch die Relation

$p = Eh + P((TE(1-h)s6 + Rt-1)/T) - Rt-1/T = Eh + (e-\pi T)((TE(1-h)s6 + Rt-1)/T) - Rt-1/T$

bestimmt, andererseits kann die Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines Jackpots (P) auch abweichend modelliert werden, z.B. als $(e-\pi f(T))$ mit f(T) einer bestimmten Funktion der Tipps.

Im Folgenden werden zwei Ansätze versucht, das System der beiden Gleichungen zu schätzen. Zuerst wird die Definition des Preises, in die die Annahme der Rationalität der Spieler eingeht, als endogene Variable des Systems verwendet. Die Definition wird jedoch so spezifiziert, dass für die Jackpotwahrscheinlichkeit die Parameter der Funktion f(T), in unserem Fall eine lineare Gleichung, als Schätzungen resultieren. Anschließend wird die Möglichkeit der Abweichung von der rationalen Wahl der Lottozahlen dadurch berücksichtigt, dass die Definition des Preises unter dieser Annahme direkt als erklärende Größe in der Nachfragefunktion auftritt. Allerdings ist diese Variable damit direkt nicht beobachtbar, da die Parameter der Jackpotwahrscheinlichkeit nicht bekannt sind.

In dieser Variante sind daher in einer hoch nichtlinearen Gleichung die Parameter der Preisreaktion sowie die der Jackpotwahrscheinlichkeit zu schätzen.

Systemschätzung mit theoretischer Preisvariablen

Die beiden Systemgleichungen lauten

(1) $T = a + b\,p + u$

(2) $p = Eh + (e-\pi(c+dT))((TE(1-h)s6 + Rt-1)/T) - Rt-1/T + v$

mit den Störvariablen u und v.

Infolge der Verwendung der Preisvariablen, die mit

$p = Eh + (e-\pi T)((TE(1-h)s6 + Rt-1)/T) - Rt-1/T$

berechnet wurde, erhält man für die Schätzung der Parameter c und d die theoretisch implizierten Werte c=0 und d=1. Die Parameter für a und b entsprechen im Wesentlichen den OLS Ergebnissen der Einzelgleichung. Die Störvariable v wird damit identisch Null und die Eigenschaften des Störterms u entsprechen denen der OLS Gleichung.

Dieser Ansatz ist daher nicht sehr hilfreich für die Ermittlung der interessierenden Koeffizienten.

Nichtlineare Einzelgleichungsschätzung

Anstatt p über die Definition zu berechnen wird Gleichung (2) in Gleichung (1) direkt substituiert. Damit ermöglicht man eine freie Schätzung der Parameter c und d.
Die zu schätzende Gleichung lautet daher

(3) $T = a + b\,(Eh + (e\text{-}\pi(c+dT))((TE(1\text{-}h)s6 + Rt\text{-}1)/T) - Rt\text{-}1/T) + u.$

Diese Gleichung ist nur numerisch zu lösen. Die Schätzung der Parameter ist somit nur durch die Anwendung eines nichtlinearen Kleinstquadrateschätzers möglich.

Die Parameter wurden vorerst auf Basis von Teilstichproben (entsprechend der Tarifgestaltung) geschätzt. Daraus könnten periodenspezifische Besonderheiten erkannt werden, die die Eigenschaften der Residuen betreffen. Durch Ergänzungen der Spezifikation mit weiteren erklärenden Variablen und die Ausschaltung von Ausreißern wurde versucht, die Qualität der Ergebnisse zu verbessern.

Als Beispiel mag das Ergebnis für die Periode von 2002 bis Mitte 2004 dienen, in der der Einsatz während der letzten drei Monate erhöht wurde. Die Spezifikation in Logarithmen erfolgte unter Berücksichtigung eines autoregressiven Terms.

Periode: 694 – 954 (2.1.02 – 30.6.04), Beobachtungen: 261, Iterationen :13

Modell: $\log(T_t) = C(1)+C(2)^* \log[(E^*h-((R_{t-1}/(T_t\,^*1000000)) - EXP(-(C(3)+C(4)^*T_t)/8.145060)\,^*$
$^* ((E\,^*(1-h)^*S6) + R_{t-1}/(T_t\,^*1000000))))] + C(5)^*\log(T_{t-1}) + \varepsilon_t$

Parameter	Koeffizient	HC Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C(1)	2.795457	0.074483	37.53142	0.0000
C(2)	-0.181960	0.034212	-5.318578	0.0000
C(3)	-97.81863	16.11957	-6.068314	0.0000
C(4)	6.613934	1.023218	6.463858	0.0000
C(5)	-0.031455	0.006922	-4.544115	0.0000

$R^2 = 0.982173$, $\sigma = 0.046204$, Log likelihood = 434.6758, DW = 2.157544
F = 3526.127, Prob(F) = 0.000000, Heteroskedastie-konsistente Standardfehler

Die Ergebnisse sind wie auch für andere Teilperioden sehr stark von den Startwerten abhängig. Abgesehen von Heteroskedastie, die von der großen Zahl an Ausreißern induziert wird (und durch die Verwendung von konsistent geschätzten Standardfehlern entschärft wird), weisen alle Residuentests auf kein gravierendes Problem hin. Allerdings nehmen die

Wahrscheinlichkeitsparameter außergewöhnlich große Werte an, sodass für viele Beobachtungen der geschätzte Wert der Jackpotwahrscheinlichkeit außerhalb des Intervalls (0,1) liegt. Dadurch werden alle Parameter entscheidend verzerrt. Die Elastizität des implizit geschätzten Preises, der nunmehr sich deutlich vom theoretisch berechneten Preis unterscheidet, ist relativ gering. Aus den weiteren Ergebnissen in den folgenden Abschnitten kann man erkennen, dass die Preiselastizität desto geringer geschätzt wird, je besser die Zeitreihe der abgegebenen Tipps aus der Jackpotinformation modelliert werden kann.

Generell konnte beobachtet werden, dass die Parameter der Jackpotwahrscheinlichkeit in jeder Teilperiode signifikant von den Werten einer zufälligen Zahlenauswahl (c=0, d=1) abweichen. Außerdem hat sich häufig herausgestellt, dass die unbeschränkten Schätzungen Parameterwerte ergeben, die im Widerspruch zur Interpretation als Wahrscheinlichkeit stehen. Damit sind die Schätzungen natürlich sinnlos. In der Folge musste die Schätzung daher unter der Bedingung durchgeführt werden, dass die Jackpotwahrscheinlichkeit zwischen Null und Eins liegen muss. Dies kann einmal durch eine separate Schätzung der Jackpotwahrscheinlichkeit erreicht werden. Drei Versuche mit unterschiedlichen Annahmen wurden durchgeführt. Sowohl eine Probit Schätzung wie auch eine Logit Schätzung ergibt signifikante Ergebnisse, doch hält sich die Erklärungsqualität in Grenzen. Auch die einfache Schätzung von $P = \exp(-(c+dTt)\pi)$ ergibt einen signifikanten Wert für den Parameter d von 0.986414 (0.153852). c ist nicht signifikant von Null verschieden (-0.968157 (1.168976)). Allerdings muss der gemeinsame Test von c=0 und d=1 mit einem F-Wert von 4.946 (P-Wert 0.0073) abgelehnt werden.

Systemschätzung mit Schätzung der Jackpotwahrscheinlichkeit

Um die Bedingung für die Wahrscheinlichkeit zu berücksichtigen, wurde eine Systemschätzung von zwei Gleichungen durchgeführt, die im Vergleich zu vorhin eine leichte Änderung erfahren:

(1) $\log T = a + b \log[Eh + (Prob)*TE(1-h)s6 + Rt-1)/T) - Rt-1/T] + u$

(2) $Prob = e-\pi(c+dT) + v$

Gleichung (1) wird noch durch autoregressive Terme und die Mittwoch-Dummy fallweise ergänzt. Im Unterschied zur Preisdefinition wird hier die Jackpotwahrscheinlichkeit (Prob) durch den realisierten Wert, 0 oder 1, angegeben.

Es ist instruktiv die Ergebnisse der unterschiedlichen Schätzmethoden für dieses System zu vergleichen. Das zu schätzende Modell lautet:

log(Tt)=C(1)+C(2)* log{E*h-[(Rt-1/(Tt *1000000)) – Probt* ((E *(1-h)*S6) +
+ Rt-1/(Tt *1000000))]}+ C(5)*DMI + C(6)*ut-1 + εt
Probt = exp(-(C(3)+C(4)*Tt)/8.145060) + vt

Die OLS Schätzung der beiden Gleichungen ergeben natürlich die gleichen Werte wie bei einer getrennten Schätzung der einzelnen Gleichungen. Betrachten wir die Ergebnisse für die Runden 244 bis 954 (712 Beobachtungen).

OLS Methode

Parameter	Koeffizient	Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C(1)	1.462675	0.031585	46.30896	0.0000
C(2)	-0.852264	0.028985	-29.40379	0.0000
C(3)	-0.968194	1.169562	-0.827826	0.4079
C(4)	0.986419	0.154000	6.405324	0.0000
C(5)	-0.256273	0.011733	-21.84219	0.0000
C(6)	0.408093	0.036148	11.28948	0.0000

Gleichung 1: R^2 = 0.607376, σ = 0.219860, DW = 1.927132
Gleichung 2: R^2 0.077017 σ = 0.471755 DW =2.051153
Determinante der Residuen Kovarianzmatrix = 0.006716

Die zweistufige Schätzung mit den Instrumenten Einsatz, Hausvorteil, Mittwochdummy und Wert des Jackpots berücksichtigt die Tatsache, dass die Jackpotwahrscheinlichkeit eine endogene Variable ist. Die Preisvariable wird daher in der zweiten Stufe der Schätzung mit der geschätzten Wahrscheinlichkeit berechnet (und unterscheidet sich daher wesentlich von der theoretisch berechneten Preisvariablen). Daher resultiert auch eine deutliche Veränderung des geschätzten Parameterwerts.

Zweistufige Kleinstquadratemethode

Parameter	Koeffizient	Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C(1)	1.031192	0.052627	19.59448	0.0000
C(2)	-1.302912	0.052206	-24.95732	0.0000
C(3)	-0.487323	1.352073	-0.360427	0.7186
C(4)	0.925056	0.175228	5.279153	0.0000
C(5)	-0.250794	0.014371	-17.45101	0.0000
C(6)	0.347721	0.043311	8.028495	0.0000

Gleichung 1: R^2 = 0.460850, σ = 0.257639, DW = 2.008314
Gleichung 2: R^2 0.076796, σ = 0.471811, DW =2.073607
Determinante der Residuen Kovarianzmatrix = 0.005323

Obwohl die Einzelparameter der Wahrscheinlichkeitsgleichung nicht signifikant von ihren theoretisch erwarteten Werten bei zufälliger Tippabgabe abweichen, sind sie doch gemeinsam signifikant von (0, 1) verschieden (F-Wert 9.493 (P-Wert=0.0087)). Die zweistufige Methode berücksichtigt zwar die Systemzusammenhänge, ist jedoch immer noch eine Einzelgleichungsschätzmethode. Die simultane Schätzung aller Parameter kann durch die Anwendung der dreistufigen Kleinstquadratemethode erfolgen:

Dreistufige Kleinstquadratemethode

Parameter	Koeffizient	Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C(1)	0.979153	0.041403	23.64942	0.0000
C(2)	-1.362193	0.041084	-33.15599	0.0000
C(3)	2.264116	1.176216	1.924914	0.0544
C(4)	0.586192	0.142987	4.099612	0.0000
C(5)	-0.256773	0.009928	-25.86443	0.0000
C(6)	0.381075	0.026852	14.19147	0.0000

Gleichung 1: R^2 = 0.418986, σ = 0.267455, DW = 2.125794
Gleichung 2: R^2 = 0.066612, σ = 0.474407, DW =2.209451
Determinante der Residuen Kovarianzmatrix = 0.005763

Hier erhalten wir recht ähnliche Werte für die Preiselastizität, jedoch sehr unterschiedliche für die Parameter der Jackpotwahrscheinlichkeit. Gemeinsam sind sie aber deutlich verschieden von den theoretischen Werten (F-Wert: 16.295, (P-Wert 0.00029)). Ganz ähnlich ist auch das Resultat der FIML Schätzung. Auch in diesem Fall ist die Schätzung der Jackpotwahrscheinlichkeit sehr ungenau, weicht aber signifikant von den theoretischen Werten ab (F: 258.548 (P-Wert 0.000)).

Full Information Maximum Likelihood

Parameter	Koeffizient	Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C(1)	0.998330	0.114641	8.708313	0.0000
C(2)	-1.350476	0.036893	-36.60497	0.0000
C(3)	7.726098	2.804639	2.754757	0.0059
C(4)	-0.033903	0.064371	-0.526685	0.5985
C(5)	-0.275467	0.010399	-26.49078	0.0000
C(6)	0.469306	0.023190	20.23734	0.0000

Gleichung 1: $R^2 = 0.414460$, $\sigma = 0.268494$, DW = 2.287386
Gleichung 2: $R^2 = -0.006587$, $\sigma = 0.492658$, DW =2.476517
Determinante der Residuen Kovarianzmatrix = 0.006918
Log Likelihood = -1698.271

Aus diesem Vergleich kann man gut erkennen, dass die Schätzung einer Preiselastizität sehr vom Wert der Wahrscheinlichkeit, dass bei der Ziehung ein Jackpot auftritt, abhängig ist. Allerdings ist diese Wahrscheinlichkeit nur für den theoretischen Fall reiner zufälliger Tipps bekannt. Infolge vieler Hinweise auch aus anderen Quellen muss man jedoch annehmen, dass diese theoretischen Werte (selbst im Fall, dass die Zahl der abgegebenen Tipps exakt bekannt ist) in der Praxis nicht zutreffen. Es ist daher sehr fraglich ob dieses Preiskonzept für eine empirische Analyse der Nachfrage nach Lottotipps relevant ist. Die wesentlich wichtigeren Einflussgrößen auf die Nachfrage sind allerdings in diesem Preiskonzept enthalten, nämlich die erwartete Tippanzahl selbst und der Wert eines etwaigen Jackpots (Rollovers). Die unmittelbare Berücksichtigung direkt beobachteter Größen und derjenigen Komponenten der Preisvariablen, die von den Kunden ohne Probleme eingeschätzt werden können wie Einsatz oder Hausvorteil, sollten daher zuverlässige Aussagen über die Abhängigkeit der Lottonachfrage vom „Preis“ ermöglichen.

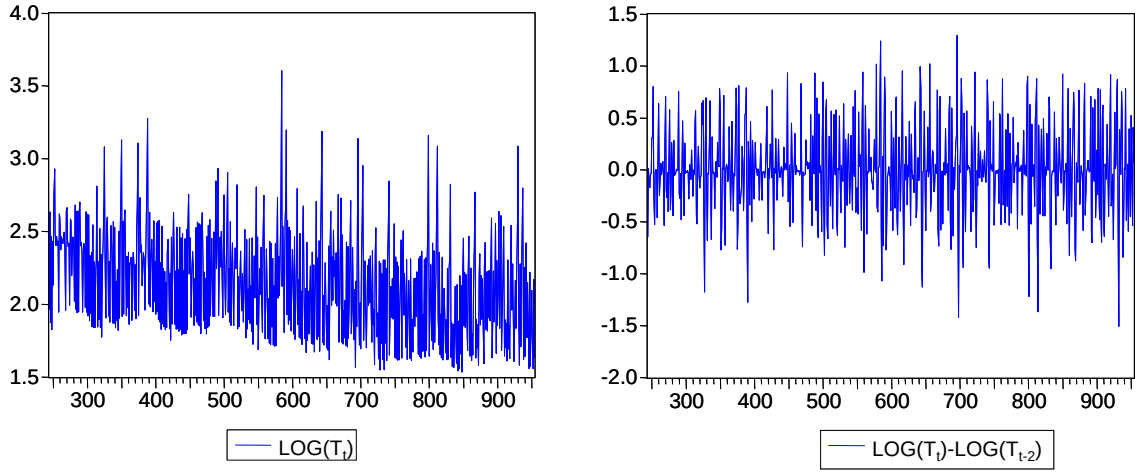
1.4.4. Allgemeine Nachfragefunktionen nach Lottotipps

Aus der Information über Preise und Mengen allein lassen sich Angebots- oder Nachfragefunktionen nicht ableiten bzw. identifizieren. Um daher die im Folgenden vorgestellten Beziehungen als Nachfragerelation interpretieren zu können, muss vorausgesetzt werden, dass eine Angebotsbeziehung existiert, die von weiteren, in der Nachfragebeziehung nicht vorkommenden Variablen abhängig ist. Ausgehend von den Erkenntnissen aus den einfachen Spezifikationen im vorhergehenden Abschnitt soll nun versucht werden, die Natur des Prozesses der abgegebenen Tipps besser zu spezifizieren. Vorerst bleiben wir bei der Annahme, dass der Preis (unter der Annahme rationaler, zufälliger Zahlenauswahl) eine relevante Variable der Gleichung ist. Des Weiteren soll

nur die logarithmierte Reihe betrachtet werden, um das Problem der Heteroskedastie etwas zu mildern. Der Stichprobenzeitraum umfasst Runde 244 bis 954, also einen Zeitraum in dem der Einsatz drei Mal geändert wurde und pro Woche zwei Runden gespielt wurden.

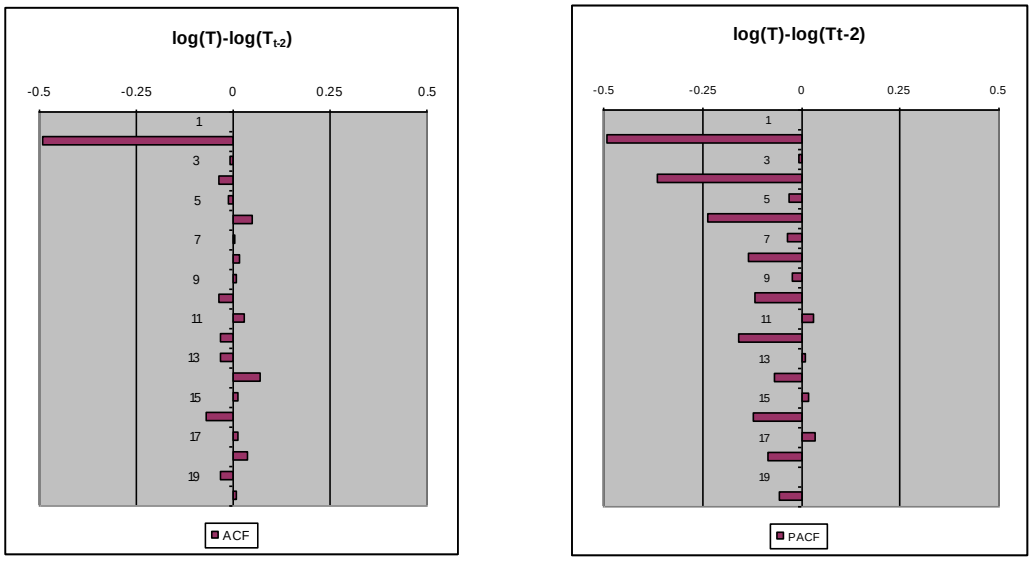
Aus dem Korrelogramm für log(Tt) kann man schließen, dass diese Zeitreihe durch einen AR-Prozess etwa achter Ordnung repräsentiert werden kann. Die Schätzung ergibt tatsächlich ein Ergebnis, das von Seiten der Residuenanalyse nicht abgelehnt werden kann. Auffällig ist die Tatsache, dass nur jeweils die Parameter gerader Ordnung signifikant von Null verschieden sind. Der Erklärungsgrad dieser Gleichung ist auch relativ gering (16%). Die Einführung einer Mittwoch-Dummy ändert daran, obwohl signifikant, nicht viel. Berücksichtigt man nun in dieser Gleichung den oben definierten Preis p, so erhöht sich der Erklärungsgrad auf 76%, die Residuen und auch deren Quadrate sind jedoch hoch autokorreliert (was die Schätzung der Varianzen verzerrt). Zwar ist der Koeffizient von p (-1.511845 (0.037949)) signifikant, die Gleichung insgesamt aber nicht befriedigend. Auch die weitere Berücksichtigung von Jackpot-Dummies oder den logarithmierten Werten der jeweils relevanten Jackpots samt Verzögerungen kann die Autokorrelation in den Residuen nicht beseitigen. Der Erklärungsgrad steigt bis auf etwa 90%, dafür besteht Autokorrelation in der Residuenvarianz. Diese kann zwar mit Hilfe einer ARCH Schätzmethode inkorporiert werden, doch bleibt die Autokorrelation im Fehler selbst signifikant. Im Zuge dieser Erweiterungen sinkt der Parameter der Preisvariablen bis auf etwa -0.5, bleibt aber signifikant.

Eine Alternative für die Spezifikation der Nachfragegleichung wäre die Berücksichtigung der Unterschiede zwischen Mittwoch und Sonntagsrunden durch entsprechende Differenzenbildung log(Tt) – log(Tt-2). Damit werden die durchschnittlichen Niveauunterschiede zwischen aufeinander folgenden Runden ausgeglichen.



Beobachtete Zeitreihe der abgegebenen Lottotipps

Wie man aus der Abbildung der Autokorrelationsfunktion und der partiellen Autokorrelations-funktion der differenzierten Reihe gut erkennen kann, weisen diese Hilfsmittel zur Identifikation eines stochastischen Prozesses auf einen MA(2) Prozess hin.

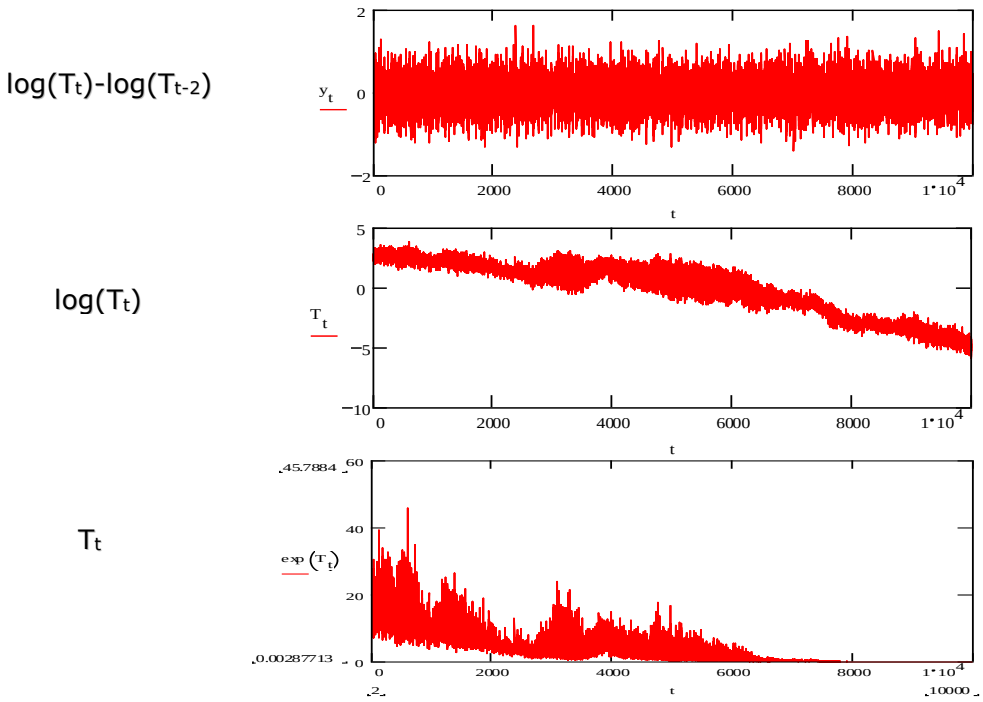


Eine Schätzung dieses Prozesses ergibt Residuen, die keine Autokorrelation aufweisen, doch ab sechster Ordnung ist Autokorrelation in deren Quadrate zu finden.

$\log(T_t) - \log(T_{t-2}) =$	-0.001494	$+ \varepsilon_t - 0.907631\varepsilon_{t-2}$
	(0.001122)	(0.015867)

$R^2 = 0.443165$, $\sigma = 0.316443$, logL = -189.779, DW = 2.044922

Die Natur dieses Prozesses impliziert eine langsame Abnahme der Anzahl der Tipps wie dies in der folgenden simulierten Zeitreihe zum Ausdruck kommt. Die erste Reihe stellt die Entwicklung der Wochenzuwachsrate dar. Die entsprechende Tippanzahl nimmt tendenziell ab, sofern es keinen zusätzlichen Stimulus gibt, der die Tipps erhöht.



Simulierte Zeitreihe der Lottotipps (MA(2) Prozess)

In der Simulation, die der obigen Gleichung folgt, sind keine zusätzlichen Einflüsse vorhanden. Daher kann dieser Prozess die oft beobachteten „Ermüdungserscheinungen“ gut wiedergeben. In der Praxis wird diese Tendenz von spontanen Zunahmen der Tipps bei Auftreten von Jackpots unterbrochen, wie es auch an der Grafik der beobachteten Zeitreihe ersichtlich ist.

Fügt man zu dieser einfachen Gleichung den logarithmierten Preis hinzu ändert sich nur wenig. Der Preiskoeffizient ist nicht signifikant und sehr klein: -0.010411 (0.009332). Der Erklärungsgrad ändert sich nicht. Dieser lässt sich durch Hinzufügen von Dummy-Variablen für Jackpots wesentlich erhöhen, ohne die guten Eigenschaften der Residuen zu verschlechtern. Um alle Jackpotvarianten abzudecken wird die Dummy bis zu drei Perioden verzögert und es werden auch die Kreuzprodukte einbezogen.

Runde: 244 – 954, Beobachtungen: 711, Iterationen: 22

$\log(T_t) - \log(T_{t-2}) =$	-0.053908	$+ \varepsilon_t$ -0.759759 ε_{t-2}	-0.030783 $\log p_t$
	(0.011508)	(0.023777)	(0.009421)

+0.487937 JP_{t-1}	+ 0.030540 JP_{t-2}	-0.513948 JP_{t-3}
(0.013740)	(0.008850)	0.014283)

+0.127939 (JP_{t-1} JP_{t-2})	+ 0.046535 (JP_{t-1} JP_{t-3})
(0.021636)	(0.018689)

R^2 = 0.864421, σ = 0.156810, Log L = 312.4418, DW = 2.023738, F = 640.3117, HCSE

Infolge des nach wie vor vorhandenen Heteroskedastieproblems werden konsistent geschätzte Standardfehler verwendet. Weitere Versuche mit dem Jackpotwert sowie Dummies für spezielle Ausreißer (die alle Doppel- oder Dreifachjackpots betreffen) können zwar den Erklärungsgrad geringfügig verbessern, verschlechtern aber die Residueneigenschaften, sodass von diesen Varianten abgesehen wurde. Der geschätzte Wert für die Preiselastizität ist mit -0.03 relativ gering, aber signifikant. Das hier präsentierte Ergebnis ist vom Standpunkt der Residuenanalyse nicht abzulehnen, könnte aber dennoch Spezifikationsfehler aufweisen, da auf Grund der Natur der Zeitreihe jede Menge Ausreißer, d.h. Jackpots existieren, die je nach Zeitpunkt in dem sie auftreten höhere oder geringere Anzahl von Tipps nach sich ziehen. Der Einfluss dieser Ausreißer ist sehr gut in der Verteilung der Residuen zu sehen, die visuell zwar meist gut mit der Normalverteilung übereinstimmt, doch muss diese Hypothese mittels Jarque-Bera Test in allen Fällen deutlich abgelehnt werden. Inferenz kann dann durch robuste Schätzungen der Standardfehler gewährleistet werden.

Eine weitere Modellierungsmöglichkeit von Nachfragefunktionen nach Lottotipps ergibt sich aus der Überlegung, dass der oben definierte Preis selbst bereits eine Funktion der Tipps, der Parameter der Lottogesellschaft (E, h, α) und des etwaigen Jackpots ist. So könnte die nichtlineare Definition durch eine lineare Approximation ersetzt werden, die die wesentlichen Variablen enthält.

Ein typisches Ergebnis mit diesem Ansatz wird im Folgenden präsentiert. Wesentliche Variable sind der Einsatz multipliziert mit dem Hausvorteil (E.h), der Wert des Jackpots (VALJP(-j)) der letzten drei Runden (j) und die Tatsache ob es sich beim Jackpot der letzten Runde um einen Doppel- (JP2)

oder Dreifachjackpot (JP3) gehandelt hat. Als abhängige Variable wurde wieder die Differenz der log(Tipps) zur Vorwoche gewählt. Die Kleinstquadrateschätzung ergab keine Autokorrelation der Fehler, jedoch ARCH (2) Residuen, was durch Anwendung der Maximumlikelihood Schätzmethode berücksichtigt werden konnte. Nachdem die Residuen nach wie vor nicht normalverteilt waren empfahl sich die Berechnung von robusten Standardfehlern für die Koeffizienten.

Runden: 244 – 954, Beobachtungen: 711, Iterationen: 161
Bollerslev-Wooldrige robuste Standardfehler und Kovarianzen

Parameter von	Koeffizient	Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C	-0.781443	0.297419	-2.627410	0.0086
log(E*h)	-1.521380	0.613373	-2.480353	0.0131
$(\log(E*h))^2$	-0.760551	0.312205	-2.436067	0.0148
MA(2)	-0.479741	0.038137	-12.57928	0.0000
logVALJP(-1)	0.035142	0.000831	42.29610	0.0000
logVALJP(-2)	0.002927	0.000738	3.963915	0.0001
logVALJP(-3)	-0.035457	0.000798	-44.45050	0.0000
JP3(-1)	0.426819	0.079477	5.370377	0.0000
JP2(-1)	0.160275	0.021804	7.350694	0.0000

Varianzgleichung

Parameter	Koeffizient	Std. Fehler	t-Statistik	P-Wert
C	0.012104	0.002198	5.506769	0.0000
ARCH(1)	0.167090	0.075225	2.221220	0.0263
ARCH(2)	0.240017	0.089644	2.677453	0.0074

$R^2 = 0.880037$, $\sigma = 0.147925$, Log L = 416.1477, F = 466.1622, DW = 1.865709

Die Elastizität der Tippnachfrage bezüglich des Einsatzes berechnet sich infolge des quadratischen Terms als -1.52138 + 2*(-0.760551)*log (EINSATZ*HAUSVT). Verwendet man den Mittelwert über den Stichprobenzeitraum (-0.9714) erhält man eine Elastizität von etwa -0.04378. Verwendet man den Wert zum Ende der Periode (-0.736) ergibt sich etwa der zehnfache Wert (-0.4018). Diese Ergebnisse liegen in einer ähnlichen Größenordnung wie beim vorigen Ansatz und etwas unter denen der nichtlinearen Einzelgleichungsschätzungen mit der Preisdefinition. Die Erhöhung des Jackpotwertes um ein Prozent führt im Schnitt zu einer Erhöhung der Tippanzahl um 3.5 Prozent, wenn es sich um einen einfachen Jackpot handelt. Bei einem Doppel- oder Dreifachjackpot erhöht sich dieser Wert noch etwas.

Eine entsprechende Gleichung, die nur Jackpotdummies verwendet anstelle der Werte, die auf den Sechserrang entfallen, ergibt ein ähnliches Resultat wie bei der Verwendung der Preisdefinition. Damit kann man deutlich sehen, dass im Fall der unmittelbaren Berücksichtigung der wesentlichen

Definitionsbestandteile der theoretischen Preisvariablen, der direkte Effekt des Einsatzes oder „Preises“ nur sehr gering ausfällt.

Runde: 244 – 954, Beobachtungen: 711, Iterationen: 22

$\log(T_t) - \log(T_{t-2}) =$	-0.039372	$+ \varepsilon_t - 0.765572\ \varepsilon_{t-2}$	-0.031885 log (E.h)
	(0.010545)	(0.023553)	(0.012066)

$+ 0.493065\ JP_{t-1}$	$0.029145\ JP_{t-2}$	$-0.514204\ JP_{t-3}$
(0.016073)	(0.010485)	(0.014165)

$+\ 0.133890\ (JP_{t-1}\ JP_{t-2})$	$+\ 0.046934\ (JP_{t-1}\ JP_{t-3})$
(0.017825)	(0.016116)

$R^2 = 0.8641211$, $\sigma = 0.156984$, Log L = 311.6551, DW = 2.030629, F = 638.6744,

Zusammenfassend lässt sich die Lottonachfrage dadurch charakterisieren, dass eine Grundtendenz durch einen stabilen MA(2) mit Drift besteht, der in der Literatur auch als Ermüdungseffekt bezeichnet wird. Dieser Effekt wird geringer wenn Jackpots berücksichtigt werden, oder möglicherweise auch durch weitere Maßnahmen, die das Interesse an den Lottospielen fördern. Preiseffekte, die nur die Höhe des Einsatzes oder den Hausvorteil berücksichtigen sind mit einer Elastizität von ca -0.03 sehr gering. Die Auswirkung berechneter Preise wie am Beginn dieses Abschnitts definiert, ist stärker, da in ihrer Berechnung bereits die realisierte Tippanzahl und das Auftreten von Jackpots einbezogen sind. Der damit geschätzte Preiseffekt enthält daher bereits einen hohen Anteil des Jackpoteffekts und der vorweggenommenen Rundenbeteiligung. Die durchschnittliche geschätzte Erhöhung der Wochenzuwachsrate der Tipps bei einem einfachen „Jackpot“ beträgt nach dem Schätzergebnis etwa 63.7%. Bei einem Doppeljackpot beträgt die Wochenzuwachsrate im Schnitt 92.7%. Bei einem Dreifachjackpot liegt das Niveau der Vergleichsrunde bereits hoch; daher fällt die weitere Erhöhung der Wochenzuwachsrate mit durchschnittlich 2.6% relativ niedrig aus.

1.5. Analyse der Mikrodaten der Annahmestellen
(Alexander Friedmann)

1.5.1. Einleitung und Datenmaterial

Die zur Verfügung stehenden Daten waren außerordentlich zahlreich und detailliert. Konkret standen für drei Annahmestellen[1] (AST Nummern 10177, 11057 und 11116) für jeweils zehn Monate und jeden in diesem Zeitraum abgegebenen Schein folgende Daten zur Verfügung:

- Datum und Uhrzeit der Abgabe
- Typ des Scheins (Normalschein, Systemschein inkl. Systemnummer, Gratisschein, Geschenkschein)
- Quicktipp oder manuell auszufüllender Schein
- Anzahl der Tipps
- Laufzeit der Tipps in Runden
- Die gesetzten Zahlen für jeden Tipp

Da der Anteil der Gratis und Geschenkscheine gemessen an der Gesamtanzahl von Scheinen vernachlässigbar klein ist, wurden für die Untersuchung nur Normal- und Systemscheine herangezogen. Unter Normalscheinen werden hier sowohl Quicktipps als auch Scheine bezeichnet, bei denen händisch die gewünschten Zahlen angekreuzt werden müssen (Kreuzlscheine). Für jeden dieser Scheine kann zusätzlich eine Laufzeit angegeben werden, für wie viele Runden die gleiche Zahlenkombination oder das gleiche System mit den gleichen Ausgangszahlen gesetzt werden soll. Die Zahl der Tipps eines über mehrere Runden laufenden Scheines ist daher das Produkt aus Tipps und Anzahl der zu spielenden Runden. Das ist insofern bedeutend, dass ohne Kenntnis dieses Umstandes die Zahl der Tipps im Verhältnis zur Anzahl der Scheine unverhältnismäßig hoch scheinen würde. Im weiteren Verlauf des Textes wird deshalb die Bezeichnung "Gespielte Runde" verwendet. Eine Gespielte Runde ist definiert als ein in der jeweiligen Runde gesetzter Block von Tipps, obwohl der entsprechende Schein nicht notwendigerweise in dieser Runde aufgegeben werden musste, sondern die Tipps durch Aufgabe eines für mehrere Runden gültigen Scheines

[1] Es handelt sich dabei um folgende Annahmestellen: AST1: 10177, Boschstraße 6, 1190 Wien (Bahnhof Heiligenstadt); AST2: 11057, Stadlauerstraße 18-20, 1220 Wien; AST3: 11116, Favoritenstraße 239-245, 1100 Wien

gesetzt wurden. (Beispiel: Ein Schein mit 2 Tipps für 5 Runden zählt als ein Schein, als 5 Gespielte Runde und 10 Tipps).

Der Zeitraum der Untersuchung erstreckt sich über die Runden 920 bis 1007, also etwa von Mitte März bis Ende Dezember 2005. Dabei wurde zusätzlich zwischen Jackpot und Normal, sowie zwischen Sonntagsrunden und den traditionell schwächeren Mittwochsrunden unterschieden. (Tabelle 1.5.1).

	Mittwoch	Sonntag
Normal (N)	26	23
Jackpot (JP)	10	15
Doppel-Jackpot (2JP)	7	5
Dreifach-Jackpot (3JP)	1	1

Tabelle 1.5.1: Anzahl der Rundentypen im beobachteten Zeitraum

Eine Aufgliederung der in diesem Zeitraum abgegebenen Scheine findet sich in Tabelle 1.5.6. Es handelt sich dabei um etwa 220,000 abgegebene Scheine mit ca. 1,7 Mio. Tipps. Die Anzahl der abgegebenen Tipps teilt sich wie folgt auf (Abbildung 1.5.1, Tabelle 1.5.7):

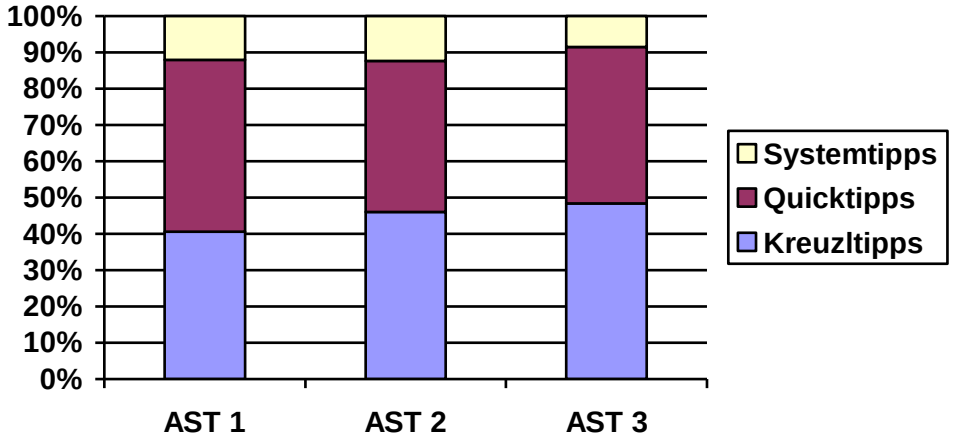


Abbildung 1.5.1: Anteil der Tipparten

Ein erster grober Überblick zeigt, dass gut 10% der abgegebenen Tipps auf Systemscheine, der Rest etwa zu gleichen Teilen auf Kreuzlscheine und Quicktipps zurückzuführen sind. Geht man von

einzelnen Spielern aus, so ist der Anteil der Systemscheine nur knapp halb so groß, was klarerweise darauf zurückzuführen ist, dass bei einem Systemspiel in der Regel gleich eine erhebliche Anzahl von Tipps gespielt wird. Je nach Annahmestelle treten allerdings in der Verteilung der Tipps erhebliche Unterschiede auf.

1.5.2. Spieler die regelmäßig die identische Zahlenkombinationen setzen (Zahlengläubige)

Es ist anzunehmen, dass eine nicht unerhebliche Anzahl von Spielern an bestimmte persönliche Glückszahlen (Geburtstag vom Enkelkind, Hausnummer,...) glaubt und diese im Falle einer Tippabgabe auch zum Einsatz kommen - sei es nun aus Gewohnheit oder tatsächlich aus Glaube an "Glückszahlen". Dabei bieten sich einige Fragestellungen an:

- Anteil am Gesamtvolumen der Lottoumsätze
- Aufteilung in typische Mittwoch und/oder Sonntagspieler
- Spielen über mehrere Runden
- Jackpotverhalten

Aufgrund der Datenlage war es möglich identisch ausgefüllte Scheine zu identifizieren. Wegen der vernachlässigbar geringen Wahrscheinlichkeit, dass zwei Personen zufällig dieselbe Zahlenkombination tippen, kann davon ausgegangen werden, dass gleiche Scheine auch von ein und derselben Person stammen. Solche Personen werden hier als "Zahlengläubige" bezeichnet. Die Dunkelziffer zu den hier identifizierten Personen dürfte etwas höher liegen, da nur identisch ausgefüllte Scheine bestimmt wurden, Scheine bei denen z.B. der erste und der zweite Tipp vertauscht sind, wurden nicht berücksichtigt. Außerdem ist zu vermuten, dass zahlreiche Zahlengläubige ihre Scheine nicht immer in der gleichen Annahmestelle abgeben.

Überraschenderweise konnten auf diese Weise die beachtliche Anzahl von insgesamt 12178 Personen identifiziert werden, die für nicht weniger als 114,179, also etwa 40.5% der gespielten Runden sowie etwa 39.5% der abgegebenen Tipps verantwortlich zeichnet. Die detaillierte

Aufteilung der von diesen Personen gespielten System- und Normalscheine und deren Anteil in der jeweiligen Kategorie findet sich Tabelle 1.5.8.

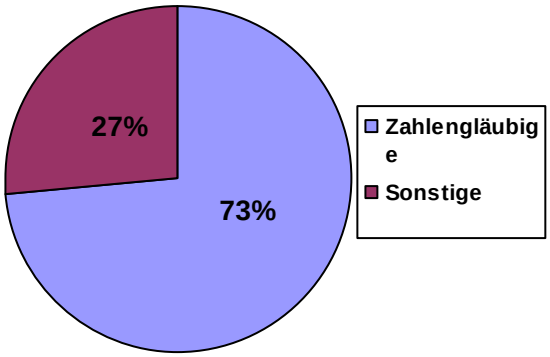


Abbildung 1.5.2: Aufteilung der Kreuzltipps

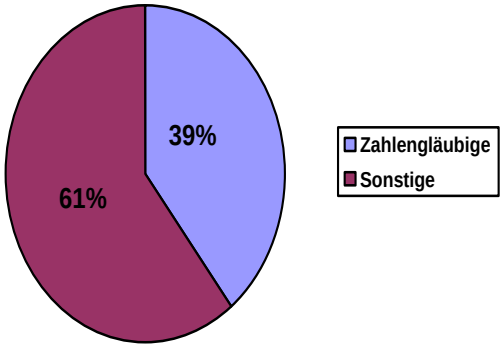


Abbildung 1.5.3: Aufteilung aller Tipps

Ganz offensichtlich setzt sich ein ganz erheblicher Teil der Spieler aus Zahlengläubigen zusammen, dieser Anteil variiert jedoch zum Teil von Annahmestelle zu Annahmestelle erheblich. Im Mittel der drei untersuchten Annahmestellen sind knapp 40% der abgegebenen Tipps auf Zahlengläubige zurückzuführen. Innerhalb der Gruppe von Spielern, die sich aus welchen Gründen auch immer bewusst für eine bestimmte Kombination entscheiden und daher nicht auf den zeitsparenden Quicktipp zurückgreifen, ist der Anteil natürlich höher, da Zahlengläubige nur aus dieser Gruppe kommen können. Man kann grob davon ausgehen, dass fast drei Viertel der Personen, die einen Schein händisch ausfüllen der Gruppe der Zahlengläubigen zuzurechnen ist. Innerhalb des Segments der Systemscheine sinkt dieser Anteil zwar, ist aber trotz allem mit 59% erstaunlich hoch.

Nun stellt sich die Frage wie oft Zahlengläubige überhaupt spielen. Leider liefern die Daten zu dieser Frage keine klaren Aufschlüsse. Wie erwartet lassen sich einige Spieler finden, die in praktisch allen beobachteten Runden gespielt haben, jedoch ist dieser Anteil überraschend äußerst niedrig (< 0,1%). Obwohl sich einige Personen identifizieren lassen die offensichtlich nur an Sonntagen oder nur in Jackpotrunden oder an Sonntagen und an Mittwochen nur wenn es eine Jackpotrunde ist spielen, so hat das Gros der Zahlengläubigen (50%) lediglich in fünf oder weniger Runden teilgenommen. Allerdings sind diese Zahlen wenig aussagekräftig, da nicht anzunehmen ist, dass die Spieler ihre Tipps immer in derselben Annahmestelle aufgeben, diese also nur zum Teil registriert wurden.

1.5.3. Spielen über mehrere Runden

Wie bereits erwähnt ist es möglich, einen Schein mit den selben Tipps für eine Laufzeit bis zu zehn Wochen zu spielen. Dies bringt vor allem eine Erleichterung des Aufwandes für Spieler, die regelmäßig am Spiel teilnehmen wollen und sich daher nicht jede Runde zu einer Annahmestelle begeben müssen. Ein Blick auf die Daten bring weitere Erkenntnisse (Tabelle 1.5.9). Wenig überraschend stellt sich heraus, dass der Anteil jener Spieler, die ihren Schein über mehrere Runden spielen, in der Gruppe der Zahlengläubigen besonders hoch ist. Etwa 19% dieser Spieler sind Mehrrundenspieler, das bedeutet dass der Anteil in dieser Gruppe etwa viermal so hoch wie unter den übrigen Spielern ist.

Weiters zeigt sich erwartungsgemäß, dass Mehrrundenspieler im Schnitt weniger Tipps pro Schein spielen und jene Spieler, die nur für eine Runde, bzw. jede Runde einzeln setzen eher bereit sind mehrere Tipps zu spielen. Es lohnt daher auch die Anzahl an Tipps zu betrachten, die auf diese Spieler entfallen. Tabelle 1.5.3 zeigt den Anteil der Teilnehmer und Tipps, der auf Scheine zurückzuführen ist, die bereits vor der jeweiligen Runde aufgegeben wurden.

	AST 1	AST 2	AST 3	Gesamt
Teilnehmer	6,0%	13,7%	10,5%	9,6%
Tipps	12,8%	29,5%	23,4%	21,5%

Tabelle 1.5.2: Anteil der Mehrrundenspieler und Tipps auf Mehrrundenscheinen

	AST 1	AST 2	AST 3	Gesamt
Teilnehmer	14,9%	26,9%	23,7%	21,6%
Tipps	9,1%	20,8%	16,8%	15,3%

Tabelle 1.5.3: Anteil von Teilnehmern und Tipps durch Scheine die nicht in der selben Runde aufgegeben wurden

1.5.4. Jackpoteffekte

Bekannterweise ist der Andrang in den Annahmestellen in Jackpotrunden bei weitem höher als in normalen Runden. Die Querschnittsdaten in Tabelle 1.5.4 und Tabelle 1.5.5 geben einen ersten Eindruck von der Größe dieser Jackpoteffekte. Dabei ist natürlich zu beachten, dass eine Mittwochrunde ohne Jackpot etwas schwächere Umsätze liefert als eine vergleichbare Sonntagsrunde. Die Werte in den Tabellen sind Indexwerte. Die Zahlen vor der Klammer beziehen sich daher auf die jeweiligen Normalrunden von Mittwoch und Sonntag, die Zahlen in Klammern stellen den Index, bezogen auf eine normale Sonntagsrunde dar.

	Mittwoch	Sonntag
Normalrunde	1,00 (0,75)	1,00
JP	1,77 (1,33)	1,52
2JP	2,27 (1,70)	1,91
3JP	3,88 (2,91)	3,04

Tabelle 1.5.4: Anzahl der Teilnehmer – Index

	Mittwoch	Sonntag
Normalrunde	1,00 (0,74)	1,00
JP	1,94 (1,43)	1,66
2JP	2,69 (1,98)	2,22
3JP	5,04 (3,71)	4,03

Tabelle 1.5.5: Anzahl der Tipps – Index

Sonntagsrunden sind im Vergleich zu Mittwochsrunden um ein knappes Drittel umsatzstärker. Das Auftreten von Jackpots reduziert diesen Unterschied, kann ihn jedoch nicht völlig wettmachen.

Offensichtlich existieren eine Reihe von Spielern die regelmäßig an Sonntagsrunden teilnehmen, den Mittwoch jedoch auslassen. Ein Jackpot an einem Mittwoch schafft es aber einen Teil dieser Spieler zu mobilisieren. Der tatsächliche Umsatzzuwachs in Jackpotrunden setzt sich nun aus zwei Komponenten zusammen: Der Haupteffekt ist klarerweise die deutlich höhere Anzahl an Teilnehmern, jedoch fällt beim Vergleich der beiden Tabellen weiters auf, dass die Anzahl der Tipps pro Schein in Jackpotrunden ebenfalls zunimmt. Abgesehen von den Dreifachjackpots, deren Daten aufgrund der des extrem seltenen Auftretens nicht besonders zuverlässig sind, bewirkt ein Einfachjackpot an einem Mittwoch den größten marginalen Umsatzzuwachs.

Es scheint nun weiters ein Blick auf die genaue Zusammensetzung dieser Jackpoteffekt lohnend. Die abgegebenen Tipps werden daher im Folgenden in Quicktipps, sowie aufgeschlüsselt nach Zahlengläubigkeit, Kreuzl- und Systemscheine unterteilt.

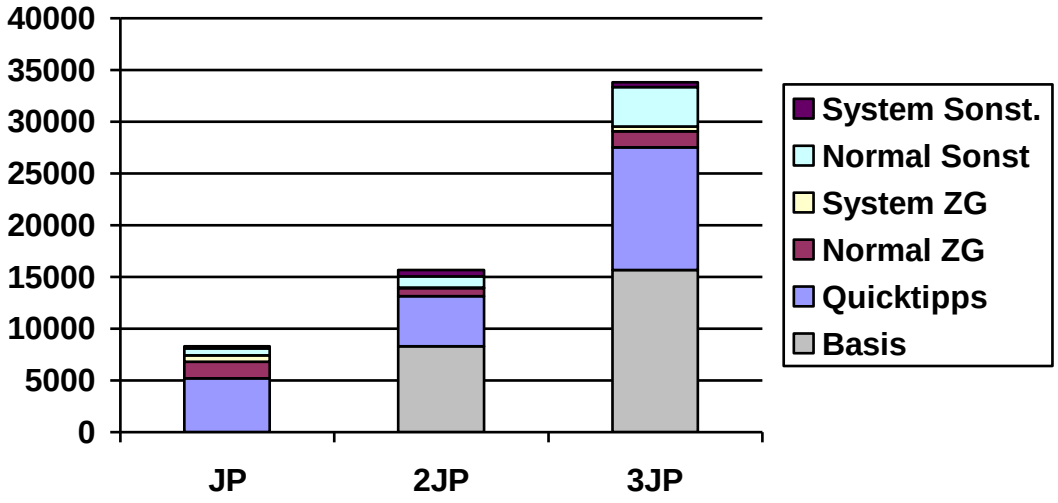


Abbildung 1.5.4: Zusätzliche Tipps in Jackpotrunden (Sonntag), aufgeschlüsselt nach Spielergruppen

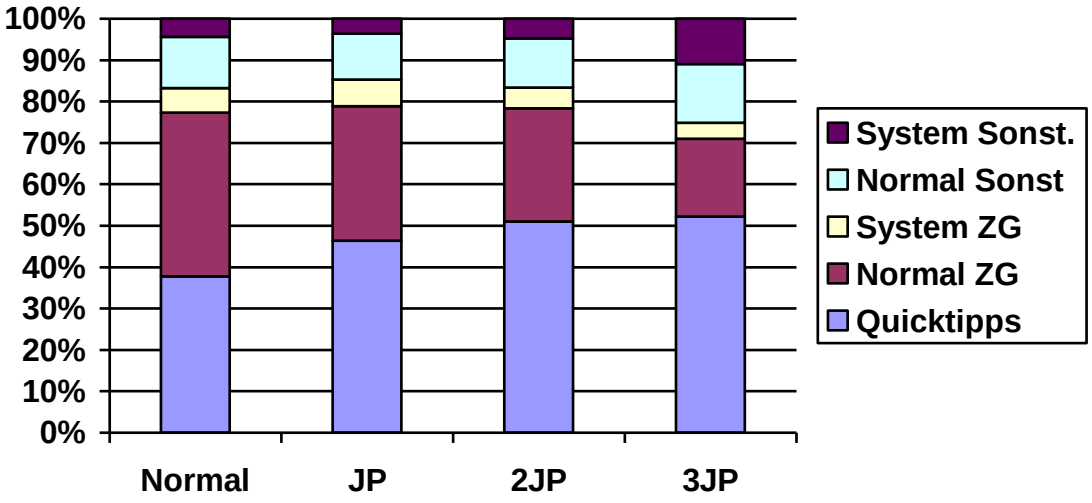


Abbildung 1.5.5: Anteil der Spielergruppen an den Gesamttipps

In Normalrunden, sowohl an Mittwochen und Sonntagen ist die Zusammensetzung der Tipps sehr ähnlich. Etwa 45% des Umsatzes gehen auf Quicktipps zurück, weitere 40% auf Zahlengläubige. Tritt nun eine Jackpotrunde auf, so ist das Verhalten der einzelnen Gruppen jedoch völlig unterschiedlich: Die Anzahl der Quicktippspieler verdoppelt (Jackpot) bzw. verdreifacht sich fast (Doppeljackpot). Die Menge der Tipps der Zahlengläubigen auf Normalscheinen steigt allerdings bei weitem nicht im selben Ausmaß. Bei einem Einfachjackpot nimmt sie um ein gutes Drittel zu, an Mittwochen etwas stärker. Dieser Effekt kommt durch jene Zahlengläubigen zustande, die lediglich an Sonntagrunden teilnehmen, sich aber von einem Jackpot auch an Mittwochen zur Teilnahme bewegen lassen. Die Anzahl der Zahlengläubigen, die sich dann durch einen Doppeljackpot noch zusätzlich motivieren lässt ist nur mehr sehr gering. Anders das Verhalten von Zahlengläubigen bei Systemscheinen. Dort ist der Unterschied zwischen Normal- und Jackpotrunden mit einer Zunahme von über 70% recht groß. Es dürfte daher in diesem Bereich eine überdurchschnittlich große Anzahl von Personen geben, die Normalrunden auslässt um lediglich in Jackpotrunden zuzuschlagen. Die übrigen Spieler die zwar bewusst Zahlen auswählen, jedoch nicht regelmäßig die selben Kombinationen setzen, nehmen ebenfalls deutlich zu. Die Daten zu Systemspielern bei Doppeljackpots sind aufgrund der relativ geringen Anzahl und Verzerrungen durch einzelne Spieler (fallweise Scheine mit mehr als 700 Tipps) nicht besonders aussagekräftig.

Interessanterweise zeigen sich die Gewohnheiten von Mehrrundenspielern erstaunlich resistent gegen Jackpots. So sind in den Querschnittsdaten kaum systematische Unterschiede zwischen

Normal- und Jackpotrunden zu erkennen. Diese Mehrrundenspieler stellen also gewissermaßen einen Grundstock an Teilnehmern dar der unabhängig von den möglichen Gewinnsummen regelmäßig am Spiel teilnimmt. Wie bereits erwähnt ist der Anteil an Zahlengläubigen in dieser Gruppe vergleichsweise hoch. Ein Jackpot hat daher auf spätere Runden hinsichtlich einer zusätzlichen Anzahl von Mehrrundenspielern bestenfalls marginalen Einfluss.

Bezüglich der durchschnittlich gespielten Tipps pro Schein ist in Jackpotrunden quer durch alle Kategorien ein Anstieg um ca. 10% zu Normalrunden zu verzeichnen, ein Doppeljackpot erhöht diesen Wert nur geringfügig.

1.5.5. Zusammenfassung der Analyse der Mikrodaten

- 69% aller manuell ausgefüllten Scheine stammen von Zahlengläubigen, diese machen knapp drei Viertel der auf diesen Scheinen ausgefüllten Tipps aus.
- Knapp 60% der Systemtipps stammen von Zahlengläubigen
- Zahlengläubige machen etwa 40% des Umsatzes von Normalrunden aus
- Normale Mittwochrunden sind umsatzschwächer als Sonntagsrunden, dies wird jedoch durch einen Jackpot nahezu ausgeglichen
- Ca. 22% Umsatzes wird durch Spieler die ihre Scheine über mehrere Runden spielen generiert.
- Diese Mehrrundenspieler lassen sich durch Jackpots kaum beeinflussen
- Zusätzlicher Umsatz in Jackpotrunden wird zum Großteil durch einmalige Quicktippspieler generiert

Tabellen zu Kapitel 1.5

Annahmestelle1						
Typ	Scheine	Anteil	Schein-Runden	Anteil	Tipps	Anteil
Normalscheine	72,977	94.7%	86,026	95.0%	482,526	88.0%
Systemscheine	4,106	5.3%	4,543	5.0%	65,525	12.0%
Annahmestelle2						
Typ	Scheine	Anteil	Schein-Runden	Anteil	Tipps	Anteil
Normalscheine	45,317	93.1%	62,300	93.5%	374,855	87.7%
Systemscheine	3,356	6.9%	4,325	6.5%	52,436	12.3%
Annahmestelle3						
Typ	Scheine	Anteil	Schein-Runden	Anteil	Tipps	Anteil
Normalscheine	91,133	95.8%	119,606	95.9%	633,972	91.5%
Systemscheine	3,986	4.2%	5,102	4.1%	58,557	8.5%
Insgesamt						
Typ	Scheine	Anteil	Schein-Runden	Anteil	Tipps	Anteil
Normalscheine	209,427	94.8%	267,932	95.0%	1,491,353	89.4%
Systemscheine	11,448	5.2%	13,970	5.0%	176,518	10.6%
Gesamt	220,875		281,902		1,667,871	

Tabelle 1.5.6: Anzahl der Scheine und Tipps im beobachteten Zeitraum

	AST 1	AST 2	AST 3
Kreuzltipps	40.6%	46.0%	48.4%
Quicktipps	47.4%	41.7%	43.1%
Systemtipps	12.0%	12.3%	8.5%

Tabelle 1.5.7: Anteil der Tipparten

	Gruppe	AST 1	AST 2	AST 3	Gesamt
Kreuzlscheine	Scheine	58,0%	77,9%	72,0%	68,8%
	Gespielte Runden	59,1%	79,0%	73,3%	70,6%
	Tipps	62,3%	82,1%	75,6%	73,4%
System	Scheine	58,6%	67,3%	65,9%	63,7%
	Gespielte Runden	59,8%	70,1%	67,9%	65,9%
	Tipps	53,5%	62,3%	62,1%	59,0%
Insgesamt	Scheine	27,1%	39,7%	36,7%	34,0%
	Gespielte Runden	31,1%	47,4%	43,7%	40,5%
	Tipps	31,7%	45,4%	41,9%	39,4%

Tabelle 1.5.8: Anteil von Zahlengläubigen in verschiedenen Kategorien

	AST 1	AST 2	AST 3	Gesamt
Zahlengläubige	12,3%	25,1%	19,0%	18,7%
Sonstige	3,6%	6,2%	5,7%	5,0%
Gesamt	6,0%	13,7%	10,5%	9,6%

Tabelle 1.5.9: Anteil der Mehrrundenspieler innerhalb der jeweiligen Gruppe

	Mittwoch				
	Anteil in Normalrunden	Normal	JP	2JP	3JP
Quicktipps	45,0%	1,00	2,27	3,28	6,56
ZG Normal	33,0%	1,00	1,60	1,83	2,36
ZG System	6,5%	1,00	1,88	2,44	3,74
Sonst. Normal	11,7%	1,00	1,72	2,54	5,88
Sonst System	3,8%	1,00	1,88	4,09	9,96

Tabelle 1.5.10: Anzahl Tipps unterschiedlicher Spielertypen - Index (Mittwoch)

	Samstag				
	Anteil in Normalrunden	Normal	JP	2JP	3JP
Quicktipps	43,3%	1,00	1,96	2,82	5,06
ZG Normal	34,9%	1,00	1,37	1,53	1,93
ZG System	6,0%	1,00	1,74	1,90	2,64
Sonst. Normal	11,6%	1,00	1,42	2,09	4,69
Sonst System	4,2%	1,00	1,55	2,64	11,03

Tabelle 1.5.11: Anzahl Tipps unterschiedlicher Spielertypen - Index (Sonntag)

2. Das österreichische Glücksspielmonopol

(Helmut Frisch und Yvonne Kaschke)

Die Veranstaltung von Glücksspielen ist in Österreich ein Monopol des Bundes. "Glücksspiele" sind nach §1 GSp.G. solche Spiele, bei welchen Gewinn und Verlust ausschließlich oder vorwiegend vom Zufall abhängen. Die Republik Österreich als Monopolinhaber tritt nicht selbst als Anbieter von Glücksspielen auf, sondern vergibt Konzessionen für den Betrieb einzelner Spiele. Zur Zeit gibt es zwei Konzessionsinhaber: Die Casino Austria AG. hält 12 Konzessionen für den Betrieb von Spielkasinos und die Österreichischen Lotterien G.m.b.H. hat die alleinige Lizenz zur Veranstaltung von Lotterien. Der Bund als Monopolinhaber erhält von den österreichischen Lotterien als Entschädigung eine von den Wetteinsätzen abhängige Konzessionsabgabe und von Casinos Austria eine vom Bruttospielbetrag abhängige Spielbankenabgabe.

In vielen europäischen Staaten und in den USA ist die Einstellung der Gesellschaft zum Glücksspiel ambivalent und es gibt Ressentiments in der öffentlichen Meinung. Einerseits findet man das Glücksspiel moralische bedenklich, da der Gewinn nicht auf Arbeit und Leistung beruht und Glückspiele eine Umverteilung von vielen Verlierern auf wenige Gewinner impliziert, andererseits anerkennt man ein weit verbreitetes Bedürfnis nach Glücksspielen. In der Sprechweise der Ökonomen stiftet das Gut "Spiel" dem Spielteilnehmer einen Nutzen.

Im österreichischen Glücksspielgesetz hat sich die Ansicht durchgesetzt, dass Glücksspiele, da man sie nicht verhindern kann, staatlich zu kontrollieren sind um sie in geordnete Bahnen zu lenken. Der besondere Charakter des "Glücksspieles" erlaubt es durch eine spezielle Besteuerung im Vergleich zu anderen ökonomischen Aktivitäten überproportional hohe Steuererträge zu erzielen. Clotefelter (1990) stellt für die USA fest, dass die Geschäftspolitik der staatlichen Lotterien zwei Ziele verfolgen: das Erzielen von Steuereinnahmen und die Sicherung der Seriosität der Lottereibetreiber. Ähnliches gilt für Österreich. Die österreichischen Lotterien haben einerseits einen Anreiz ihre Erlöse und damit die Steuereinnahmen zu steigern und andererseits sind sie sich ihrer gesellschaftlichen Verantwortung bewusst. Die Formel der österreichischen Lotterien in diesem Zusammenhang lautet: "Glücksspiel mit Verantwortung". Spielerschutz gehört somit "zu den tragenden Säulen der Unternehmensphilosophie." (Geschäftsbericht 2004, p.38)

Die Frage, mit der wir uns in diesem Abschnitt beschäftigen lautet: Sind die österreichischen Lotterien Angebotsmonopolisten im ökonomischen Sinne. Ein Angebotsmonopolist hat keinen

Konkurrenten, der das gleiche Gut auf den Markt bringt. Der Angebotsmonopolist kennt auch seine Nachfragefunktion (Preis-Absatzfunktion), die Auskunft gibt über die jeweiligen Absatzmengen, die der Monopolist zu alternativen Preisen verkaufen kann. Im Unterschied zum Konkurrenzmodell, in welchem dem Unternehmen der Preis als Datum vorgegeben ist, wählt der Monopolist – annahmegemäß – den Preis so, dass sein Gewinn maximiert wird.

Vorraussetzung für das Monopol ist somit die Abwesenheit von Konkurrenz. Obwohl in Österreich kein zweiter Konzessionär am Markt vorhanden ist, steht natürlich das Produkt "6 aus 45" in Substitutionskonkurrenz mit anderen Glücksspielen, insbesondere mit dem Markt der Sofortlotterien, dem Rubbellos und dem Brieflos sowie mit den elektronischen Lotterien.

Das klassische Monopol wird auch definiert als ein Markt in welchem die Kreuzpreis-elastizität Null ist, d.h. Änderungen des Preises für "6 aus 45" hätten keinen Einfluss auf die Nachfrage nach anderen Produkten des Glücksspielmarktes und umgekehrt. Dies ist am österreichische Markt sicher nicht der Fall. Die Produktdifferenzierung im Glücksspielmarkt, verstärkt durch Spieldesign und Werbung bezwecken, die einander ähnlichen Produkte zu unvollkommenen Substituten zu machen, um die Kreuzpreiselastizitäten zu verringern. Seit der Einführung des Eurolotto "Euromillionen" im September 2004 stehen die österr. Lotterien in direkter Konkurrenz mit einem mächtigen Unternehmen, an welchem sie allerdings beteiligt sind. Obwohl die Teilnahme an den "Euromillionen" mit einem Einsatz von EUR 2 sehr teuer und die Chance den Europot (1.Rang) zu gewinnen mit 1:76,275.360 unvorstellbar klein ist, wird die Wette in Österreich angenommen. Die vergleichsweise extremen Gewinnmöglichkeiten der "Euromillionen" (Hauptgewinn Juni 2005 ...) bieten einen Anreiz für die Teilnahme an dem Spiel. Für die österreichischen. Lotterien stellt sich die Frage, ob es sich bei den "Euromillionen" um ein "komplementäres" Produkt oder um ein "Substitutionsprodukt" handelt. Im ersten Fall kommt es zu einer Markterweiterung und es steigt mit den "Euromillionen" auch der Umsatz von "6 aus 45"; im zweiten Fall geht die Nachfrage nach Tipps für die Euromillionen zu Lasten von "6 aus 45". Die Praxis zeigt, dass beide Effekte beobachtet werden können. Es lässt sich ein Abfließen der Nachfrage von "6 aus 45" zu den Euromillionen feststellen und gleichzeitig kommt es zu einer Umsatzerweiterung, d.h. der Komplementäreffekt übertrifft den negativen Substitutionseffekt. Man schätzt, dass der Substitutionseffekt etwa 50 - 60% des Nachfragezuwachses der Euromillionen erklärt. Im ersten Semester 2005 betrug der Umsatzzuwachs für beide Lotterien "6 aus 45" und Eurolotterie zusammen 5%.

Es war somit eine richtige geschäftspolitische Entscheidung der Österreichischen Lotterien sich im September 2004 an dem Konkurrenzunternehmen "Euromillionen" zu beteiligen. Ohne diese Beteiligung wäre es mit ziemlicher Sicherheit 2005 zu einer Reduktion der Umsätze von "6 aus 45" gekommen. Die Umsatzausweitung durch den Komplementäreffekt führt dazu, dass die Österreichischen Lotterien eines ihrer zentralen Geschäftsziele realisieren konnte, die Steuerleistung zu erhöhen, die proportional zum Umsatz ist.

2.1. Monopol und reguliertes Monopol

In diesem Abschnitt fassen wir die für unsere Fragestellung relevanten Sätze der ökonomischen Theorie zusammen. Wir betrachten einen Monopolisten der mit einer linearen Preis-Absatzfunktion konfrontiert ist. Die Nachfragefunktion repräsentiert durch die Strecke $\overline{AC}$ hat die Gleichung[1]:

$$p = a - bT$$

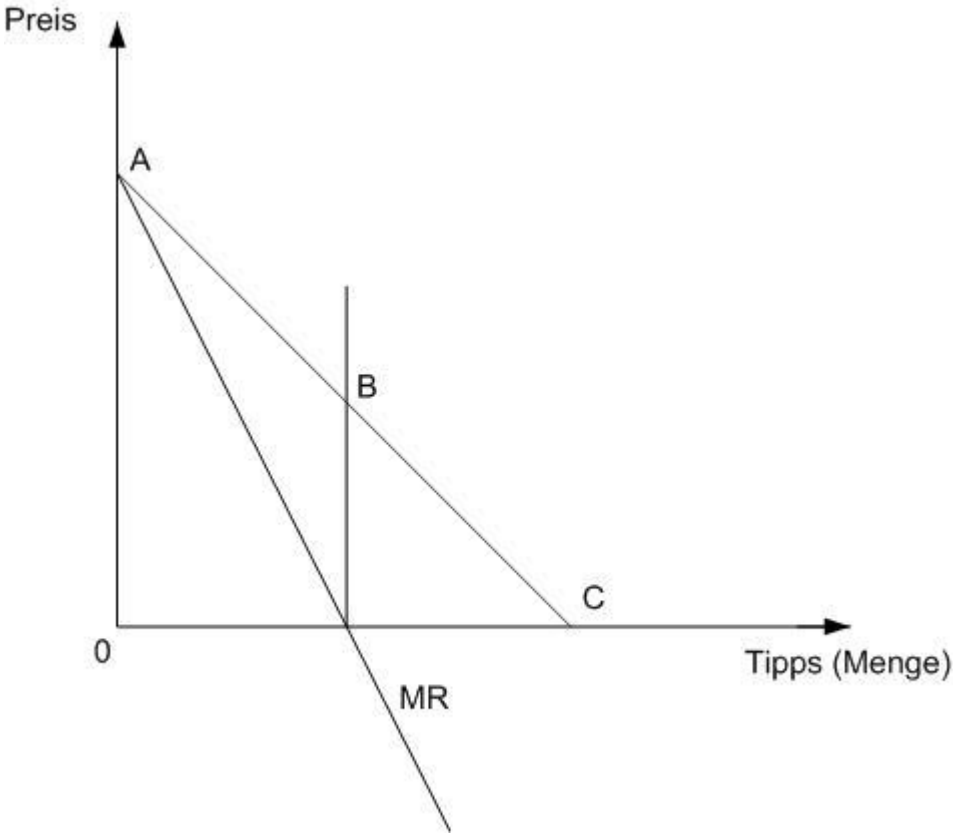


Abbildung 4.1

[1] Wegen der Diskussion verschiedener Varianten des Monopolpreises musste die Notation gegenüber dem vorhergehenden Kapitel geändert werden. Die Preisvariable *p* in diesem Abschnitt bezeichnet den nominellen Einsatz, der im vorausgehenden Kapitel mit *E* bezeichnet wurde.

Die Nachfragefunktion zeigt, dass bei alternativen Preisen, alternative Mengen (Tipps) abgesetzt werden können. Die Beziehung ist negativ. Mit steigendem Preis nimmt die nachgefragte Menge (Anzahl der Tipps) ab und umgekehrt.

Die Preiselastizität ε misst die prozentuale Änderung der Nachfrage nach Tipps, wenn sich der Preis um einen Prozent ändert. Die Preiselastizität ist natürlich negativ

$$\varepsilon = -\frac{\Delta T}{\Delta p} \cdot \frac{p}{T}$$

Entlang der geraden Nachfragefunktion ist die Preiselastizität an jedem Punkt verschieden. Entlang der linearen Nachfragefunktion ist der Anstieg, konstant. Für die lineare Nachfragefunktion gilt daher die Formel:

$$\varepsilon = -\frac{1}{b} \cdot \frac{p}{T}$$

Man überlegt sich leicht, dass die Preiselastizität der Nachfrage an jedem Punkt der Nachfragefunktion verschieden ist und nur vom Verhältnis *P/T* also dem Preis/Tipp Verhältnis abhängig ist. Beim Punkt *A* ist die Preiselastizität unendlich, beim Punkt *C* ist sie Null. Im Punkt B ist $\varepsilon = -1$; d.h. das Verhältnis *P/T* ist gleich dem Anstieg der Nachfragefunktion $-b$; oder

$$\frac{dT}{dp} = \frac{T}{p}$$

Eine einfache geometrische Darstellung für ε ist das Verhältnis der Strecken *BC/BA*.

$$\varepsilon = -\frac{BC}{BA}$$

Im Punkt B, der die Strecken halbiert ist der Betrag der Elastizität gleich |1|. Im oberen Abschnitt der Nachfragefunktion AB ist die Preiselastizität größer eins, im unteren Abschnitt BC ist sie kleiner eins. Die Nachfragefunktion ist somit im "oberen" Abschnitt bei hohen Preisen *preiselastisch* und im "unteren" Abschnitt bei niedrigen Preisen *preisunelastisch.*

Will der Monopolist seinen Umsatz erhöhen, so ist zu berücksichtigen, dass der Grenzumsatz kleiner als der Preis ist. Man kann leicht zeigen, dass bei einer linearen Nachfragefunktion der Grenzumsatz gleichfalls eine Gerade ist, wobei der Anstieg doppelt so stark fällt wie bei der Nachfragefunktion. Siehe die Kurve MR (Marginal Revenue) in Diagramm 1.

Zur Bestimmung des Monopolpreises fehlt noch die Kostenseite des Monopolisten. Gehen wir von der Standardannahme der Betriebswirte aus, dass die Durchschnittskosten (AC) mit steigendem Output fallen, aber nach dem AC-Minimum wieder steigen, so gilt folgende Beziehung zwischen Grenzkostenkurve (MC) und Durchschnittskosten. Solange die AC-Kurve fällt, liegen die Grenzkosten unter der Durchschnittskostenkurve, sobald die AC-Kurve steigt, liegen die Grenzkosten über den Durchschnittskosten. Damit ergibt sich die Situation die in Abb. 4.2 dargestellt ist.

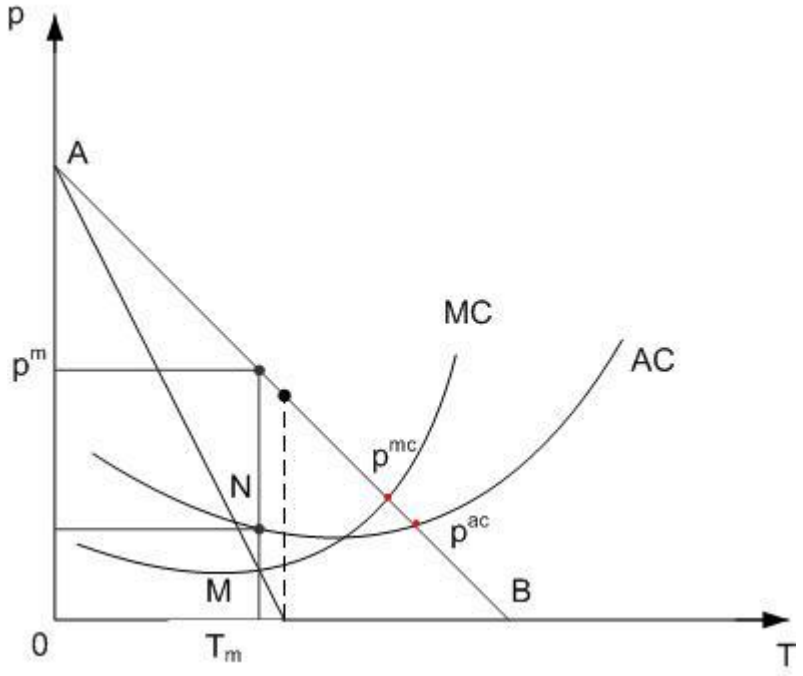


Abbildung 4.2

Der Monopolist maximiert seinen Profit, wenn er der Formel folgt

$$MR = MC$$

Grenzerlös = Grenzkosten (siehe Punkt M in Abb.4.2)

Der Monopolist produziert somit die Menge T_m und bietet sie zum Preis p^m an. Der Monopolpreis liegt immer im elastischen Teil der Nachfrage, sofern die Grenzkosten positiv sind. Das ist wichtig für die weitere Argumentation.

A. Schotter (2001) stellt den Zusammenhang zwischen Preiselastizität der Nachfrage und dem Monopolpreis wie folgt her. Er spricht von der Preisregel Nr.1 für den Monopolisten:

"Pricing Rule 1: The Elasticity rule for monopoly Pricing. Never price a commodity on the inelastic portion of the demand curve." (Microeconomics. A Modern Approach, Addison Wesley, NY 2001 p. 330)

Die Pricing Rule 1 for Monopoly Pricing wird uns als Testhypothese für die Österreichischen Lotterien dienen.

In Abb. 4.2 finden sich drei typische Preise, die bei der Diskussion des Monopolproblems relevant sind.

i) den Monopolpreis p^m

ii) den Konkurrenzpreis p^{mc}

iii) den Preis des regulierten Monopols p^{ac}

Der Monopolpreis p^m wurde schon diskutiert. Vom Standpunkt der Wohlfahrtsökonomie ist der Preis zu hoch. Die Konsumenten wären besser bedient, beim Preis p^{mc}. Im Sinne der ökonomischen Theorie wird die Wohlfahrt der Gesellschaft maximiert, wenn der Preis gleich den Grenzkosten ist. Das Argument beruht auf der Konsumentenrente. Für die meisten Konsumenten (Teilnehmer an der Lotterie) ist der Nutzen der Gütermenge (=abgegebene Tipps) größer als der aufgewendete Geldbetrag. Dieser Überschuss (die Konsumentenrente) wird bei der Preisregel *Preis = Grenzkosten* maximiert. Es kann gezeigt werden, dass das Konkurrenzmodell (nicht das Monopol) zu dieser sozial optimalen Lösung führt.

Die Regel Preis = Durchschnittskosten also der Preis p^{ac} in Abb.4.2 beschreibt die Preisgestaltung für ein optimal reguliertes Monopol. Setzt der Monopolist den Preis p^{ac}, so deckt er (ähnlich dem Vollkostenprinzip) die fixen und variablen Kosten pro Outputeinheit (pro Tipp) einschließlich der "Normalverzinsung" des eingesetzten Kapitals. Er erzielt allerdings keinen zusätzlichen Gewinn (Monopolprofit). Diese Preisgestaltung erzeugt für das preissetzende Unternehmen den weiteren Vorteil, dass wenig Anreiz besteht für außenstehende Unternehmen in den Markt einzutreten, da ein Angebotspreis unter den Durchschnittskosten, der neu eintretenden Firma Verluste bringen würde.

2.2. Sind die Österreichischen Lotterien ein natürliches Monopol?

Die Kosten der Österreichischen Lotterien AG für die Bereitstellung von Lotto "6 aus 45" setzen sich aus fixen und variablen Kosten-Komponenten zusammen.

Zu den variablen Kosten zählen die Gewinnausschüttung, Wettgebühr und Konzessionsabgabe (indirekte Steuern) und die Provision an die Annahmestellen. Wettgebühr und Konzessionsabgabe sind im Glücksspielgesetz geregelt und werden als fixe Prozentsätze vom Einsatz errechnet. Im Verkaufspreis eines Lottotipps ist jedoch neben dem Einsatz ein Verwaltungskostenbeitrag enthalten. Der Verwaltungskostenbeitrag beträgt 12,7% vom Verkaufspreis, die restlichen 87,3% entsprechen dem Einsatz. Dieser Kostenbeitrag soll einen Teil der tatsächlich anfallenden Kosten abdecken, er dient jedoch auch als rechnerische Größe. Da die indirekten Steuern gesetzlich geregelt sind, kann eine Neugestaltung der Steuersätze nur durch eine entsprechende Gesetzesänderung erreicht werden. Durch die Aufspaltung des Verkaufspreises in Einsatz und Kostenbeitrag gelingt es auch ohne Gesetzesänderung eine Erhöhung bzw. Senkung der tatsächlichen Steuerlast zu erwirken. Auch die Gewinnausschüttung wird als Prozentsatz vom Einsatz angegeben, bei der Berechnung der Kosten pro Tipp muss dieser Umstand berücksichtigt werden. Die Provision an die Annahmestellen hingegen wird direkt vom Verkaufspreis erhoben; sie unterliegt jedoch geringen Schwankungen, da die Möglichkeit besteht Lottotipps auch über das Internet abzugeben. Anstelle einer Provision treten hier die Kosten für die Zahlungsabwicklung über das Internet und Wartungskosten des Internetdienstes. Außerdem entscheidet der Zeitpunkt des

Vertragsabschlusses zwischen der Annahmestelle und der Österreichischen Lotterien AG über die Höhe der Provision, da der Prozentsatz vor kurzer Zeit angepasst wurde. Somit ist es lediglich möglich aus dem Durchschnittswert des Vorjahres eine Schätzung für diese Kosten anzugeben.
Die variablen Kosten pro Tipp können durch folgende Formel beschrieben werden.

$$\frac{c(T)}{T} = (k + t) \cdot (p - b) + a \cdot p$$

In dieser Formel steht T für die Anzahl der Tipps, k ist der Prozentsatz der Gewinnausschüttung, t die indirekten Steuern, p der Verkaufspreis, b der Verwaltungskostenbeitrag und a der Durchschnittswert der Annahmestellen-Provision und Kosten der Tippabgabe über das Internet. In der Tabelle sind die tatsächlichen Werte aufgelistet. Die Konzessionsabgabe ist ein gestaffelter Prozentsatz, sie hängt von der Höhe des Umsatzes ab – aus diesem Grund muss auch für die indirekten Steuern t ein durchschnittlicher Wert errechnet werden.

	in Prozent	*in Euro*
Einsatz	87,3 %	0,742
davon		
Gewinndotation	50,0 %	0,371
Wetgebühr	16,0 %	0,119
Konzessionsabgabe	27,5 %	0,204
Gesamt	*93,5 %*	*0,694*
Verwaltungskostenbeitrag	12,7 %	0,108

Aus der Buchhaltung lassen sich des weiteren die Fixkosten für den Betrieb des Spiels entnehmen. Diese Fixkosten betreffen die Posten Verwaltung, Personal, Marketing und Betrieb. Ein Teil der Unternehmensfixkosten können direkt dem Produkt Lotto "6 aus 45" angerechnet werden. Für das Jahr 2004 betragen diese Kosten etwa 7,5 Mio. Euro. Aus den Fixkosten der Produktgruppe müssen ebenfalls die entsprechenden Anteile zugewiesen werden. Die Anteile an den

Unternehmensfixkosten betragen 44,4 Mio. Euro. Der letzte Kostenfaktor ist der Gewinnaufschlag. Das eingesetzte Eigenkapital muss angemessen verzinst werden.

Die durchschnittlichen Gesamtkosten pro Tipp berechnet man aus den variablen Kosten pro Tipp und den Fixkosten geteilt durch die Anzahl der verkauften Tipps:

$$\frac{C(T)}{T} = (k + t) \cdot (p - b) + a \cdot p + \frac{FK}{T}$$

Die Grenzkosten pro Tipp bestehen aus den variablen Kosten des letzen verkauften Tipps. Im Unterschied zu den Durchschnittskosten ist daher der höchste Prozentsatz der Konzessionsabgabe relevant; die indirekten Steuern werden daher mit t' notiert.

$$MC = (k + t') \cdot (p - b) + a \cdot p$$

Durch Einsetzen der Zahlenwerte läst sich zeigen, dass in diesem Bereich die durchschnittlichen Kosten pro Tipp über den Grenzkosten liegen (genauere Kostenangaben siehe Abschnitt "Preissetzung").

Diese Tatsache (Durchschnittliche Kosten pro Tipp > Grenzkosten) bedeutet, dass in dem beobachteten Bereich der Kostenfunktion die Durchschnittkosten sinken. Sinkende Durchschnittkosten über den relevanten Bereich der Kostenfunktion sind eine hinreichende Bedingung für ein natürliches Monopol. In einem natürlichen Monopol kann das monopolistische Unternehmen die nachgefragten Einheiten eines Gutes billiger produzieren, als wenn dieselbe Menge von zwei oder mehreren Unternehmen produziert würde. Man nennt die entsprechende Kostenfunktion subadditiv. Es gilt:

$$C(y) < C(y') + C(y'') \quad \text{für alle Outputniveaus } y = y' + y''$$

Der gesamte Verlauf der Kostenfunktion ist nicht bekannt. Man muss davon ausgehen, dass die kurzfristigen Fixkosten (z.B. Personal, Verwaltung) für niedrigere Produktionslevel nicht so hoch wären, es ist sogar möglich, dass ab einer bestimmten Produktionsgröße der

Verwaltungsaufwand überproportional steigt. Mit der verfügbaren Datenmenge lässt sich daher nicht mit Sicherheit sagen, ob das Lottospiel auch auf anderen Produktionslevel ein natürliches Monopol darstellt.

Allerdings gibt es einen weiteren Grund warum das Lottospiel auf dem österreichischen Markt nur von einem Unternehmen angeboten werden sollte: der Pool-Effekt (siehe Boss et. al. 1998). Ein Unternehmen, welches nur halb so viele Lottotipps verkauft, kann nur geringere Gewinnsummen garantieren. Das Spiel wäre dadurch für die Teilnehmer wesentlich unattraktiver, die Nachfragesituation würde sich verschlechtern. Es ist daher vorteilhaft nur einen Anbieter auf dem österreichischen Markt zu haben.

Schließlich gibt es noch einen sehr ausschlaggebenden Effekt welcher direkt aus dem Regelwerk des Lottospieles resultiert. Gäbe es zwei oder mehrere Lottoanbieter auf dem Markt, entsteht das Problem der intertemporalen Spekulation. Die Spieler haben einen Anreiz, immer nur gerade bei dem Spiel teilzunehmen, welches einen Jackpot anzubieten hat. Es besteht also die große Gefahr, dass sich das "Stammpublikum", welches bisher in jeder Runde (unabhängig vom Jackpot) teilnahm, verringert, und immer mehr potentielle Spieler nur in Jackpotrunden Tipps abgeben. Die Umsätze der einzelnen Spiele würden zurückgehen, und die angebotenen Gewinnsummen wären dementsprechend unattraktiver. Das könnte letztlich zum Zusammenbruch aller am österreichischen Markt befindenden Lottospiele führen! Im besten Falle, könnte sich jedoch ein einziger Anbieter durchsetzen, wenn er ein genügend großes Stammpublikum an sich binden kann. Die intertemporale Spekulation führt dazu, dass auch die Konsumenten besser gestellt sind, wenn es nur einen Lottoanbieter am Markt gibt, da seine Monopolstellung sicherstellt, dass das Spiel langfristig angeboten werden kann.

Zusammenfassend gibt es also folgende Gründe für eine Monopolstellung auf dem österreichischen Lottomarkt:

- Aufgrund der beobachteten Kostenfunktion besteht die Möglichkeit, dass Lotto im relevanten Bereich sinkende Durchschnittskosten aufweist und daher ein **natürliches Monopol** ist. Ein Unternehmen könnte daher billiger produzieren als zwei oder mehr Unternehmen.

- Der **Pool-Effekt** bestimmt, dass ein Allein-Anbieter ein attraktiveres Produkt anbieten kann.
- Durch das Problem der **intertemporalen Spekulation** besteht die große Gefahr, dass durch den Markteintritt von einem oder mehreren weiteren Anbietern, der gesamte Lottomarkt langfristig zusammenbricht und das Spiel schließlich gar nicht mehr angeboten wird.

2.3. Ökonometrische Tests der Monopolpreisregel

Ist der Einsatz pro Tipp, also der nominelle Preis, der Österreichischen Lotterien ein Monopolpreis? Liegt die Preiselastizität der Nachfrage im preiselastischen oder im preisunelastischen Abschnitt der Nachfragefunktion?

Ist die Preiselastizität größer als eins, so können wir von monopolistischer Preissetzung sprechen, ist die Preiselastizität kleiner eins verfolgen die Österreichischen Lotterien keine monopolistische Preissetzung. Zur Klärung der Fragestellung ziehen wir wiederum die von B. Böhm (TU-Wien) durchgeführten ökonometrischen Schätzungen der Preiselastizität für das Produkt "6 aus 45" heran.

Vorausgeschickt sei ein "caveat". Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen sind trotz raffinierter mathematischer Schätzmethoden nicht eindeutig, da die Ergebnisse von der Spezifikation der Gleichungen und der Auswahl der Variablen abhängen. Deshalb müssen wir verschiedenen Varianten von Modellgleichungen untersuchen um eine Vorstellung von den relevanten Koeffizienten zu bekommen.

Weiters gibt es einen zusätzlichen Gesichtspunkt zu berücksichtigen. Die Modelle sind mittels zwei verschiedener Preisvariablen: dem "effektiven Preis" (siehe Kapitel 1.2) und dem nominellen Preis (=Einsatz), geschätzt. Somit sind die Ergebnisse auch nicht direkt vergleichbar.

A) <u>Schätzung mit dem "effektiven" Preis</u>

Die Problematik der ökonometrischen Schätzung mittels des "effektiven" Preises wurde im vorhergehenden Kapitel besprochen. Dort wurde festgestellt, dass nur eine simultane Schätzung der

Preiselastizität und der Parameter der Jackpotwahrscheinlichkeit möglich ist, was zu einer starken Verzerrung der geschätzten Preiselastizität führt.

Trifft man die Auswahl nach den statistischen Parametern, so gibt die folgende Gleichung die beste Schätzung:

$$\begin{aligned}\log(T_t) - \log(T_{t-2}) = & -0.053908 + \varepsilon_t - 0.759759\,\varepsilon_{t-2} - 0.030783\,q_t + \\ & + 0.487937\,JP_{t-1} + 0.030540\,JP_{t-2} - 0.513948\,JP_{t-3} + \\ & + 0.127939\,(JP_{t-1}\,JP_{t-2}) + 0.046535\,(JP_{t-1}\,JP_{t-3})\end{aligned}$$

$R^2 = 0.864421$

Die Gleichung wurde schon interpretiert. Auffallend ist die besonders geringe Preiselastizität der Nachfrage nach Tipps von –0,031 (q_t bezeichnet den effektiven Preis). Da es sich um eine logarithmische Schätzung handelt, kann dieser Wert als Elastizität interpretiert werden. Achtung auf die abhängige Variable, diese ist die Differenz zweier Logarithmen. Dem entspricht in der Praxis die Wochenwachstumsrate der Nachfrage nach Tipps. Nach dieser Schätzung würde die Zunahme des "effektiven" Preises um 10% die Wochenwachstumsrate um 0,1% reduzieren.

Die besonders geringe Preiselastizität ist darauf zurückzuführen, dass die Varianz des effektiven Preises aus der Varianz des Erwartungswertes folgt. Die Varianz des Erwartungswertes wird durch das Auftreten von Jackpots, Doppeljackpots und Dreifachjackpots verursacht. Da die Jackpoteffekte mittels dreier Dummyvariablen *JP*(-1), *JP*(-2), *JP*(-3) isoliert wurden, kommt deren Varianz im "effektiven" Preis nicht mehr bzw., nur schwach zum Ausdruck. Die Preisvariable reflektiert somit weitgehend die Änderung des nominellen Preises, der sich in der Schätzperiode nur vier Mal geändert hat; somit ist ein Einfluss auf die Wachstumsrate (Änderungsrate) der Wochennachfrage sehr gering. Die letzte Preiserhöhung eines Lottotipps von 0,75 auf 0,85 EUR, also um 13% würde demnach zu einem (permanenten) Rückgang der Wochenwachstumsrate um

$$\frac{dT}{T} = -0,032 \cdot \frac{\Delta q}{q} = 0,42\% \quad \text{führen.}$$

Wenn auch die Interpretation der Nachfragegleichung wegen des Konzeptes des "effektiven" Preises schwierig ist, so lässt sich jedoch die Hypothese, dass die Österreichischen Lotterien der Monopolpreisregel folgen eindeutig ablehnen.

B) Schätzung mittels des nominellen Preises

Im folgenden wähle wir den nominellen Preis als "erklärende" Variable. Zum Unterschied vom effektiven Preis, der von Runde zu Runde eine starke Varianz aufweist, wurde der nominelle Preis in der Periode 1995-2005 nur vier Mal geändert.

Die abhängige Variable ist nun log T_t (=Tipps), diese steht links, die erklärenden Variablen stehen rechts:

$$\log(T_t) = c + a_0 \log T_{t-2} + a_1 \log E_t + a_2\, JP_{t-1} + a_3\, JP_{t-2} + a_4\, JP_{t-3} + \\ + a_5\, \mathrm{MA}(2) + a_6\, (JP_{t-1}\, JP_{t-2}) + a_7\, (JP_{t-1}\, JP_{t-3})$$

$R^2 = 0.844$

erklärende Variable	*Koeffizient (Elastizitäten)*
Verzögerte endogene T_{t-2}	0,29
Einsatz E_t	-0,6982
Jackpot (einfach)	0,3958
Jackpot (doppelt)	0,0276
Jackpot (3-fach)	-0,1269
JP(-1)*JP(-2)	0,4344
JP(-1)*JP(-3)	0,0991
MA(2)	0,2549

Die abhängige Variable ist hier nicht die Wachstumsrate, sondern die Anzahl der abgegeben Tipps, T_t . Die verzögerte abhängige Variable, T_{t-2} , auf der rechten Seite weist einen Koeffizienten von etwa 0,29 auf (die Verzögerung bezieht sich auf die vorhergehende jeweilige Mittwoch- bzw. Samstagsrunde). Wegen der logarithmischen Schätzung sind die Koeffizienten Elastizitäten. Eine Zunahme der Tipps der letzten Mittwochrunde um ein Prozent erhöht die Nachfrage nach Tipps in der laufenden Mittwochrunde um 0,29 Prozent. Das entspricht der "habit-persistence theory", die davon ausgeht, dass der Konsum heute auch vom Konsumverhalten der Vorperiode abhängt. Die direkte Preiselastizität ist 0,7 Prozent. Eine einprozentige nominelle Erhöhung des Einsatzes für einen Tipps führt zu einem Nachfragerückgang von 0,7%. Weiters führt der einfache Jackpot zu einer Nachfragezunahme um etwa 48,6 % (Antilog von 0,3958), ein Doppeljackpot zu einer Zunahme um 59 % pro Woche.

Auch die Schätzung mittels des nominellen Preises zeigt eine Preiselastizität der Nachfrage von kleiner eins. Somit weist auch dieser Test darauf hin, dass die Österreichischen Lotterien keiner Monopolpreisbildung folgen.

Die verschiedenen ökonometrischen Ansätze führen zu unterschiedlichen Ergebnissen. Letztere sind abhängig von der Spezifikation des Modells, z.B. ob die abhängige Variable in Wachstumsraten oder in Niveaus dimensioniert ist , und von der Auswahl der erklärenden Variablen. Man kann aber mit ziemlicher Sicherheit folgende Schlussfolgerung ziehen:

Die Preiselastizität der Nachfrage nach Tipps ist kleiner eins. Damit liegt der Preis im unelastischen Teil der Nachfragefunktion. Die Preissetzung der Österr. Lotterien verletzt somit die "Pricing Rule" eines Monopolisten: "Never price a commodity on the inelastic portion of the demand curve."

Wir können daher die Hypothese Österreichischen Lotterien setzten den gewinnmaximierenden Monopolpreis ablehnen.

2.4. Die Preispolitik der Österreichischen Lotterien

Lehnt man die Hypothese der Monopolpreisbildung für die Österreichischen Lotterien ab, so stellt sich die Frage welches Modell anwendbar ist.
Ausgehend von der Deckungsbeitragsrechnung (Tabelle 1. Seite, DB I) lässt sich mit großer Plausibilität die Hypothese vertreten, dass die Österreichischen Lotterien eine Cost-Plus oder Mark-up Preispolitik verfolgen.

Der Preis ergibt sich demnach durch einen prozentualen Aufschlag auf die variablen Kosten, wobei der Aufschlagsfaktor sowohl die fixen Kosten abdeckt, als auch eine Gewinnkomponente des Unternehmens enthält. Bezeichnen wir die tatsächlichen, variablen Kosten mit $C_v(T)$, so besteht zwischen dem Umsatz (Erlös), dem Produkt $p(T) \cdot T$, und den variablen Kosten folgende Beziehung:

(1) $$p(T) \cdot T = (1+m) C_v(T)$$

wobei $p(T) \cdot T$ der Umsatz, das Produkt aus dem Preis und der abgegebenen Tipps ist. Die variablen Kosten als Funktion der Tipps $C_v(T)$ werden mit dem Aufschlagsfaktor $(1+m)$ multipliziert. Aus (1) folgt[1]

(2) $$p(T)T - C_v(T) = \frac{m}{1+m} p(T)T$$

[1] $C_v(T) = \frac{p(T)T}{1+m}$ setzt man dies in die Gleichung (2) ein, ergibt sich $p(T)T - \frac{p(T)T}{1+m} = \frac{m}{1+m} p(T)T$

Nach (2) ist die Differenz zwischen dem Umsatz und den variablen Kosten der DB I in der Kostenrechnung. Dieser Deckungsbeitrag ist proportional zum Umsatz, wobei der Proportionalitätsfaktor $\frac{m}{1+m}$ ist.

<u>Deckungsbeitragsrechnung Lotto 2004 (in Mio. EUR)</u>

(1) Umsatz	639.299.109
(2) Variable Kosten	566.900.471
Provision	55.070.094
Gewinndotation	278.247.795
Steuern ($t_c + t_w$)	233.582.582
(1)-(2) DB (I)	72.398.638

$$(1+m) = \frac{p(T)T}{C_v(T)} = \frac{639}{566} = 112{,}8 \qquad \frac{m}{1+m} = \frac{12{,}8}{112{,}8} = 0{,}1135$$

DB (I) ist somit $\frac{m}{1+m}\,p(T)T = 0{,}1135 \cdot 639 = 72{,}2$ Mill EUR. Durch Rundungsfehler entsteht eine Differenz zum tatsächlichen Wert.

Seien $C_v(T) = c\,T$ die variablen Kosten, so sind die Grenzkosten deren Ableitung:

$$\text{Grenzkosten (MC)} = \frac{dC_v}{dT} = c$$

Auf den Preis bezogen lautet die Mark-up Regel:

$$p(T) = (1+m)c \qquad \text{Preis = Grenzkosten mal Aufschlagsfaktor}$$

Bei einer vermutlich linearen Kostenfunktion der Österreichischen. Lotterien sind die Grenzkosten und die durchschnittlichen Variablen Kosten gleich.

Grenzkosten (Variable Durchschnittskosten) pro Tipp (Jahr 2004)

	%	Cent	Mill. EUR
Provision	8,09	6,87	55,1
Gewinndotation	43,65	37,10	278,2
Steuern ($t_c + t_w$)	36,39	31,00	233,6
SUMME	88,13	74,97	566,9

Die Grenzkosten für einen zusätzlichen Tipp betragen somit 75 Cent. Der Preis $p = 75 \cdot (1 + m) = 75 \cdot 112,8 = 84,6 \approx 85$ Cent. Der Aufschlag von 12,8 gerundet 13% ergibt 9,75 Cent, einen nominellen Preis von $75 + 9,75 \approx 85$ Cent.

Der Deckungsbeitrag von 72,398 Millionen EUR enthält die Fixkosten und eine Gewinnkomponente. Die Fixkosten wiederum bestehen aus zwei Komponenten: Fixkosten die direkt der Lotterie zugerechnet werden können und ein Anteil der Unternehmensfixkosten.

Fixkosten der Lotterie (2004)

	in Tausend EUR
Betrieb	328,7
Marketing + PR	6966,1
Personal	153,4
Verwaltung	9,3
	7457,5

Fixkosten der Lotterie (2004)	7,5 Mill. EUR
Unternehmensfixkosten (2004) (proportional)	44,4 Mill. EUR
FIXKOSTEN GESAMT	51,9 Mill. EUR

Der DB (I) der Österreichischen Lotterien hat damit zwei Komponenten:

Fixkosten + Gewinnkomponente

	Mill. EUR
DB (I)	72,4
Fixkosten	51,9
Gewinn	20,5

Zusammenfassend erhält man:

Variable Kosten $C_v(T) = 567$ Mill. EUR

Mark-up $\frac{m}{1+m} p(T)T = 0{,}113 \cdot 639 = 72{,}2$ Mill. EUR

Umsatz $C_v(T) + \frac{m}{1+m} p(T)T = 639{,}3$ Mill. EUR

Folgt ein Unternehmen der Cost-Plus oder Mark-up Preissetzung, so kann man natürlich die Frage stellen, ob es auch in diesem Falle eine optimale Politik gibt. Wir wählen dazu folgenden Ansatz: Welche Menge (hier: Anzahl der Tipps) muss das Unternehmen anbieten um seinen Deckungsbeitrag zu maximieren?

Das Modell:

Seien

(1) $C_v(T) = c\,T$ die tatsächlichen variablen Kosten

Die Mark-up Regel bezogen auf den Preis lautet:

(2) $p(T) = (1+m)c$

Das Entscheidungsproblem des Unternehmens ist

(3) $\max \frac{m}{1+m} p(T)T$

unter der Nebenbedingung

(4) $p(T) = (1+m)c$

Somit lautet der entsprechende Lagrange-Ansatz:

(6) $$L(T,\lambda) = \frac{m}{1+m}\,p(T)T + \lambda\left(\frac{p(T)}{1+m} - \bar{c}\right)$$

Der Ausdruck $\frac{p(T)}{1+m}$ in der Nebenbedingung steht für die Mark-up Regel und λ bezeichnet den Lagrange-Multiplikator.

Die Bedingung erster Ordnung ergibt:

(7) $$\frac{\partial L}{\partial T} = \frac{m}{1+m}\frac{dp}{dT}T + \frac{m}{1+m}\,p(T) + \lambda\frac{dp}{dT}\frac{1}{1+m} = 0$$

(8) $$\frac{\partial L}{\partial T} = \frac{m}{1+m}\,p\left[1 + \frac{1}{\varepsilon_{T,p}}\right] + \lambda\frac{dp}{dT}\frac{1}{1+m} = 0$$

(9) $$\frac{\partial L}{\partial T} = m \cdot MR + \lambda\frac{dp}{dT} = 0$$

Aus den Kuhn-Tucker Bedingungen folgt weiters

(10) $\lambda(c - \bar{c}) = 0$ wobei $\bar{c}$ für die Minimalkosten steht.

Der optimale, der Mark-up Regel folgende Output T_2 ist größer als der Output des Monopolisten T_m (Abb.1). Für den Fall, dass nicht im Punkt des Kostenminimums $\bar{c}$ produziert wird, also $(c - \bar{c}) > 0$ folgt $\lambda = 0$ um (10) zu erfüllen.

Wegen (9) $m \cdot MR = -\lambda\frac{dp}{dT}$ und $\lambda = 0$ Gleichung (10) gilt, dass die optimale Produktion $MR = 0$ impliziert. Das bedeutet, dass das Unternehmen jene Menge (Anzahl von Tipps) anbietet, bei welchem der Grenzerlös glich Null ist. Das Unternehmen produziert im Punkt des Umsatzmaximums die Menge T_S zum Preis p^S (Abb.2.4).

Der umsatzmaximierende Punkt impliziert allerdings eine Ressourcenverschwendung in dem Sinne, dass die Produktion nicht (wie beim Gewinnmaximum) zu den minimalen Kosten erfolgt. $(c - \bar{c}) > 0$

Grafisch erhält man den Angebotspreis indem man die Kurve der durchschnittlichen Variablen Kosten, in Abb. 4.3 eine Parallele zur Abszisse um den konstanten Betrag $\frac{C_v(T)}{T} \cdot m$

nach oben verschiebt. In Abb.4.3 gehen wir – realistischer Weise – von einer linearen Kostenfunktion der Lotterien aus, sodass die Kurve der durchschnittlichen variablen Kosten mit der Grenzkostenkurve identisch ist. $\frac{C_v(T)}{T} = \frac{dC_v}{dT} = c$

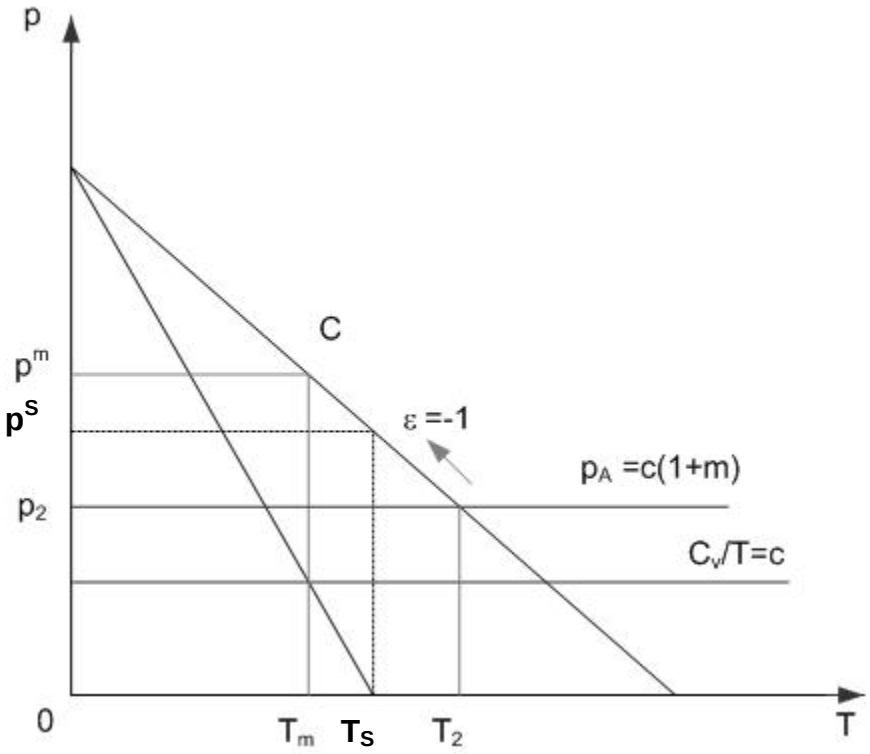


Abbildung 2.4

In der Abb.2.4 sind drei Preise eingezeichnet. Der Monopolpreis p^m im Punkt C mit den Koordinaten (p^m, T_m). Der Preis p_2, der den aktuellen Preis der Österreichischen Lotterien präsentieren soll. Er ist wesentlich geringer als der Preis eines unbeschränkten Monopols und liegt im unelastischen Teil der Nachfragefunktion.

Will ein Unternehmen den Umsatz maximieren, muss es einen Output T_S produzieren, d.h. den Punkt realisieren bei welchem der Grenzerlös gleich Null ist. Der Aufschlagsfaktor muss so gewählt werden, dass die Preislinie $p^s = (1+m)c$ die Nachfragekurve im Punkt $\varepsilon = -1$ schneidet. Dieser Punkt trennt den unelastischen vom elastischen Teil der Nachfragekurve.

Ein Vergleich mit dem Monopolpreis zeigt, dass der Umsatz beim Mark-up Pricing höher ist als beim Monopolisten $T_S > T_m$, dagegen der Preis geringer ist als der Monopolpreis $p^S < p^m$. Das

Mark-up Pricing (im alten Sprachgebrauch das Vollkostenprinzip) suggeriert dem Unternehmen einen Anreiz den Umsatz zu steigern, bzw. zu maximieren. Für die Österreichischen Lotterien ergeben sich aus diesem Modell zwei Schlussfolgerungen:

i) Es gibt nur noch einen kleinen Spielraum für eine weitere Preiserhöhung eines Tipps, da die letzte Preiserhöhung von 75 Cent auf 85 Cent den Nachfragepunkt in Richtung $\varepsilon = -1$ verschoben hat. (siehe Pfeil in Abb. 4.3) Die hier geschätzten Preiselastizitäten der Nachfrage sind zwar kleiner als eins, aber mit den Werten $\varepsilon = -0,7$ und $\varepsilon = -0,89$ bereits in der Nähe des Punktes des Umsatzmaximums.

ii) Die Umsatzmaximierung ist kompatibel mit dem zweiten Ziel der Österreichischen Lotterien, der Maximierung der Steuereinnahmen für die Republik Österreich

2.5. Steuererträge der Österreichischen Lotterien

Im vorangegangenen Kapitel haben wir als Hypothese aufgestellt, dass das Preissetzungsverhalten der Österreichischen Lotterien durch ein Mark-up oder Cost-Plus Pricing beschrieben werden kann. Weiters wurde gezeigt, dass das Mark-up Preis Prinzip einen Anreiz impliziert den Umsatz zu steigern. Eine Umsatzausweitung führt in diesem Modell auch zu einer Erhöhung der Steuerleistung. Die Letztere ist die Summe aus Konzessionsabgabe, Wettgebühr und der Körperschaftssteuer. Der Einfachheit halber setzen wir in diesem Kapitel die Steuern, $t = t_c + t_w$, proportional zum Umsatz; d.h. wir berücksichtigen explizit nur die Konzessionsabgabe t_c und die Wettgebühr t_w. Ein Unternehmen welches sich die Umsatzmaximierung zum Ziel setzt, erwirtschaftet einen höheren Steuerertrag als ein Unternehmen, welches nach einer Gewinnmaximierung strebt. Die Grafik Abb. 2.5 zeigt die Zusammenhänge.

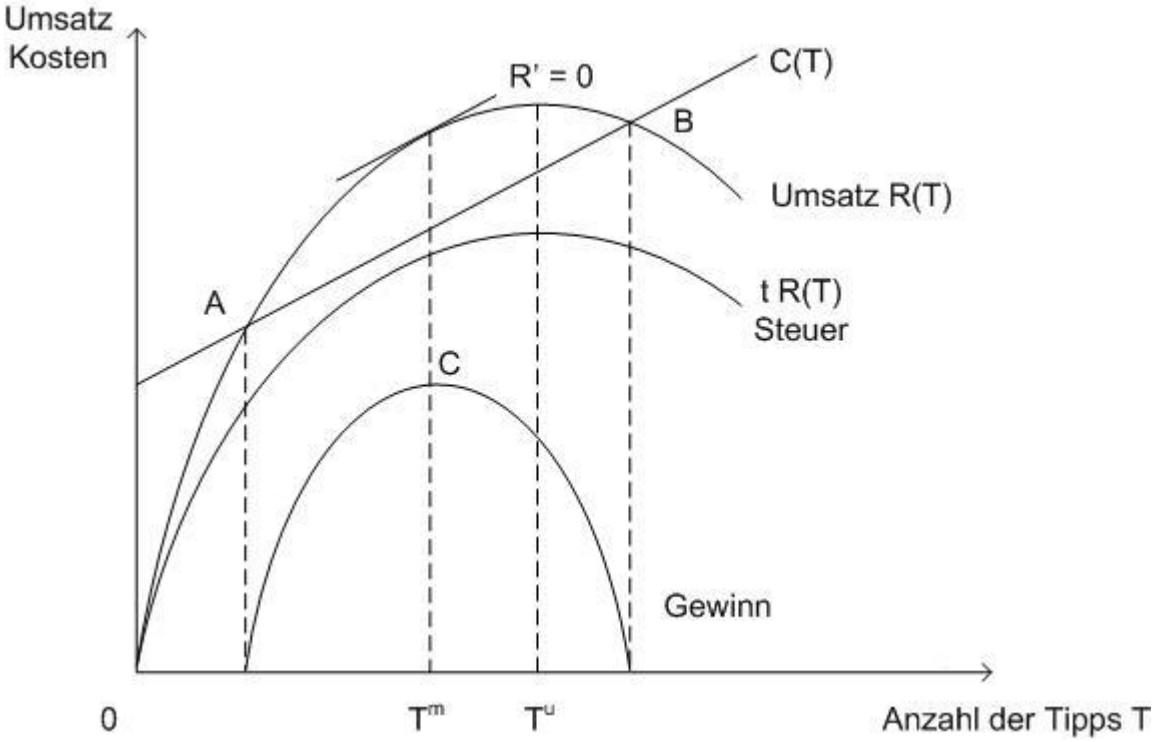


Abbildung 2.5

Diese Abbildung zeigt die Erlös- oder Umsatzkurve *R(T)*, die (bei fallenden Preisen) zunächst ansteigt und nach einem Maximum bei *R'*=0 wieder abnimmt. Die lineare Kostenkurve *C(T)* schneidet die Umsatzkurve in den zwei Punkten A und B, in welchen der Gewinn gleich Null ist. Die Gewinnkurve *G(T)*, die Differenz zwischen *R(T)* und *C(T)* erricht ein Maximum im Punkt *C* mit der verkauften Menge T^m. Das Umsatzmaximum wird beim Absatz T^u erreicht, bei welchem der Anstieg der Umsatzkurve *R(T)* Null ist. Die Kurve der Steuerbezüge ist die proportional nach "unten" verschobene Umsatzkurve *t R(T)*. Man erkennt, dass beim Umsatz T^u (=Erlösmaximum) auch die Steuererträge maximiert werden. Sofern die Österreichischen Lotterien bestrebt sind die Steuererträge langfristig zu maximieren, müssen sie als Strategie der Umsatzmaximierung folgen.

Eine Inspektion der Tabelle 2.1. zeigt die Entwicklung von fünf Zeitreihen von 1986 bis 2004. Die erste Spalte zeigt die Nettosteuereinnahmen des Bundes (nach Abzug der Überweisung der Ertragsanteile der Länder und Gemeinden) ; die zweite Spalte den Gesamtumsatz der Österreichischen Lotterien (dieser enthält die Erlöse von Lotto, Toto, Torwette, Joker, Zahlenlotto, Rubbellos, Klassenlotterie, Brieflotterie, Bingo, Keno, Elektronische Lotterien und Euromillionen);

die dritte Spalte die Steuerleistung in absoluten Beträgen, die vierte die Steuern in Prozent des Umsatzes. Die letzte Spalte zeigt die Steuern der Österreichischen Lotterien in Prozent der gesamten Nettoeinnahmen des Bundes.

Tabelle 2.1

Umsatz und Steuerleistung ÖLG 1986 - 2004

	Netto Steuereinnahmen des Bundes (Mio. EUR)	Gesamtumsatz der Lotterien (Mio. EUR)	Steuerleistung (Mio. EUR)	Steuern in % des Umsatzes	Steuern der Lotterien in % der Nettoeinnahmen des Bundes
1986	15.742,60	119	36	30,25	0,23
1987	15.817,30	409	149	36,43	0,94
1988	18.020,60	461	174	37,74	0,97
1989	18.676,20	503	189	37,57	1,01
1990	20.544,70	679	234	34,46	1,14
1991	22.523,30	739	254	34,37	1,13
1992	24.722,20	846	296	34,99	1,20
1993	24.643,90	831	292	35,14	1,18
1994	26.046,10	845	291	34,44	1,12
1995	25.128,30	1.102	363	32,94	1,44
1996	27.867,90	1.054	353	33,49	1,27
1997	30.027,60	1.064	366	34,40	1,22
1998	33.445,50	1.129	393	34,81	1,18
1999	32.678,30	1.097	374	34,09	1,14
2000	33.041,30	1.182	410	34,69	1,24
2001	37.932,90	1.242	402	32,37	1,06
2002	36.666,20	1.290	385	29,84	1,05
2003	35.468,30	1.350	380	28,15	1,07
2004	37.660,20	1.557	396	25,43	1,05
2005*		1.721	391	22,72	
Summe	516.653,40	19.220	6.128	31,88	1,19

*... Prognosewerte

Der Anteil an den gesamten Steuereinnahmen des Bundes kann als Maß für die Bedeutung der Abgabeneinnahmen des Österreichischen Lotterien interpretiert werden. Die Einnahmen betrugen 1986 nur 0,23% der Gesamteinnahmen des Bundes. Der Anteil stieg kontinuierlich an und liegt seit 1989 stets über 1 Prozent der Nettoeinnahmen. Im Jahr 2000 erreichte er 1,24% und 2004 etwa 1,05% der Nettoeinnahmen des Bundes.

Die vierte Spalte bedarf einer Erklärung. Sie zeigt dass der Anteil der Steuern am Umsatz deutlich abnimmt. Er betrug im Jahr 2000 34,7% und fiel bis 2004 auf 25,4% (laut Prognose im Jahr 2005 auf 22,8%). Die Ursache für die Abnahme der relativen Steuerleistung liegt in der Zunahme des Anteils der "elektronischen" Lotterien, die 2004 etwas mehr als ein Drittel des Umsatzes der Österr. Lotterien erreichten. Die Besteuerung der elektronischen Lotterien ist wesentlich geringer als die der anderen Produkte der Österr. Lotterien. Im Jahr 2004 beispielsweise belief sie sich nur auf 1,6 Prozent des Umsatzes. (Besteuert wird der Bruttospielertrag – die Differenz Umsatz minus Gewinnausschüttung – mit einem Steuersatz von 40%. Der Bruttospielertrag belief sich 2004 auf 4% des Umsatzes. somit ergibt sich eine Steuerleistung von 1,6% des Umsatzes)

Diese strukturellen Verschiebungen im Produktangebot der Österreichischen Lotterien erklärt die relative Abnahme der Steuerleistung in Prozent des Umsatzes. Man muss feststellen, dass jedoch die absoluten Beträge etwa stabil gehalten wurden. Man vergleiche die Steuerleistung 2000 mit 410 Mio. EUR mit jener im Jahr 2004 von 396 Mio. EUR. Die Steuerleistung der Österreichischen Lotterien übertraf bei den Verbrauchssteuern die Summe von Alkohol und Biersteuer von zusammen 320 Mio. EUR und erreichte genau ein Drittel der Tabaksteuer, die 2004 1318 Mio. EUR erreichte. Mit der Steuerleistung der Lotterien kann man etwas mehr als ein Drittel des gesamten Kinderbetreuungsgeldes und Kleinkindbeihilfe (Mio. EUR 1,260) finanzieren.

Die Wirkung einer Steuererhöhung bzw. Steuersenkung

Welche Auswirkung hat eine kleine Änderung des Steuersatzes auf den Preis und die Nachfrage nach Wettscheinen bei "6 aus 45"?

Vergleichen wir eine Steuersenkung von 5% und eine Steuererhöhung von 5%. Wir gehen davon aus, dass die Mark-up Faktor pro verkauften Tipp gleich bleibt. Somit steigt oder fällt der Preis proportional zu den Grenzkosten einer zusätzlichen Tipps.

Grenzkosten eines Tipps in Cent

Kosten	
Annahmestellen	6,87
Gewinndotation	37,10
Steuern	31,00
Grenzkosten	74,97

Die Grenzkosten multipliziert mit dem Aufschlagsfaktor (1 + *m*) = 112,8 ergibt den derzeitigen nominellen Preis eines Tipps von 85 Cent.

Die zwei Szenarien lauten somit:

Steuersenkung (-5%)		
	31	
	-1,55	
t (-5%)	29,45	Cent

Grenzkosten	
6,87	
37,10	
29,45	
73,42	**Cent**

Steuererhöhung (+5%)		
	31	
	+1,55	
t (-5%)	32,55	Cent

Grenzkosten	
6,87	
37,10	
32,55	
76,52	**Cent**

Bei einer 5-prozentigen Steuersenkung sinken die Grenzkosten auf 73,42 Cent, bei einer Steuererhöhung um 5% steigen die Grenzkosten auf 76,52 Cent. Bei einem unveränderten Aufschlag von 12,8% ergibt sich somit bei einer Steuersenkung ein Preis von 82,82 Cent, bei einer Steuererhöhung (um 5%) ein Preis von 86,32 Cent.

Die Auswirkung dieser Preisänderung auf die Nachfrage, kann man aus der Preiselastizität der Nachfrage ablesen. Gehen wir von dem plausiblen Wert der Preiselastizität von ε = -0,7 aus.

Eine Steuersenkung von 5% führt zu einer Preissenkung von 2,2 Cent oder 2,6 Prozent.

$$\frac{dT}{T} = -0,7 \cdot (-2,6\%) = 1,8\%$$

Eine 5% Steuersenkung induziert eine Preissenkung um 2,2% und führt zu einer Nachfrageerhöhung von 1,8 Prozent. Um eine konkrete Vorstellung zu erhalten, greifen wir beispielsweise Runde 1006 heraus. Hätte man in dieser Runde die in Rede stehende Preissenkung durchgeführt, wäre es zu einer Zunahme von 87.666 Tipps (1,8% von 4,870.446) gekommen.

Dagegen führt eine Steuererhöhung um 5% zu einer Preiserhöhung um 1,32 Cent auf 86,32 Cent oder um 1,55%. Die Wirkung auf die Nachfrage ist eine Abnahme der Tipps:

$$\frac{dT}{T} = -0,7 \cdot (1,55\%) = -1,1\%$$

Eine 5-prozentige Steuererhöhung erhöht den Preis pro Tipp um 1,32 Cent oder 1,5%. Dies erzeugt eine Abnahme der Nachfrage um 1,1%. Bezogen auf die Runde 1006 führt die Preiserhöhung zu einer Abnahme der Tipps um 53.575

3. Perspektiven des Internet-Lottos
(Hardy Hanappi)

In den letzten Jahren war auch im Bereich der Glücksspiele ein zunehmender Einfluss der auf neuen Informations- und Kommunikationstechnologien basierenden Spielformen zu beobachten. Das Freizeitverhalten der Konsumenten wird ganz allgemein immer stärker von der Verbreitung elektronischer Medien geprägt. Hinzu kommt, dass mit dem Heranwachsen einer Generation von Konsumenten, die bereits mit dem Gebrauch dieser elektronischen Geräte aufwachsen die früher festgestellten psychologischen Barrieren bezüglich Interaktion mit solchen Medien wegfallen.

Für den Bereich Glücksspiele heißt das, dass jugendliche Spieler zunehmend die dem Glücksspiel gewidmete Freizeit in die Freizeitkontingente am Computer integrieren, dass ganz generell Spieler mit knappem Zeitbudget Wegzeiten zu Annahmestellen sparen und im Internet spielen, ja dass letztlich sogar ältere Spieler sich an den Gebrauch komfortabler Software im privaten Bereich gewöhnen – und ihre eingeschränkte Mobilität durch Internetaktivitäten zu kompensieren beginnen. Die beachtliche Zunahme von Internet-Lotto ist daher als eingebettet in generelle Konsumtrends der sich entwickelnden Internet-Gesellschaft zu verstehen.

Teil 3 dieses Forschungsprojekts versucht diesen Trend einerseits empirisch zu beschreiben und andererseits quantitativ abzuschätzen. Ziel ist letztlich die Erarbeitung von Hinweisen auf mögliche Unternehmenspolitiken der Österreichischen Lotterien in diesem Bereich. In Kapitel 3.1 wird daher auf das zu Grunde liegende Datenmaterial eingegangen und festgestellt, dass für diese Fragestellung eine noch stärker auf Zeitdimensionen und bisher exogen angenommene Einflussgrößen eingehende Betrachtung nötig ist. In Kapitel 3.2 wird eine auf Spielrunden und Jahren als rasche und langsame Dynamik bezogene Analyse durchgeführt um den Hintergrund der Einführung von Lotto adäquater spezifiziert darstellen zu können. Hierbei werden auch einige historisch aufgetretene Experimente wie „Einführung der Mittwochrunde“, „Preiserhöhung“ und (in 3.3) „Zusammenhang mit dem Wirtschaftswachstum“ in neuem Licht diskutiert. In Kapitel 3.3 wird dann vor diesem Hintergrund auf den Einfluss des Internet-Lottos Bezug genommen. Schließlich werden dann in Kapitel 3.4 einige Aussagen zum Einfluss des Spieles „Euromillionen“ gemacht und quantitativ belegt.

3.1. Zeitliche Struktur von Einflüssen auf die Lottonachfrage

Der diesem Forschungsprojekt zugrunde gelegte, historisch beobachtete Zeitabschnitt betrug die Jahre von Januar 1997 bis September 2005. Der Grund für die Wahl der Länge dieses Zeitraums war, dass die – in der Ökonomie oft als „mittlere Frist“ bezeichnete – Zeitdauer von etwa sieben Jahren zwar ein genügend reiches Datenmaterial ermöglicht, das aber im Regelfall dennoch nicht durch starke Brüche des politisch-ökonomischen Umfeldes gekennzeichnet ist. Es lässt sich damit, so die Hoffnung, vor einem sich nur langsam verschiebenden, gesamtwirtschaftlichen Hintergrund eine raschere Dynamik identifizieren, die das zu beobachtende Phänomen erklärt. Die Muster der schnellen Dynamik werden mittels bestimmter funktionaler Formen ökonometrisch geschätzt und zwar so, dass sich der in den geschätzten Parametern zum Ausdruck kommende Hintergrund durch Wahl des Schätzzeitraums langsam verändern kann.

Ganz grundlegend ist dabei jedenfalls die Wahl der Variablen und der sie verbindenden funktionalen Formen. Offensichtlich ist für die vorliegende Fragestellung die Gesamtanzahl an Lottotipps pro Runde das zu erklärende Phänomen und wie schon in Teil 1 deutlich geworden ist stellt die jeweilig zuletzt beobachtete Höhe des Sechsers eine ganz wesentliche erklärende Variable dar. Abbildung 3.1 zeigt die Entwicklung dieser beiden Variablen im Zeitverlauf.

Auf der linken Seite ist vertikal die Anzahl der Tipps, rechts ist vertikal die Höhe des Sechsers in Euro skaliert. Zusätzlich zu den beiden recht stark und – auf den ersten Blick recht unsystematisch – oszillierenden Zeitreihen ist auch noch ein einfacher linearer Trend eingezeichnet. Während die Tipps mittelfristig schwach abnehmen wird offensichtlich versucht dieser Tendenz mit steigenden Sechsern entgegenzuwirken. Diesem Zusammenhang ist daher im Detail nachzugehen, insbesondere wird sich (wie schon in Teil 1) der Einfluss des zuletzt beobachteten Jackpots – auch wenn dieser mehrere Runden zurückliegt – als hervorragende Erklärung für die Nachfrage herausstellen.
Ebenfalls sichtbar ist in Abbildung 3.1, dass vor Einführung der Mittwoch-Runden, also bei den ersten 35 Beobachtungen des Jahres 1997, eine wesentlich höhere Tippanzahl die Konzentration auf einen Abgabetag begleitete. Berücksichtigte man diesen Effekt wäre der Abwärtstrend der Nachfrage etwas schwächer.

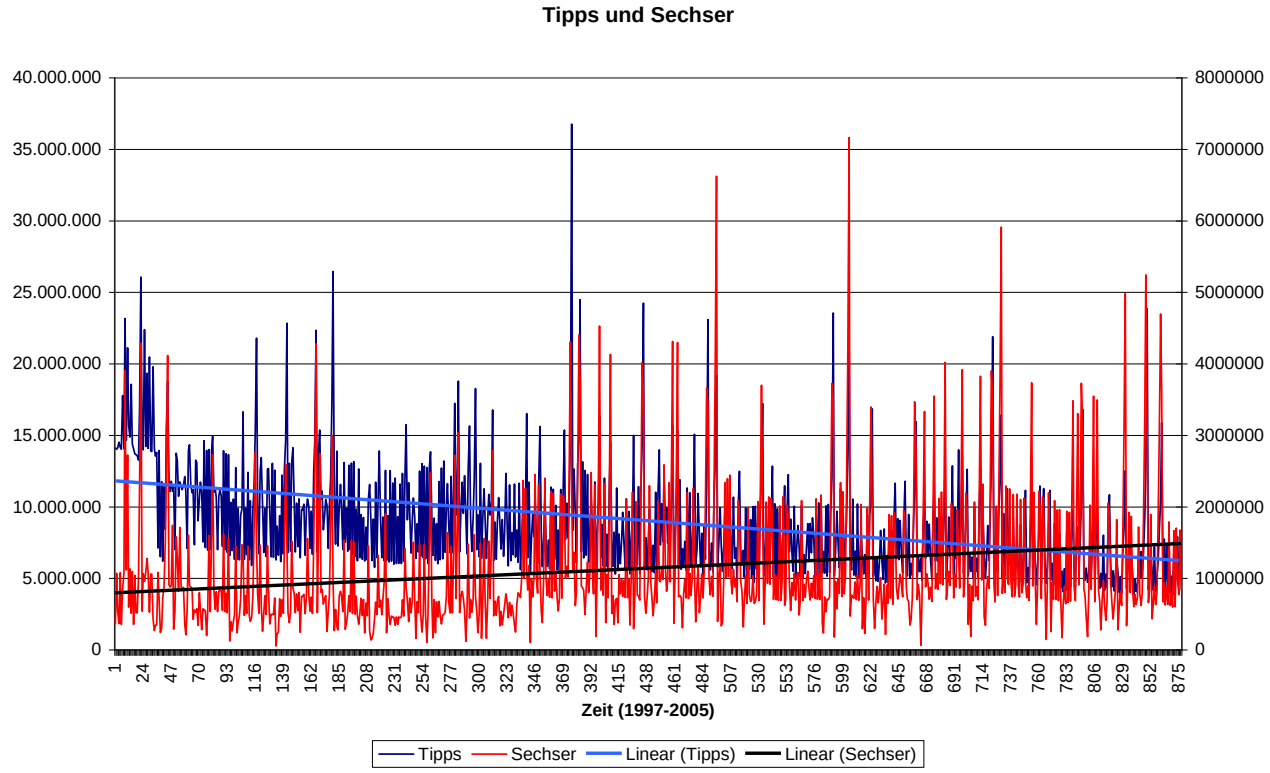


Abbildung 3.1: Fallende Tipp-Anzahl und steigende Sechser

Da ansonsten die Aussagekraft von Abbildung 3.1 nicht besonders groß ist kann als erste Vermutung ein Vergleich der Tipps im Jahresverlauf dargestellt werden (Abbildung 3.2). Enttäuschenderweise scheint aber auch hier bestenfalls ein schwacher Anstieg der Tipps um den Jahreswechsel herum erkennbar zu sein. Auch die etwas übersichtlichere Abbildung 3.3 bei der Monatsdurchschnitte der Tipps pro Runde verwendet wurden lässt die Hypothese, dass über das Jahr hinweg ein Saisonmuster erkennbar sein sollte nicht plausibler werden.

Erst wenn die Ausgaben für Lotto pro Monat als Anteil an den Gesamtausgaben dafür pro Jahr dargestellt werden, scheint die Tendenz eines Abflauens der Nachfrage um die Urlaubsmonate im Sommer etwas deutlicher zu werden (Abbildung 3.4).

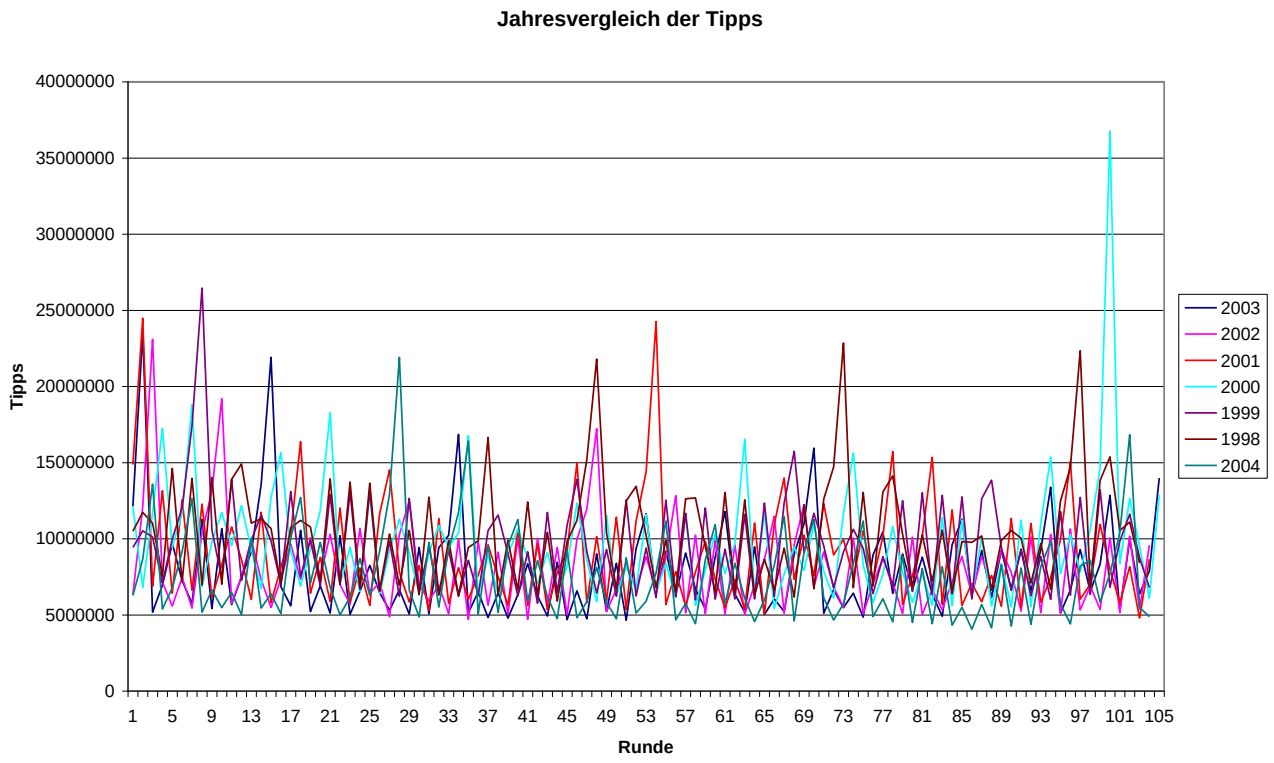


Abbildung 3.2: Jahresvergleich der Tipps

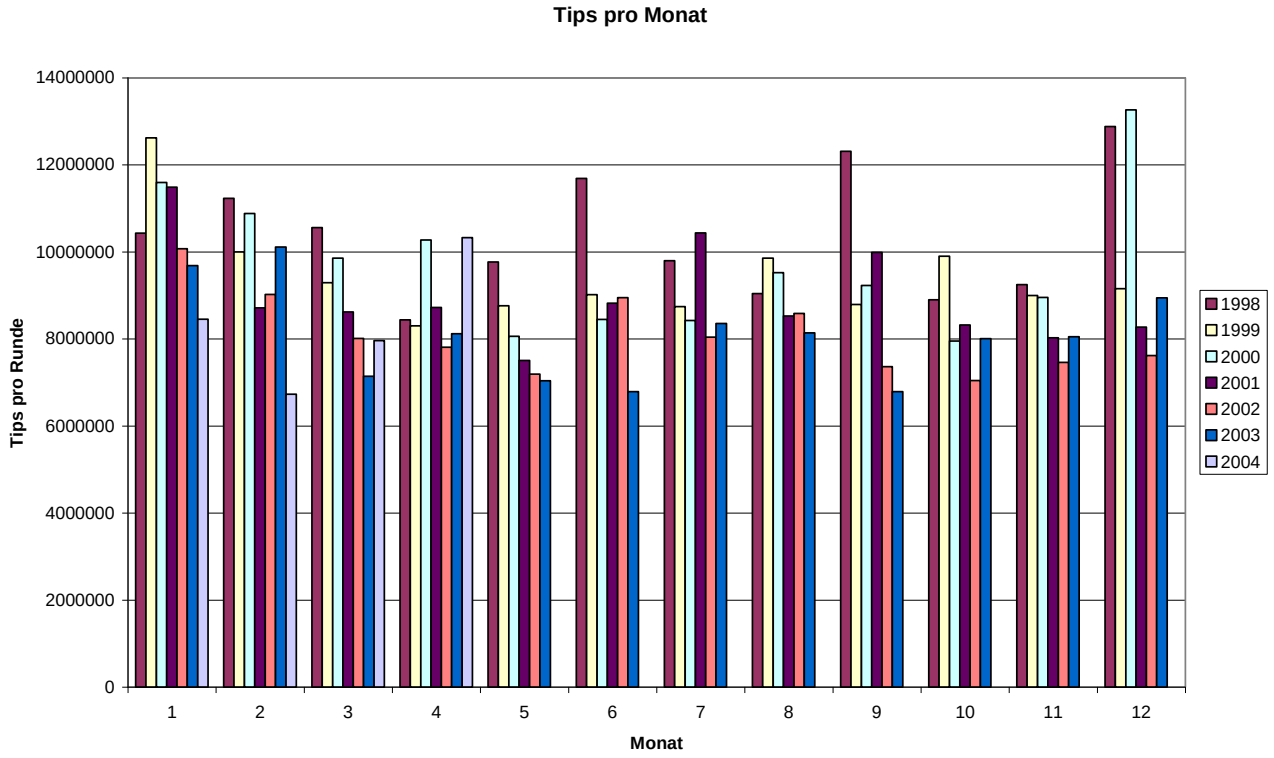


Abbildung 3.3: Jahresvergleich der Monatsdurchschnitte

In Abbildung 3.4 wurden zusätzlich noch die durch einfache quadratische Polynome geschätzten Trends eingefügt um dieses Jahresmuster zu verdeutlichen. Auch wenn die Ausgangsannahme, dass es sinnvoll ist Kalenderjahre als Einheiten für Muster im Tippverhalten zu wählen, durch dieses Diagramm eher plausibel erscheint, so ist doch auch zugleich offensichtlich wie schwach so eine Annahme unter reiner Betrachtung der Rohdaten ökonometrisch abgesichert werden könnte.

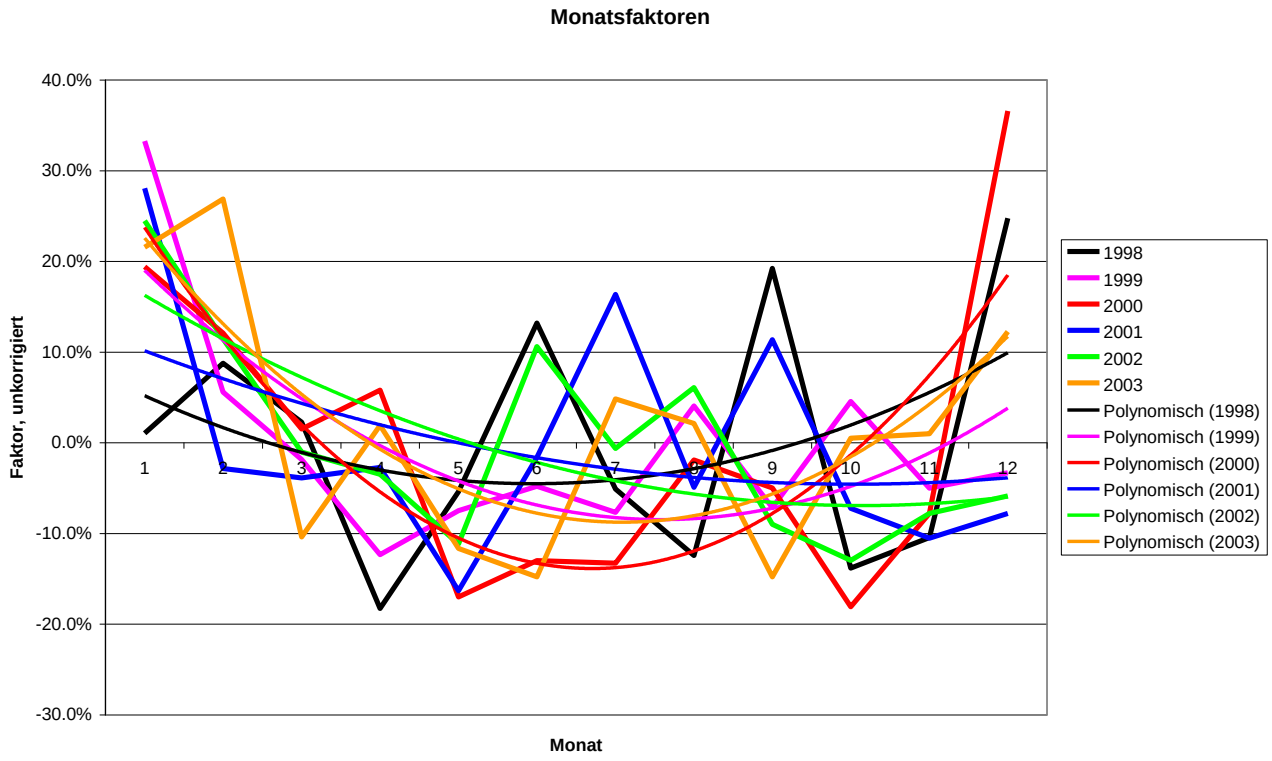


Abbildung 3.4: Jahresvergleich, Anteile der Monate an der Gesamtnachfrage

Was hier tatsächlich die hauptsächliche Störung verursacht sind die immensen Nachfrageschübe, die durch Jackpots und Mehrfach-Jackpots induziert werden. Der Schluss, der hieraus also gezogen werden muss, ist, dass eine Jahresschätzung, wenn sie Muster erkennbar machen soll, jedenfalls den Einfluss von Jackpots berücksichtigen muss.

Wie dieser Einfluss formuliert werden könnte wurde mit einer Reihe unterschiedlicher Spezifizierungen untersucht. Gute Ergebnisse lieferte dabei in jedem Fall die Höhe des letzten beobachteten Jackpots. Sie wurde daher in allen letztlich verwendeten Spezifizierungen verwendet. Je nachdem wie sehr die Güte der Schätzung verbessert werden konnte wurde dabei auch noch

unterschieden ob es sich um einfache Jackpots, Doppeljackpots, Dreifachjackpots oder Vierfachjackpots handelte.

Ebenfalls untersucht wurde, ob ein Einfluss der Zeitdauer seit dem letzten Jackpot auf den Jackpot-Effekt ökonometrisch nachgewiesen werden kann; ob also ein zeitlich weiter zurückliegender Jackpot schwächer wirkt, da eine – in der experimentellen Psychologie oft als quadratisch zunehmend angenommene – Vergessensrate wirksam wird. Ein solcher Effekt konnte jedoch nicht nachgewiesen werden, vergangene Jackpot-Höhen bleiben also über die in Frage kommenden Zeiträume im Gedächtnis der Spieler erhalten.

Auch der ökonometrisch gesicherte Nachweis eines Monats- oder Quartalsmusters war letztlich nicht möglich. Es ist zwar so, dass Einkommensentwicklungen auch von Lottospielern in Form von Monats- und Jahresentwicklung erfahren werden, die prinzipielle Zerlegung der Zeitreihen in Jahre und Monate war also sinnvoll, der Einfluss exogener Größen auf die Monatswerte war jedoch stark genug um ein Monatsmuster in den Hintergrund treten zu lassen.

Die sich aus all dem ergebende Forschungsstrategie lautete wie folgt: Es wird versucht für jedes Kalenderjahr (jeweils etwa 105 Beobachtungen) eine geeignete Schätzgleichung zu finden. In dieser Schätzgleichung können dann auch die nur in diesem Jahr aufgetretenen exogenen Einflüsse untergebracht werden um so die Qualität der Schätzung zu verbessern. Nicht zuletzt kann dadurch auch die quantitative Bedeutung dieser Einflüsse abgeschätzt werden. Sind dann alle Jahre geschätzt, so können die in allen Jahren vorkommenden Parameter miteinander verglichen werden um eine Beschreibung der langsamen Dynamik – über die Jahre hinweg – zu erhalten. Damit das möglich ist, muss natürlich auf die Vergleichbarkeit der funktionalen Formen der einzelnen Jahre Rücksicht genommen werden.
Ist dies geglückt, so kann in einem zweiten Schritt versucht werden den zusätzlichen Einfluss des Internet-Lottos vor diesem Hintergrund ökonometrisch zu beleuchten.

3.2. Analyse der Nachfrage pro Runde und Kalenderjahr

Was sind nun die für die jährliche Rundenanalyse in Betracht zu ziehenden Einflussgrößen? Wie bereits erläutert ist eine der wichtigsten erklärenden Variablen für die Nachfrage nach Lottotipps einer bestimmten Runde die **Höhe des zuletzt beobachteten Jackpots**. Dieser Wert wird von den potentiellen Spielern beobachtet[2] und gespeichert. Er bestimmt die Neigung zu spielen bis zum nächsten Jackpot, der ihn dann im Gedächtnis überschreibt. Der Einfluss von **Mehrfachjackpots** wird mit jeweils **eigenen Koeffizienten** abgebildet.

Es ist aber nicht nur der Jackpot der registriert wird, es spielt offensichtlich auch der Sechser der Vorrunde eine Rolle. Wie die ökonometrische Analyse zeigt, ist es nicht einfach die Höhe eines Sechsers, die den besten Fit liefert, sondern die **Summe der in der Vorperiode an Sechser ausgezahlten Gelder**. Die Spieler dürften also sehr wohl in der Lage sein zu durchschauen, dass ein an mehrere Sechser ausgezahlter niedrigerer Betrag gleich viel Anreiz bieten kann wie ein an einen einzigen Spieler ausgezahlter hoher Betrag.

Für alle Jahre durchgängig lässt sich auch das unterschiedliche Nachfrageverhalten von **Mittwochrunden** und Sonntagsrunden nachweisen. Am Mittwoch wird in aller Regel weniger gespielt als an Sonntagen.

Letztlich erweist sich noch die Annahme eines **konstanten Terms** als sehr zuträglich für die Qualität der Schätzung. Er ist einfach zu interpretieren: Es gibt einfach einen Grundstock an Spielern, der jedenfalls Lotto spielt – und zwar unabhängig von allen zuvor genannten Einflussgrößen.

Die Gleichungen konnten als **lineare Zusammenhänge der absoluten Werte** geschätzt werden. Der Gebrauch von Logarithmen, wie er für Wachstumszusammenhänge üblich ist, erwies sich erwartungsgemäß als überflüssig.

---

[2] Eine nicht unbedeutende Rolle kommt hierbei wahrscheinlich den Tafeln und Fahnen der Annahmestellen zu.

Das Jahr 1997

Die Schätzgleichung für das Jahr 1997 lautet

TP=11253674.67+2951062.116*__DUM97A__-4149800.573*__MW__+
+2.068250375*__JP__(-1)*__SX__(-__JPDT__)*__NRSX__(-__JPDT__)+0.6902386666*__DJP0__(-1)*__SX__(-1)+
+1.161351755*__TJP__(-1)*__SX__(-1)

Hierbei, wie auch bei allen folgenden Gleichungen, ist **TP** die Anzahl der Tipps, **MW** ist null wenn es sich um eine Mittwochrunde handelt und eins wenn es eine Mittwochrunde ist. Die Variable **JP** ist eins wenn ein Jackpot aufgetreten ist, der Wert -1 in der Klammer zeigt an dass dieser Jackpot in der Vorrunde auftrat. **SX** gibt die Höhe des Sechsers beim letzten, vor **JPDT** Perioden beobachteten Jackpots an, **NRSX** die Anzahl der damals aufgetretenen Sechser. Die Variablen **DJP0** und **TJP** sind jeweils eins wenn es sich um einen Doppel- oder respektive einen Trippeljackpot handelt und null ansonsten. In diesen Fällen genügt die Multiplikation mit dem (nicht ausgezahlten) Sechserwert der Vorperiode **SX**(-1).

Eine Besonderheit des Jahres 1997 stellt die Dummyvariable **DUM97A** dar. Sie ist eins für die Zeit in der es noch keine Mittwochrunden gab und null in der Zeit danach. Ihr positiver Wert gibt an wie viele zusätzliche Tipps in der Zeit vor Einführung der Mittwochrunde an Sonntagen pro Runde abgegeben wurden. Das kann so interpretiert werden, dass durch die geringere Rundenfrequenz der Sonntagsrunde höhere Aufmerksamkeit geschenkt wurde. Hierzu ist anzumerken, dass diesem Verlust von etwa 3 Millionen pro Runde nach Einführung der Mittwochrunde diese 1997 im Schnitt jeden Mittwoch über 10 Millionen Tipps einbrachte. Die Einführung hat sich also jedenfalls gelohnt.

Im Schnitt wurden in Mittwochrunden im Jahre 1997 über 4 Millionen Tipps pro Runde weniger abgegeben als an Sonntagsrunden (siehe die Konstante vor **MW**).

Ebenfalls von Interesse ist die Schätzung, dass über 11 Millionen Spieler (siehe konstantes Glied) jedenfalls spielen.

Um sich ein erstes Bild über die Qualität der Schätzung machen zu können betrachte man die Abbildung 3.5. Die Skala auf der rechten vertikalen Achse bezieht sich auf die Kurven der absoluten Werte (beobachtet und geschätzt), jene auf der linken vertikalen Achse bezieht sich auf die Residuen.

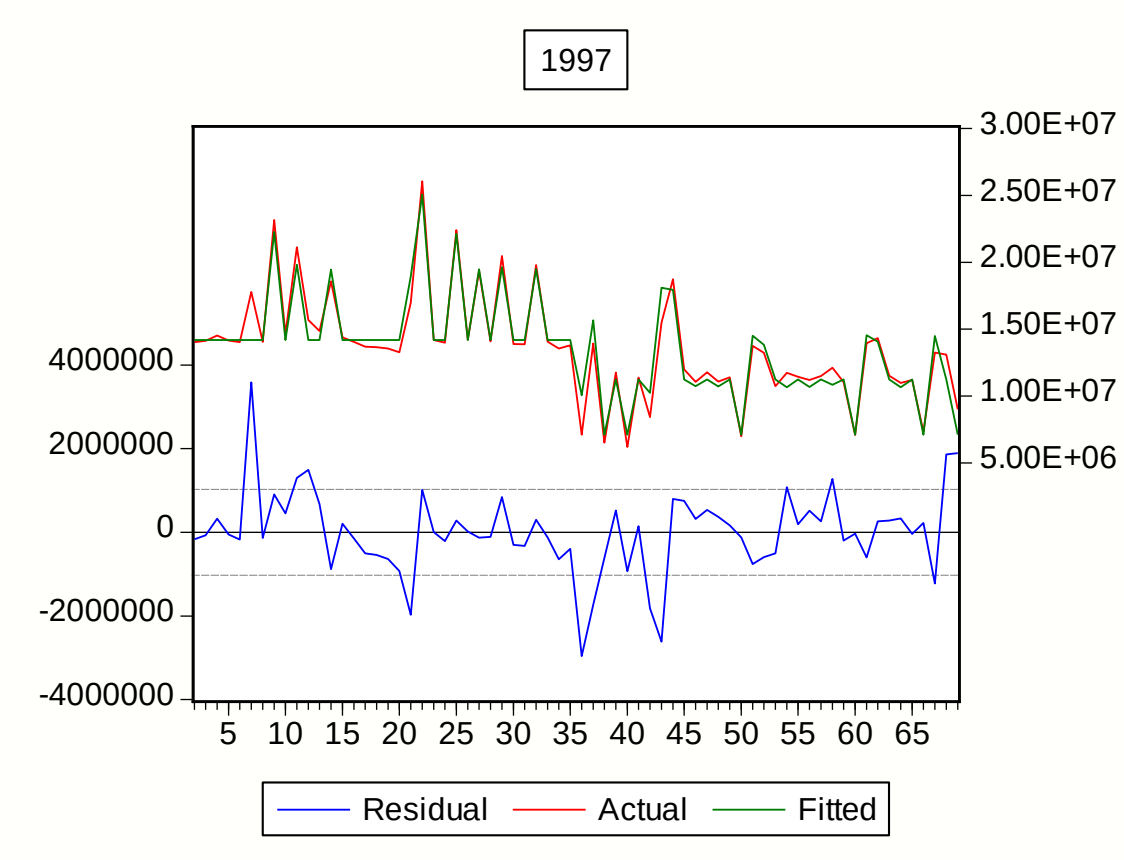


Abbildung 3.5: Jahresschätzung 1997

Dass diese Schätzung durchaus als akzeptabel bezeichnet werden kann zeigen auch die Teststatistiken in Tabelle 3.1. Das korrigierte R^2 beträgt 0.929 und keiner der T-Werte der Parameter ist unter 2. Zwar könnte an dieser Gleichung sicherlich noch ökonometrische Feinarbeit einige Verbesserungen ermöglichen, es ist jedoch darauf zu verweisen, dass es in der Folge auch um die Vergleichbarkeit mit den funktionalen Formen anderer Jahre gehen wird; jedes ökonometrisch wünschenswerte Spezifikum stellt somit auch ein Hindernis für die Vergleichbarkeit dar.

Tabelle 3.1: Ergebnis 1997

Sample (adjusted): 2 69
Included observations: 68 after adjustments
TP=C(1)+C(2)*DUM97A+C(3)*MW+C(4)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(5)*DJP(-1)*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	11241877	251385.5	44.71967	0.0000
C(2)	2953807.	294221.6	10.03940	0.0000
C(3)	-4118611.	345199.2	-11.93111	0.0000
C(4)	2.063976	0.119739	17.23727	0.0000
C(5)	0.864891	0.292398	2.957922	0.0044

R-squared	0.933485	Mean dependent var	13626180
Adjusted R-squared	0.929262	S.D. dependent var	3861863.
S.E. of regression	1027123.	Akaike info criterion	30.59311
Sum squared resid	6.65E+13	Schwarz criterion	30.75631
Log likelihood	-1035.166	Durbin-Watson stat	1.500779

Das Jahr 1997 hat **als Besonderheit die Einführung der Mittwochrunde**, wodurch für manche Analysen die ersten 35 Runden des Jahres nicht vergleichbar sind. Die wesentlichen Parameter konnten jedoch für das gesamte Jahr mit guter Qualität bestimmt werden. Der **Frequenzwechsel** selbst kann als Sondereffekt quantitativ bewertet werden und hat sich demnach als **erfolgreiche Unternehmenspolitik** erwiesen.

Das Jahr 1998

In analoger Weise wurde die Zeitreihe des Jahres 1998 geschätzt, die Beschreibung der Variablen entspricht jener des Vorjahres. Abbildung 3.6 und Tabelle 3.2 zeigen die Ergebnisse. Die Schätzung ist außergewöhnlich gut, es gab in diesem Jahr auch keine einflussreichen exogenen Störungen. Was auffällt ist der flach u-förmige Verlauf der Residuen, der für dieses Jahr den eingangs unterstellten saisonalen Verlauf der Nachfrage nahe legt.

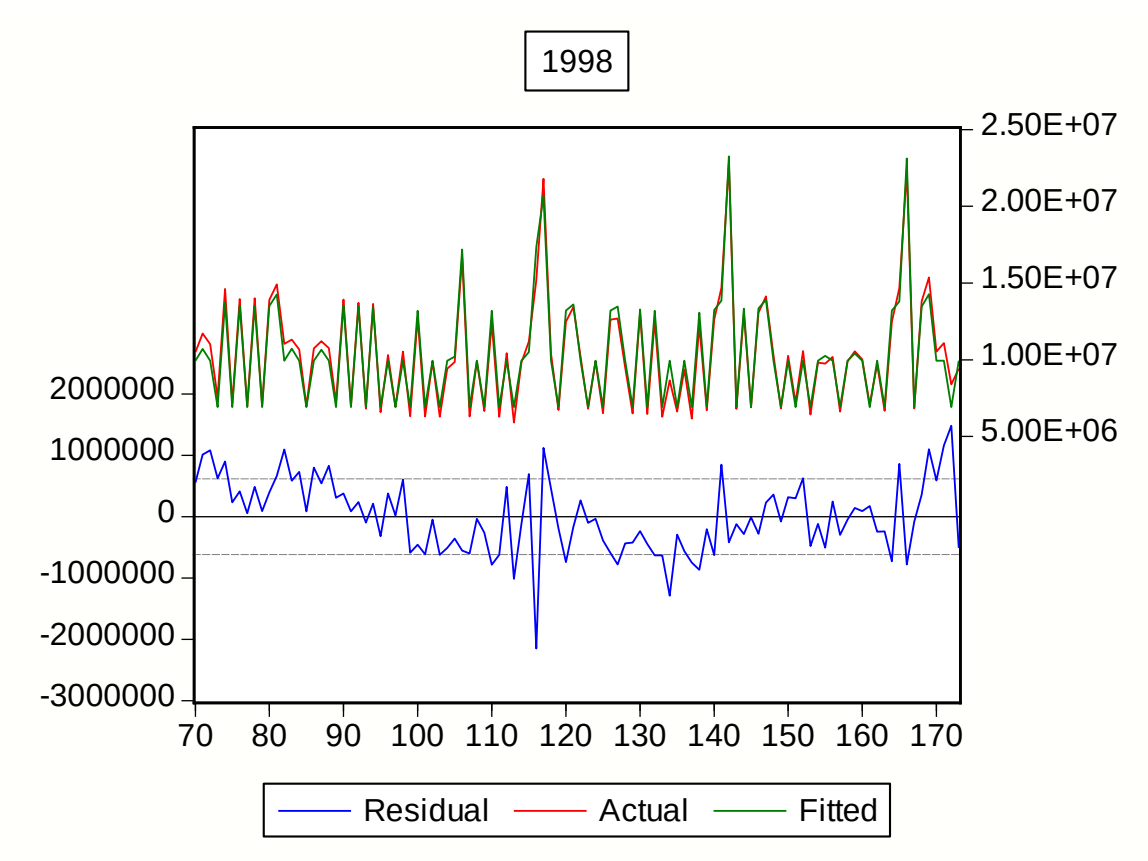


Abbildung 3.6: Jahresschätzung 1998

Tabelle 3.2: Ergebnis 1998

Sample: 70 173
Included observations: 104
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*DJP(-1)*SX(-1)+C(5)*TJP(-1)*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	9937443.	102492.8	96.95751	0.0000
C(2)	-3021767.	126598.0	-23.86899	0.0000
C(3)	2.241605	0.094971	23.60303	0.0000
C(4)	0.762464	0.203783	3.741546	0.0003
C(5)	0.630741	0.194749	3.238744	0.0016

R-squared	0.970038	Mean dependent var	10317374
Adjusted R-squared	0.968827	S.D. dependent var	3496558.
S.E. of regression	617343.6	Akaike info criterion	29.55112
Sum squared resid	3.77E+13	Schwarz criterion	29.67826
Log likelihood	-1531.658	Durbin-Watson stat	1.447950

Die Teststatistiken in Tabelle 3.2 weisen ein korrigiertes R^2 von 0.97 auf, hier liegen die Absolutwerte aller t-Statistiken sogar über 3.

Der Vergleich der geschätzten Parameterwerte der unterschiedlichen Jahre erfolgt geschlossen am Ende dieses Unterabschnitts.

Das Jahr 1999

Auch für das Jahr 1999 wurde der für das Vorjahr so erfolgreiche Ansatz gewählt, was zu der in Abbildung 3.7 und Tabelle 3.3 wiedergegebenen Schätzung führte.

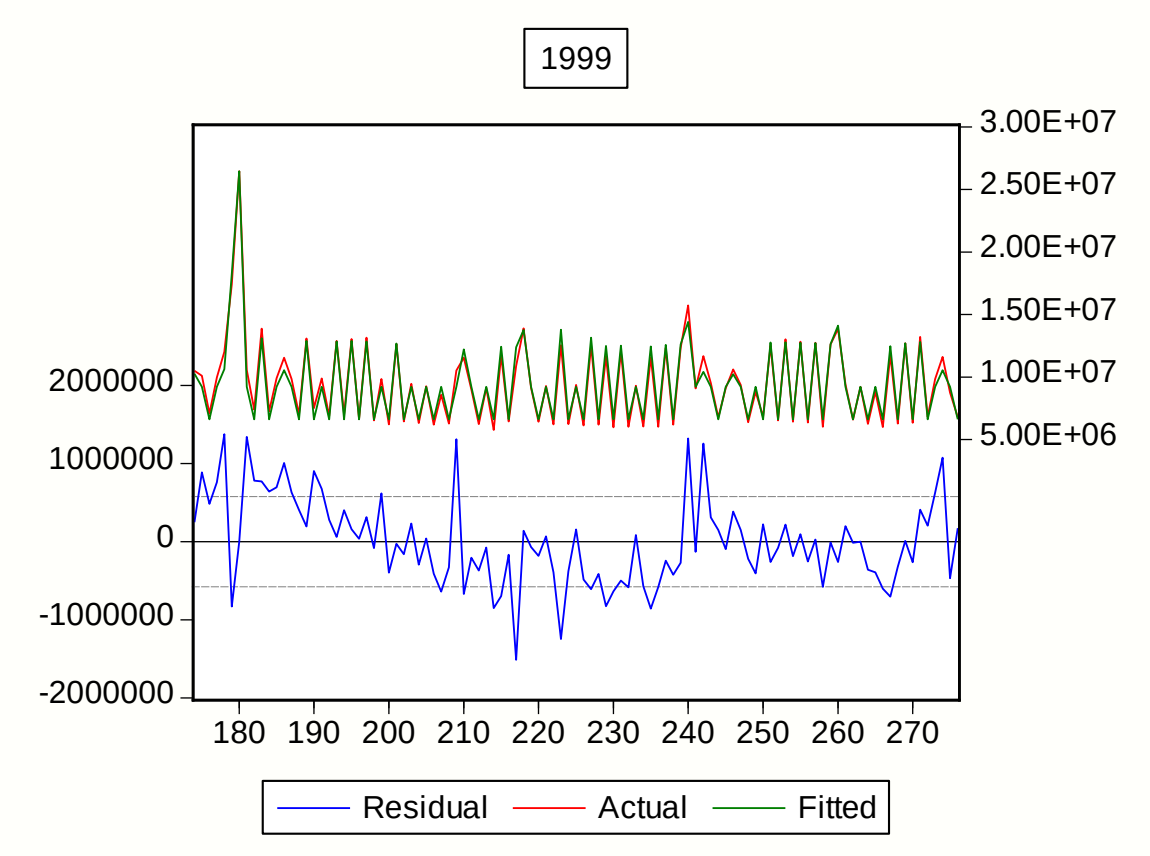


Abbildung 3.7: Jahresschätzung 1999

Auch in diesem Fall verblüfft die außergewöhnlich gute Schätzung. Der korrigierte R^2 Wert liegt wiederum fast bei 0.97, alle t-Werte sind über 4 gestiegen.

Tabelle 3.3: Ergebnis 1999

Sample: 174 276
Included observations: 103
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*DJP(-1)*SX(-1)+C(5)*TJP(-1)*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	9221267.	99071.46	93.07693	0.0000
C(2)	-2602620.	119673.1	-21.74774	0.0000
C(3)	2.400968	0.086851	27.64479	0.0000
C(4)	1.083015	0.240555	4.502161	0.0000
C(5)	1.506487	0.274429	5.489526	0.0000

R-squared	0.969240	Mean dependent var	9471023.
Adjusted R-squared	0.967985	S.D. dependent var	3224676.
S.E. of regression	576983.2	Akaike info criterion	29.41634
Sum squared resid	3.26E+13	Schwarz criterion	29.54424
Log likelihood	-1509.942	Durbin-Watson stat	1.332500

Wiederum könnte vor dem Hintergrund dieser außergewöhnlich guten Schätzung ein saisonales Muster aus den Residuen herausgelesen werden, wenn auch schwächer als 1998. Die beiden besonders guten Jahre 1998 und 1999 wären also durchaus für detaillierte Analyse zugänglich gewesen, leider haben jedoch offensichtliche Turbulenzen im Umfeld den umgebenden Zeitrahmen unruhiger werden lassen, sodass diese letztlich doch nicht möglich waren.

Das Jahr 2000

Das besondere dieses Jahres wird sofort deutlich wenn man eine Schätzung mit der erfolgreichen Form der Jahre 1998 und 1999 durchführt – man betrachte Abbildung 3.8.

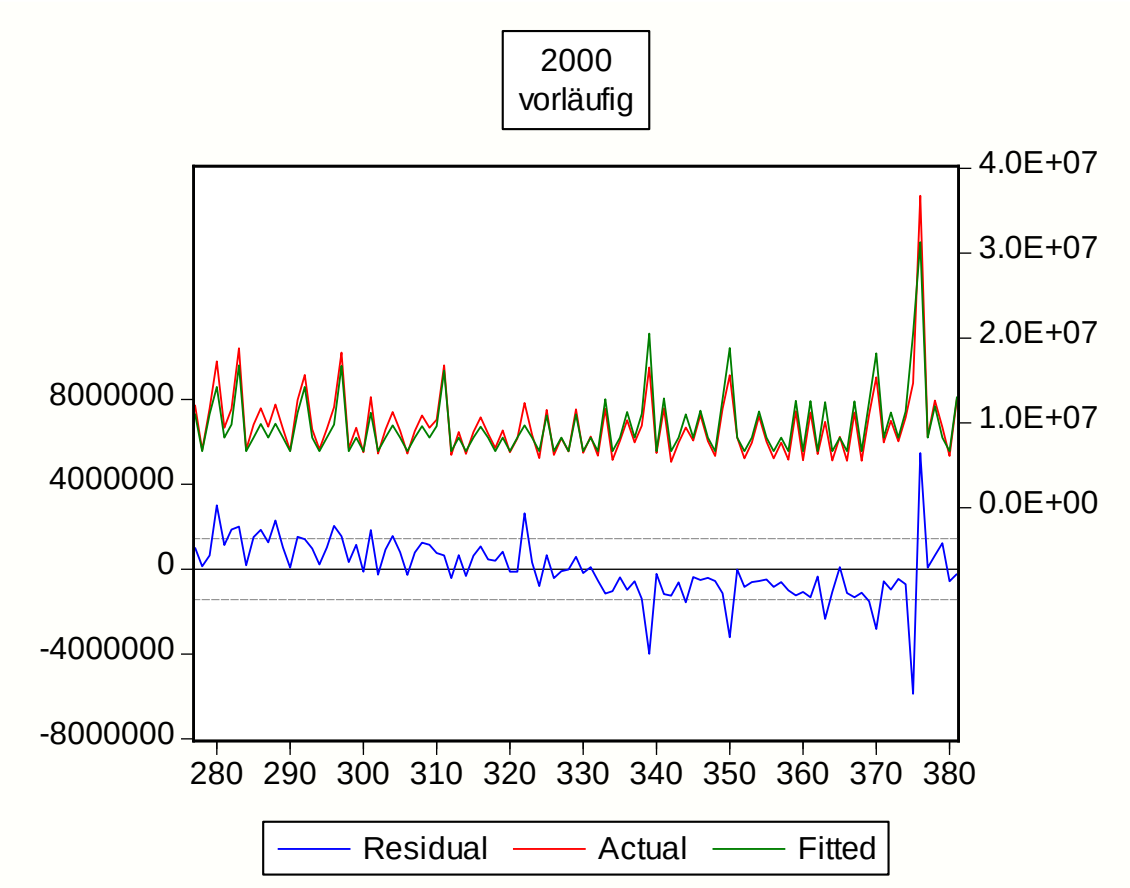


Abbildung 3.7: vorläufige Jahresschätzung 2000

Auch hier ist das Schätzergebnis nicht schlecht (R^2 ist 0.87), wenn es auch nicht an die Vorjahre herankommt. Wie ein Blick auf den Verlauf der Residuen aber sofort zeigt unterschätzt die Gleichung jedoch ab einem gewissen Zeitpunkt den tatsächlichen Verlauf, während sie ihn davor systematisch überschätzt.

Ein Blick auf die **Besonderheiten dieses Jahres** zeigt auch sofort den Grund: Es ist zu diesem Zeitpunkt im Jahr 2000 zu einer **Erhöhung des Preises eines Tipps von 58 Cent auf 73 Cent** gekommen. Der Einfluss des Preises ist also in der Schätzgleichung einzubeziehen.

Damit stellt sich die endgültige Gleichung für das Jahr 2000 wie in Abbildung 3.8 und Tabelle 3.4 wiedergegeben dar. Die Schätzgüte kann damit auf die von den Vorjahren bekannte Qualität zurückgeführt werden.

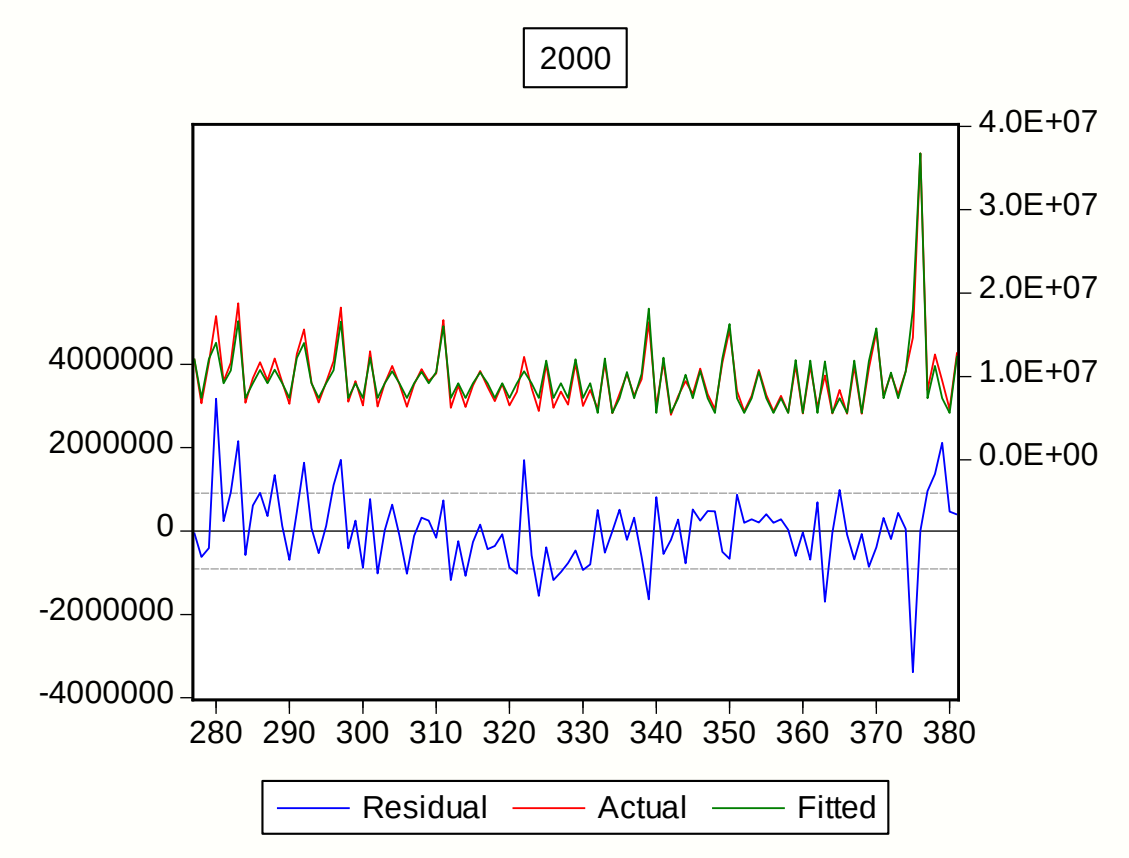


Abbildung 3.8: Jahresschätzung 2000

Tabelle 3.4: Ergebnis 2000

Sample: 277 381
Included observations: 105
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*DJP(-1)*SX(-1)+C(5)*TJP(-1)*SX(-1)+C(6)*PREIS

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	16106718	794291.8	20.27809	0.0000
C(2)	-1768218.	178794.3	-9.889677	0.0000
C(3)	2.066282	0.100783	20.50219	0.0000
C(4)	0.729997	0.227107	3.214332	0.0018
C(5)	2.136819	0.270192	7.908509	0.0000
C(6)	-11936646	1224317.	-9.749634	0.0000

R-squared	0.951976	Mean dependent var	9710554.
Adjusted R-squared	0.949550	S.D. dependent var	4049610.
S.E. of regression	909585.3	Akaike info criterion	30.33481
Sum squared resid	8.19E+13	Schwarz criterion	30.48647
Log likelihood	-1586.578	Durbin-Watson stat	1.815048

Interessant ist nun auch, dass mit diesem Preiseffekt eine **Preiselastizität der Nachfrage** im Jahr 2000 errechnet werden kann: Jeder Cent Verteuerung hat etwa 120.000 Tipps pro Runde gekostet, die Nachfrageelastizität was **-0.706**. Das ist nicht nur ein ähnlicher Wert wie der in Teil 2 mittels eines anderen Ansatzes entwickelte, es ist auch der **Ausgangspunkt** für die Abschätzung der **dynamischen Entwicklung der Elastizität** über die Zeit. Ein zweiter Preiseffekt mit einer gestiegenen Elastizität konnte nämlich 2004 beobachtet werden.

Das Jahr 2001

Das Jahr 2001 folgt wieder dem üblichen Muster. Wiederum können die Ergebnisse in den bereits bekannten Formen dargestellt werden.

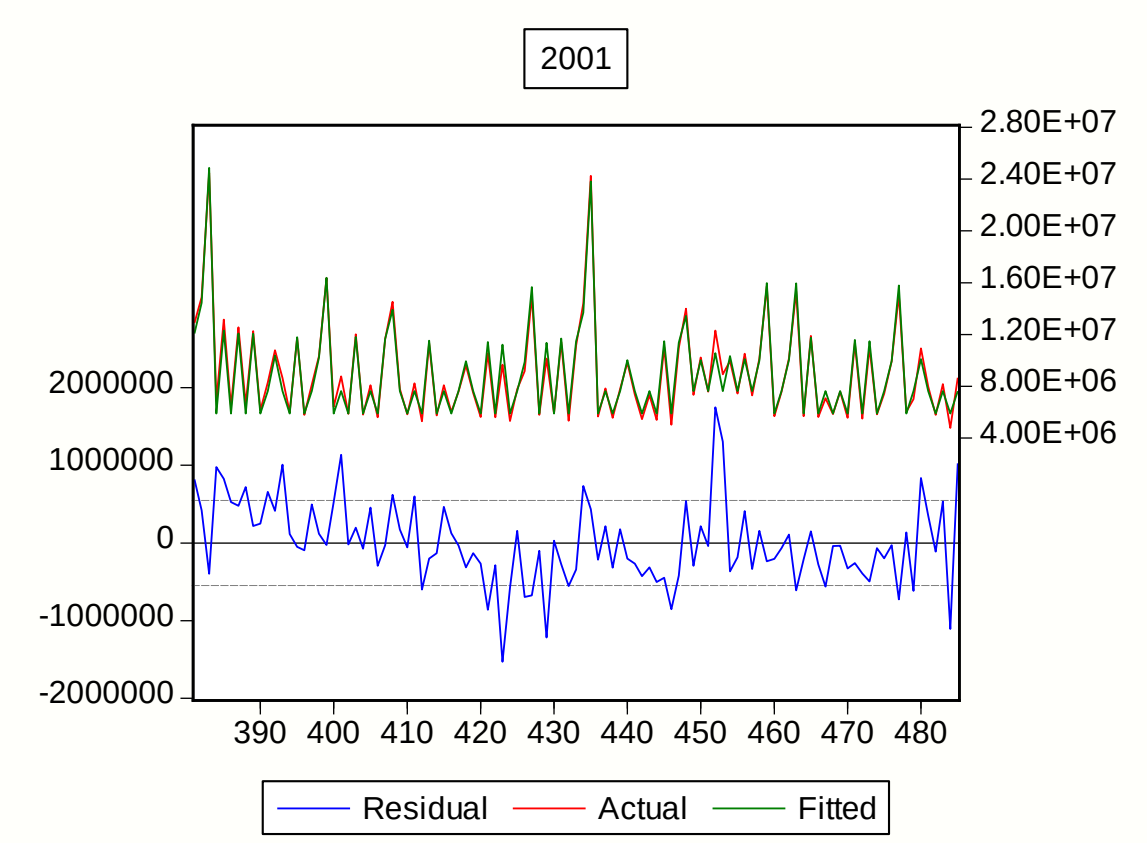


Abbildung 3.9: Jahresschätzung 2001

Tabelle 3.5: Ergebnis 2001

Sample: 381 485
Included observations: 105
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*DJP(-1)*SX(-1)+C(5)*TJP(-1)*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	7629434.	91194.92	83.66074	0.0000
C(2)	-1729237.	108444.3	-15.94586	0.0000
C(3)	1.799593	0.052563	34.23720	0.0000
C(4)	0.252870	0.116135	2.177382	0.0318
C(5)	0.562469	0.122786	4.580905	0.0000

R-squared	0.978283	Mean dependent var	9006383.
Adjusted R-squared	0.977415	S.D. dependent var	3635010.
S.E. of regression	546283.4	Akaike info criterion	29.30611
Sum squared resid	2.98E+13	Schwarz criterion	29.43249
Log likelihood	-1533.571	Durbin-Watson stat	1.516080

Etwas schwächer ist hier einzig die Signifikanz des Terms für den Doppeljackpot.

Das Jahr 2002

Im Jahr 2002 hat der Einfluss des Internet-Lottos zu wirken begonnen (es wurde im September 2001 eingeführt). Nichtsdestotrotz wurde auch hier zunächst eine Gleichung in der bekannten Form geschätzt.

Abgesehen von den großen Mehrfachjackpots liefert auch diese Schätzung ausgesprochen gute Teststatistiken.

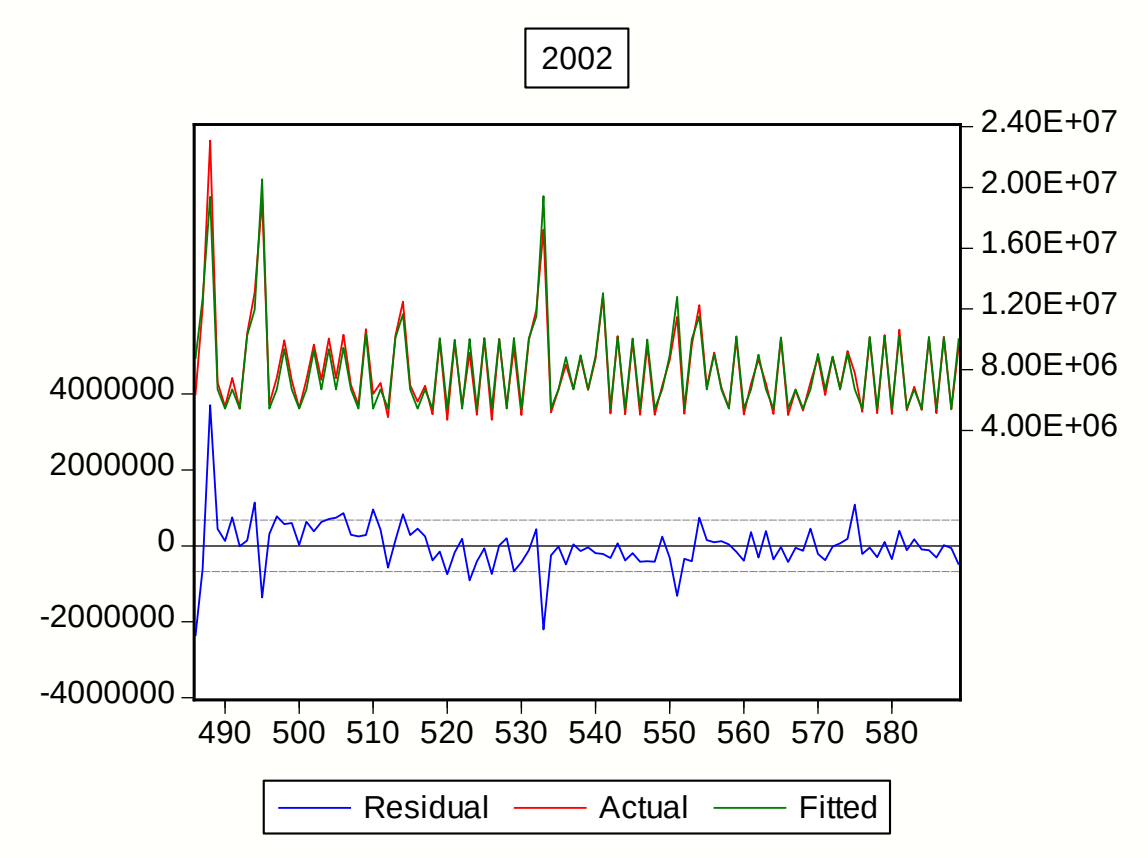


Abbildung 3.10: Jahresschätzung 2002

Tabelle 3.6: Ergebnis 2002

Sample: 486 589
Included observations: 104
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*TJP(-1)
*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	6711430.	113007.6	59.38917	0.0000
C(2)	-1258705.	133534.7	-9.426055	0.0000
C(3)	1.632650	0.053839	30.32491	0.0000
C(4)	0.757227	0.130485	5.803173	0.0000

R-squared	0.952127	Mean dependent var	8093305.
Adjusted R-squared	0.950690	S.D. dependent var	3049015.
S.E. of regression	677057.3	Akaike info criterion	29.72660
Sum squared resid	4.58E+13	Schwarz criterion	29.82831
Log likelihood	-1541.783	Durbin-Watson stat	1.678080

Erwähnenswert ist für das Jahr 2002 noch, dass zwar mit Jahreswechsel von 2001 auf 2002 eine geringfügige **Preiserhöhung von 73 Cent auf 75 Cent** stattfand, dass jedoch kein Nachfrageeffekt nachgewiesen werden konnte. Es existieren offensichtlich **Sensitivitätsschwellen** bei deren Unterschreitung kein Einfluss auf die Nachfrage entsteht.

Das Jahr 2003

Abgesehen von einigen Mehrfachjackpots ermöglicht auch das Jahr 2003 sehr akkurate Schätzungen. Bemerkenswert ist hier vor allem, dass der Schätzer für den Dreifachjackpot wiederum so gut passt, dass der Doppeljackpot-Koeffizient unnötig wird. Kein t-Wert ist unter 6.

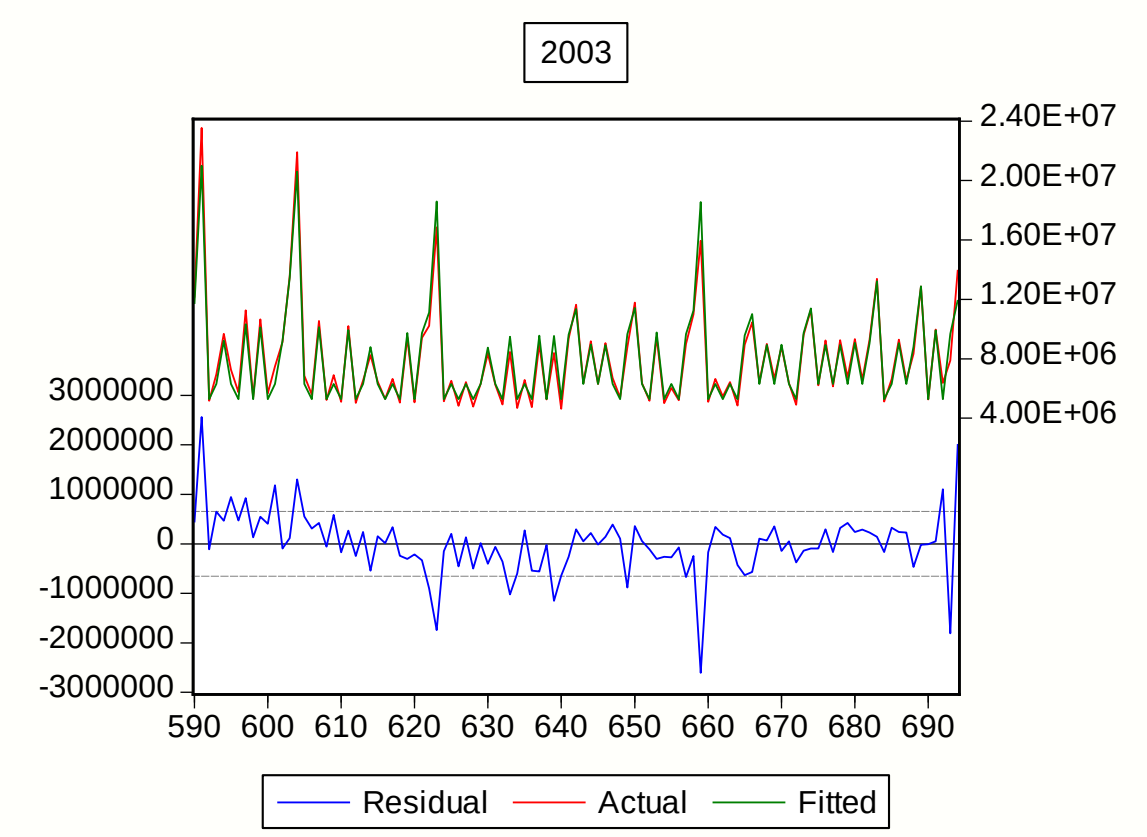


Abbildung 3.11: Jahresschätzung 2003

Tabelle 3.7: Ergebnis 2003

Sample: 590 694
Included observations: 105
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*TJP(-1)
*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	6309833.	103774.1	60.80355	0.0000
C(2)	-1027852.	128566.5	-7.994706	0.0000
C(3)	1.720210	0.049585	34.69189	0.0000
C(4)	0.722719	0.116107	6.224597	0.0000

R-squared	0.962071	Mean dependent var	8025623.
Adjusted R-squared	0.960944	S.D. dependent var	3311910.
S.E. of regression	654517.1	Akaike info criterion	29.65853
Sum squared resid	4.33E+13	Schwarz criterion	29.75964
Log likelihood	-1553.073	Durbin-Watson stat	1.710375

Das Jahr 2004

Im Jahr 2004 gab es wieder einen **Preiseffekt**, der Preis stieg **von 75 Cent auf 85 Cent** und überschritt damit die weiter oben angesprochene Sensitivitätsschwelle. Wie das vorläufige Ergebnis mit Gleichung ohne Preiseinfluss zeigt, ist der Einfluss graphisch sofort sichtbar – auch wenn die dazugehörigen Teststatistiken in Tabelle 3.8 durchaus passabel sind.

Die danach folgende Abbildung 3.13 und Tabelle 3.9 geben die Gleichung mit Preisterm wieder.

Errechnet man wie im Jahr 2000 die **Preiselastizität der Nachfrage** so ergibt sich in diesem Fall ein Wert von **-0.864**. Die Elastizität ist also von 2000 bis 2004 gestiegen, oder anders ausgedrückt, die Lotterien haben sich dem Monopolverhalten genähert, haben es jedoch noch nicht erreicht.

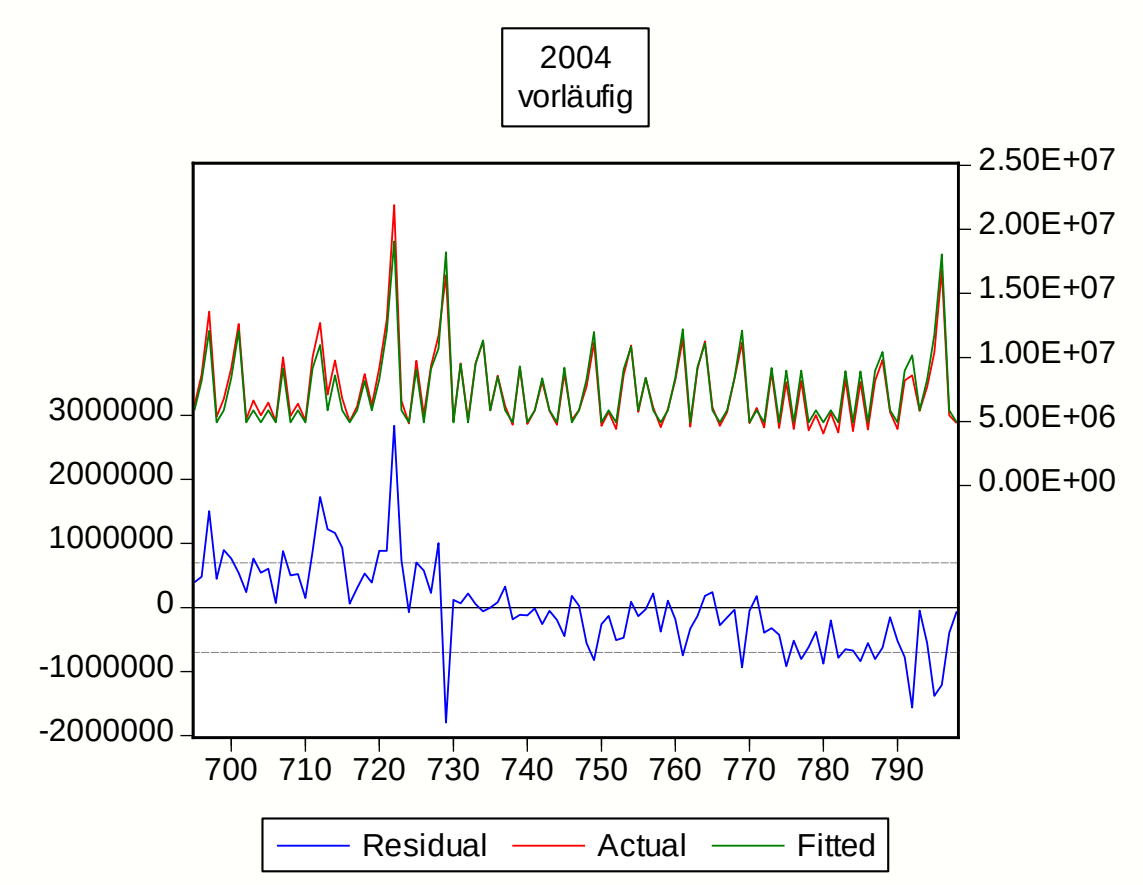


Abbildung 3.12: vorläufige Jahresschätzung 2004

Tabelle 3.8: vorläufiges Ergebnis 2004

Sample: 695 798
Included observations: 104
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*TJP(-1)
*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5875795.	114021.8	51.53219	0.0000
C(2)	-942364.6	137521.5	-6.852491	0.0000
C(3)	1.579890	0.049176	32.12720	0.0000
C(4)	0.822367	0.129154	6.367358	0.0000

R-squared	0.949089	Mean dependent var	7520349.
Adjusted R-squared	0.947562	S.D. dependent var	3051222.
S.E. of regression	698712.5	Akaike info criterion	29.78957
Sum squared resid	4.88E+13	Schwarz criterion	29.89128
Log likelihood	-1545.058	Durbin-Watson stat	0.846388

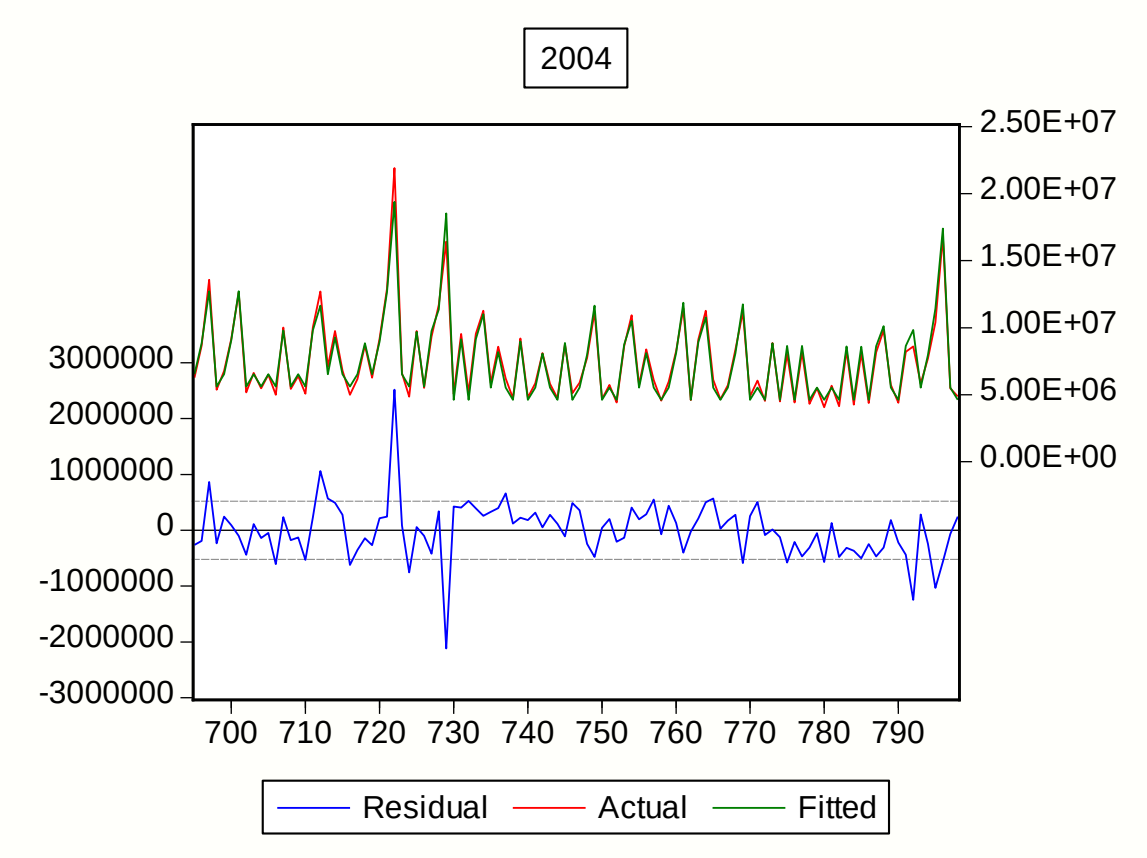


Abbildung 3.13: Jahresschätzung 2004

Tabelle 3.9: Ergebnis 2004

Sample: 695 798
Included observations: 104
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*TJP(-1)
*SX(-1)+C(5)*PREIS

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	13911855	890481.6	15.62284	0.0000
C(2)	-917056.0	102205.3	-8.972688	0.0000
C(3)	1.576405	0.036536	43.14687	0.0000
C(4)	0.736379	0.096418	7.637342	0.0000
C(5)	-9842536.	1085712.	-9.065509	0.0000

R-squared	0.972182	Mean dependent var	7520349.
Adjusted R-squared	0.971058	S.D. dependent var	3051222.
S.E. of regression	519085.9	Akaike info criterion	29.20441
Sum squared resid	2.67E+13	Schwarz criterion	29.33154
Log likelihood	-1513.629	Durbin-Watson stat	1.698745

Das Jahr 2005

Vom Jahr 2005 standen zum Zeitpunkt der Verfassung dieses Forschungsprojektes nur die ersten neun Monate zur Verfügung, weshalb auch nur eine schlechtere Schätzqualität möglich war. Davon abgesehen fügen sich die Ergebnisse jedoch sehr gut in die bisher gemachten Beobachtungen ein. Wiederum geben eine Abbildung und eine Tabelle die Ergebnisse wieder.

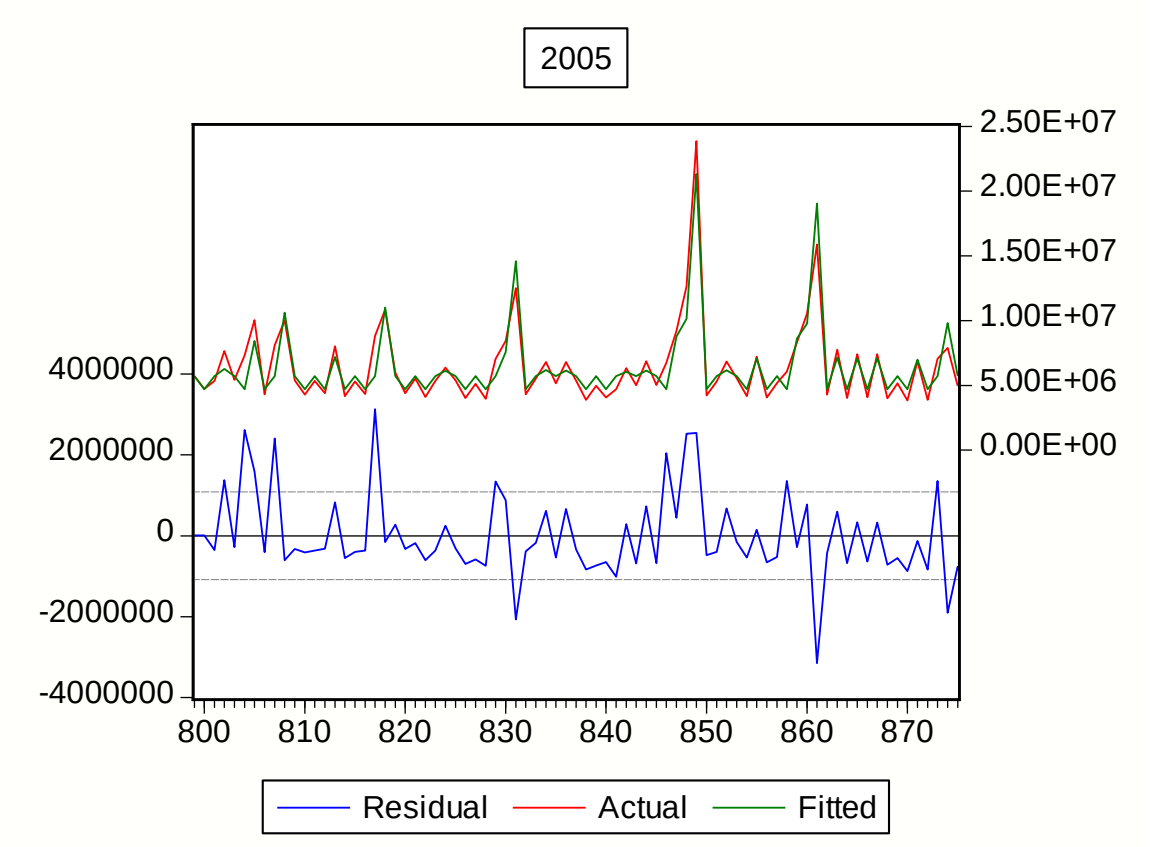


Abbildung 3.14: Jahresschätzung 2005

Tabelle 3.10: Ergebnis 2005

Sample: 799 875
Included observations: 77
TP=C(1)+C(2)*MW+C(3)*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+C(4)*DJP(-1)*SX(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5704680.	186541.4	30.58131	0.0000
C(2)	-994236.6	247825.5	-4.011842	0.0001
C(3)	0.770996	0.105625	7.299374	0.0000
C(4)	1.661245	0.160808	10.33060	0.0000

R-squared	0.880431	Mean dependent var	6455725.
Adjusted R-squared	0.875517	S.D. dependent var	3065259.
S.E. of regression	1081489.	Akaike info criterion	30.67613
Sum squared resid	8.54E+13	Schwarz criterion	30.79788
Log likelihood	-1177.031	Durbin-Watson stat	2.021649

Mit diesem Jahr ist die jährliche Betrachtungsweise abgeschlossen. Es kann damit zum Vergleich der Jahre fortgeschritten werden.

Vergleich der Jahresschätzungen

Es ist sinnvoll zunächst die geschätzten Gleichungen nochmals zusammenzustellen. Für die Jahre 2000 und 2004 lagen dabei jeweils zwei Gleichungen (ohne und mit Preiseffekt) vor. Tabelle 3.11 leistet das.

Im Folgenden soll nun die Entwicklung der einzelnen Parameter im Jahresverlauf im Detail interpretiert werden um damit ein **Bild der langsamen Dynamik des Prozesses** nachzeichnen zu können.

Tabelle 3.11: Vergleich der Jahresschätzungen

1997
TP=11253674.67+2951062.116*DUM97A-4149800.573*MW+2.068250375*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.6902386666*DJP0(-1)*SX(-1)+1.161351755*TJP(-1)*SX(-1)

1998
TP=9937443.244-3021766.657*MW+2.241604522*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.7624636115*DJP(-1)*SX(-1)+0.6307412033*TJP(-1)*SX(-1)

1999
TP=9221266.718-2602619.961*MW+2.400967646*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+1.083015059*DJP(-1)*SX(-1)+1.506486644*TJP(-1)*SX(-1)

2000
Gleichung 1
TP=8284332.574-1624684.203*MW+1.953456088*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+1.59544735*DJP(-1)*SX(-1)

Gleichung 2
TP=16106718-1768218.045*MW+2.066281713*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.7299970691*DJP(-1)*SX(-1)+2.136818979*TJP(-1)*SX(-1)-11936646.4*PREIS

2001
TP=7629433.825-1729237.431*MW+1.799593073*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.2528704738*DJP(-1)*SX(-1)+0.5624694588*TJP(-1)*SX(-1)

2002
TP=6711429.609-1258704.998*MW+1.632649822*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.7572270217*TJP(-1)*SX(-1)

2003
TP=6309833.437-1027851.589*MW+1.720210187*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.7227189206*TJP(-1)*SX(-1)

2004
Gleichung 1
TP=5875794.819-942364.5851*MW+1.579889595*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.8223674222*TJP(-1)*SX(-1)

Gleichung 2
TP=13911855.18-917055.9672*MW+1.576405356*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+0.7363788792*TJP(-1)*SX(-1)-9842536.318*PREIS

2005
TP=5704679.811-994236.5997*MW+0.7709962323*JP(-1)*SX(-JPDT)*NRSX(-JPDT)+1.66124537*DJP(-1)*SX(-1)

Die Entwicklung des **konstanten Kundenstocks** scheint seit 1997 kontinuierlich zu schwinden. Wie die Grafik zeigt, könnte man sich dabei jedoch einem unteren, nicht mehr weiter unterschrittenen Niveau von etwa 5 Millionen Tipps nähern.

Tabelle 3.12: Fester Kundenstock (Tipps):

1997	11.253.675	
1998	9.937.443	
1999	9.221.267	
2000	8.284.333	Gleichung 1
2001	7.629.434	
2002	6.711.430	
2003	6.309.833	
2004	5.875.794	Gleichung 1
2005	5.704.680	

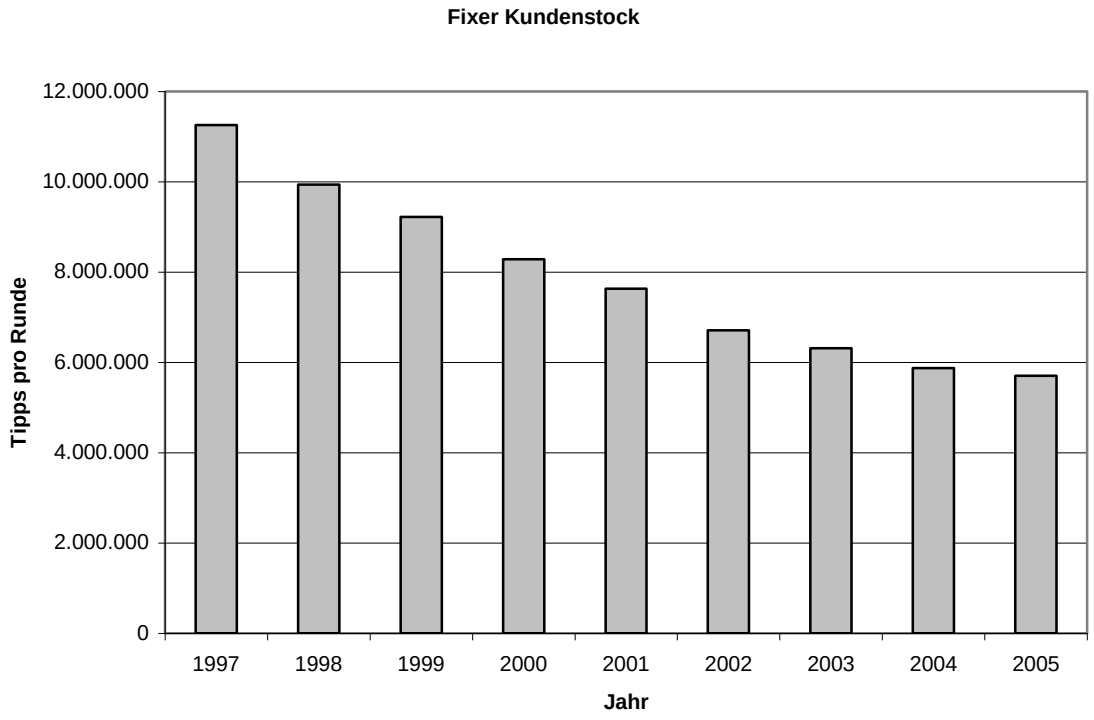


Abbildung 3.15: Fester Kundenstock

Eine sehr interessante Entwicklung zeigt sich auch bei der Betrachtung des **Einflusses der Jackpots**. Während der Einfluss des Einfach-Jackpots ebenfalls kontinuierlich sinkt, wird diese Gefahr für die Nachfrage durch eine gewisse Kompensation durch den Einfluss von Mehrfachjackpots gedämpft.

Tabelle 3.13: Einfluss des Jackpots

Einfluss des letzten beobachteten Jackpots, der Doppel-, Tripel- und Vierfachjackpots :

	Letzter Jackpot	Doppeljackpot	Tripeljackpot	Gesamter Einfluss
1997	2,0683	0,6902	1,1614	6,9329
1998	2,2416	0,7625	0,6307	5,6587
1999	2,4010	1,0830	1,5065	9,0865
2000	1,9534	1,5954		5,1442
2001	1,7996	0,.2528	0,5624	3,9924
2002	1,6326		0,7572	3,9042
2003	1,7202		0,7227	3,8883
2004	1,5799		0,8223	4,0468
2005	0,7710	1,6612		4,0934

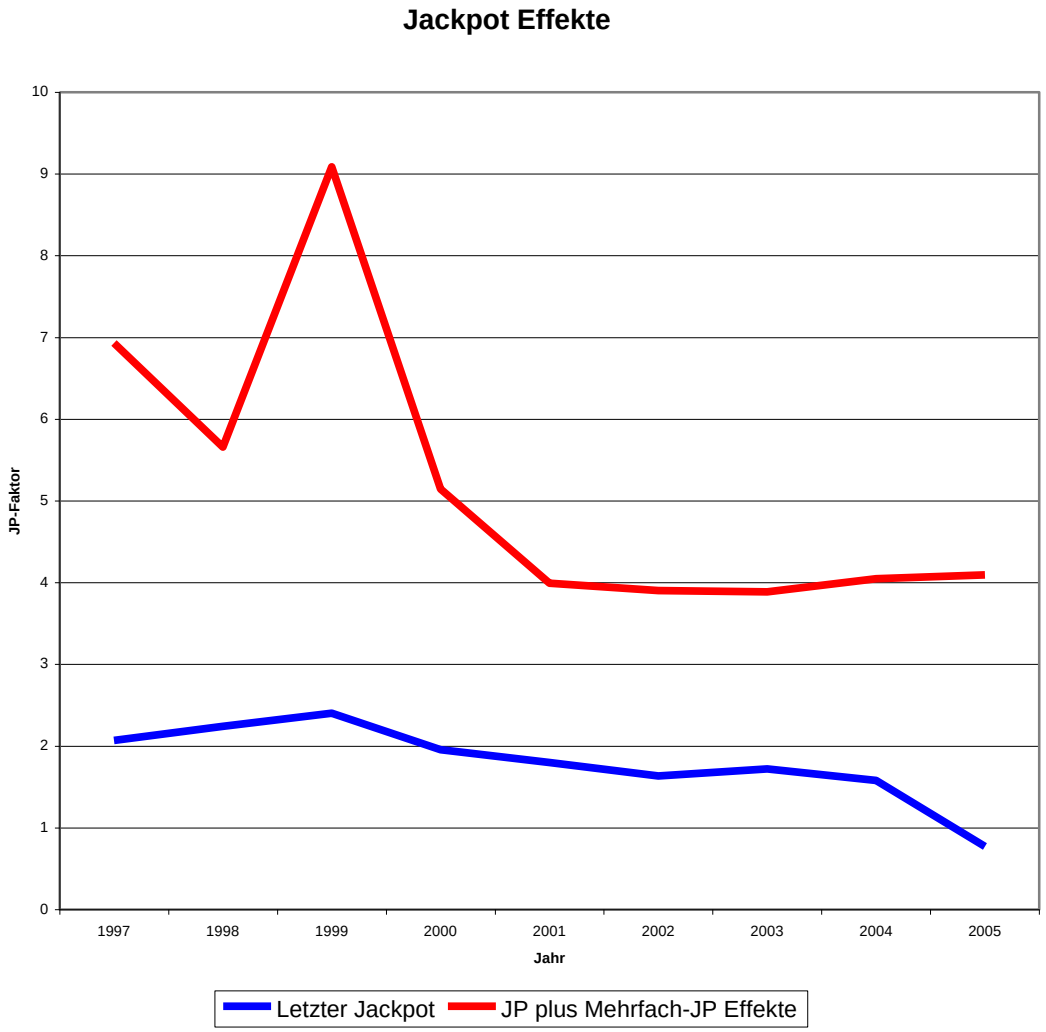


Abbildung 3.16: Jackpot Effekte

Auch in diesem Fall ist aber bemerkenswert, dass der Verfall des Gesamteinflusses von Jackpots seinen unteren Level erreicht zu haben scheint. Der Gesamteinfluss in Tabelle 3.13 wurde dabei als gewichtete Summe aller Koeffizienten aller Mehrfachjackpots (z.B. Triplejackpot-Koeffizient hat Gewicht 3) definiert.

Die Möglichkeiten der **Nachfragestimulierung durch Jackpots** scheinen demgemäß weitgehend **ausgereizt** zu sein.

Ein recht ähnliches Bild zeigt die Entwicklung des **Abfalls der Mittwochrunde**. War der Unterschied zwischen Sonntag und Mittwoch 1997 noch recht beachtlich so scheint er sich nunmehr auf etwa 1 Million Tipps zu stabilisieren.

Tabelle 3.14: Abfall der Mittwoch Runde

(Anzahl der Tipps pro Runde, die am Mittwoch weniger als am Sonntag abgegeben werden)

1997	4.149.801
1998	3.021.767
1999	2.602.620
2000	1.624.684
2001	1.729.237
2002	1.258.705
2003	1.027.852
2004	942.365
2005	994.237

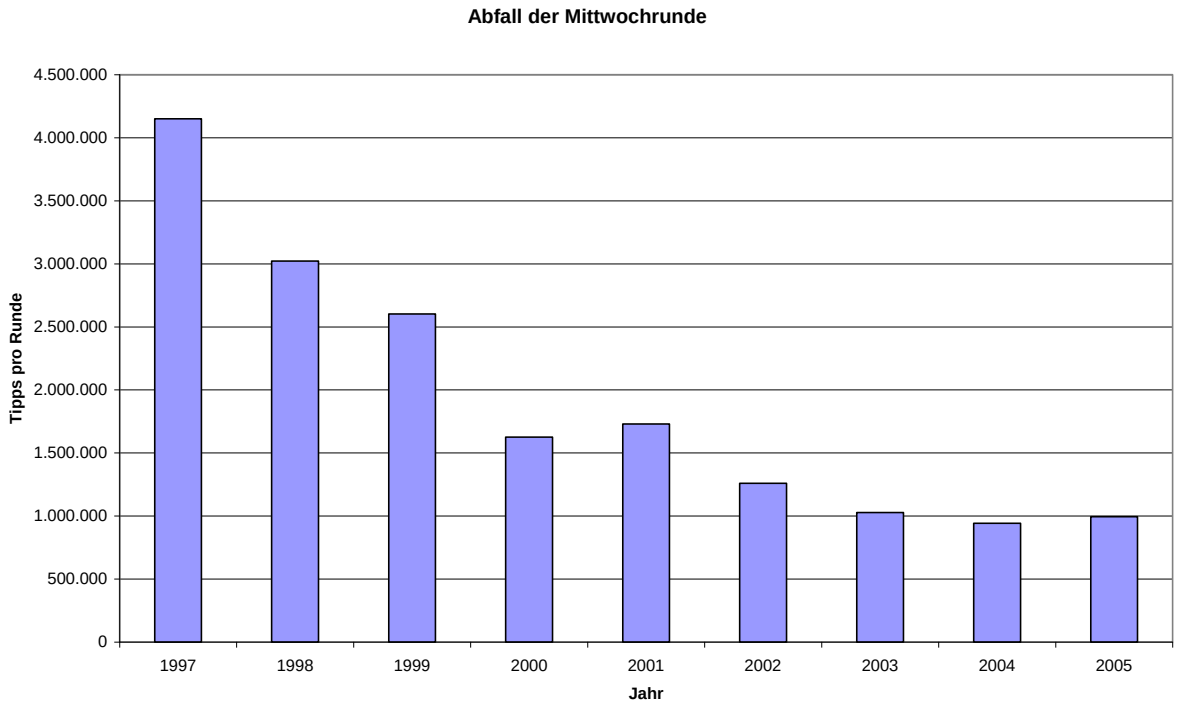


Abbildung 3.17: Differenz der Mittwochrunde

Zuletzt seien hier nochmals die beiden beobachteten **Preiseffekte** zusammengefasst. Wie schon erwähnt ist hier mittelfristig eine Zunahme der Preiselastizität zu beobachten gewesen.

Tabelle 3.15: Preiseffekte

	Menge	Preis	Menge	Preis	Elastizität
2000	9803380	58			
	8012890	73			-0,7062
2004			8539755	75	
			7555501	85	-0,8644

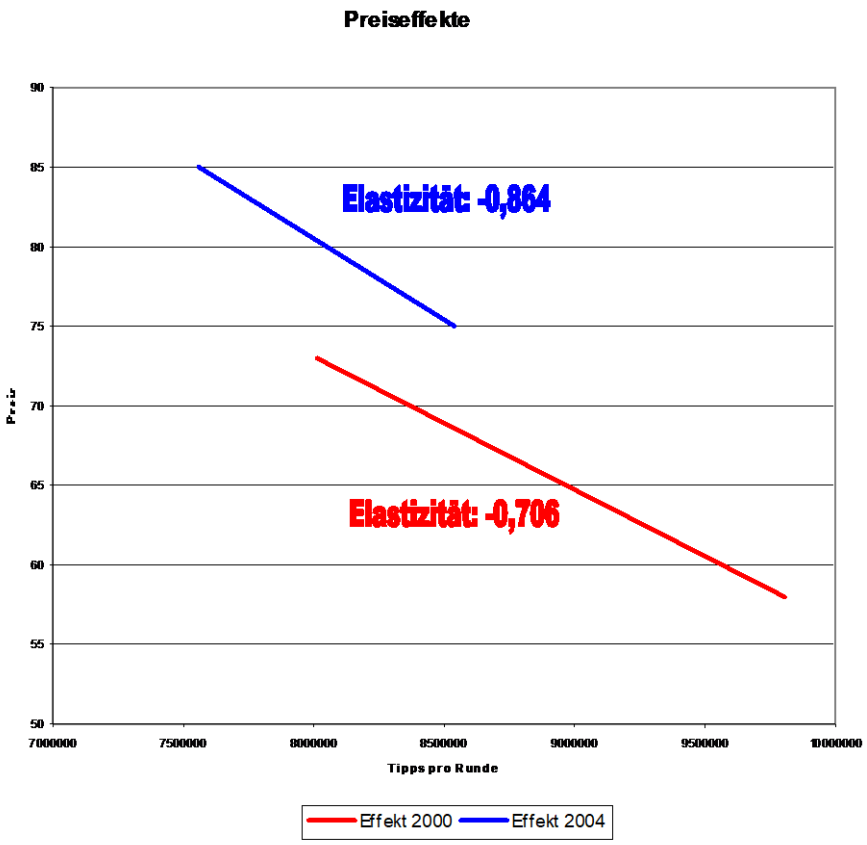


Abbildung 3.18: Preiseffekte

Damit ist die Analyse auf Rundenbasis abgeschlossen. Wie sich zeigt ist hier eine sehr reiche Dynamik mit unterschiedlichen Geschwindigkeiten zu beobachten. Während die Spieler selbst Runde für Runde eher rasch – alle 3 oder 4 Tage – entscheiden müssen, unterliegen die Parameter des Modells nach dem sie vorgehen einer etwas langsameren (hier als jährlich abgebildeten) Dynamik.

Bei allen Vorbehalten gegenüber der großen Anzahl expliziter und impliziter Annahmen, die zu dieser Analyse getroffen werden mussten, kann doch festgehalten werden, dass sie das beobachtete Tippverhalten erstaunlich gut abbilden kann.

3.3. Der Einfluss von Internet-Lotto

Lottoausgaben und Einkommen

Eine wichtige, bis jetzt noch nicht eingebrachte mittelfristige Einflussgröße für Lottoausgaben ist das Einkommen der Lottospieler. Es ist nicht nur schwierig hier eine brauchbare Kenngröße mit genügend hoher Berichtsfrequenz zu finden, es ist auch die Entwicklung von Einkommensgrößen selbst, die der ökonomischen Intuition zuwiderlaufen zu scheint.

Wie Abbildung 3.19 zeigt stehen recht kontinuierlich wachsende Konsumausgaben der Haushalte einer Zeitreihe von bestenfalls stagnierenden Lottoausgaben gegenüber. Bei direkter Verknüpfung ist deshalb Einkommen mit Lottoausgaben jedenfalls negativ verknüpft. Das wäre zwar in dem Sinne noch interpretierbar wenn plötzliche Einkommenseinbrüche etwa zu verzweifelter Glückssuche mittels Lottospielen führte – doch diese Metapher passt überhaupt nicht zu den beobachteten stetigen Entwicklungen.

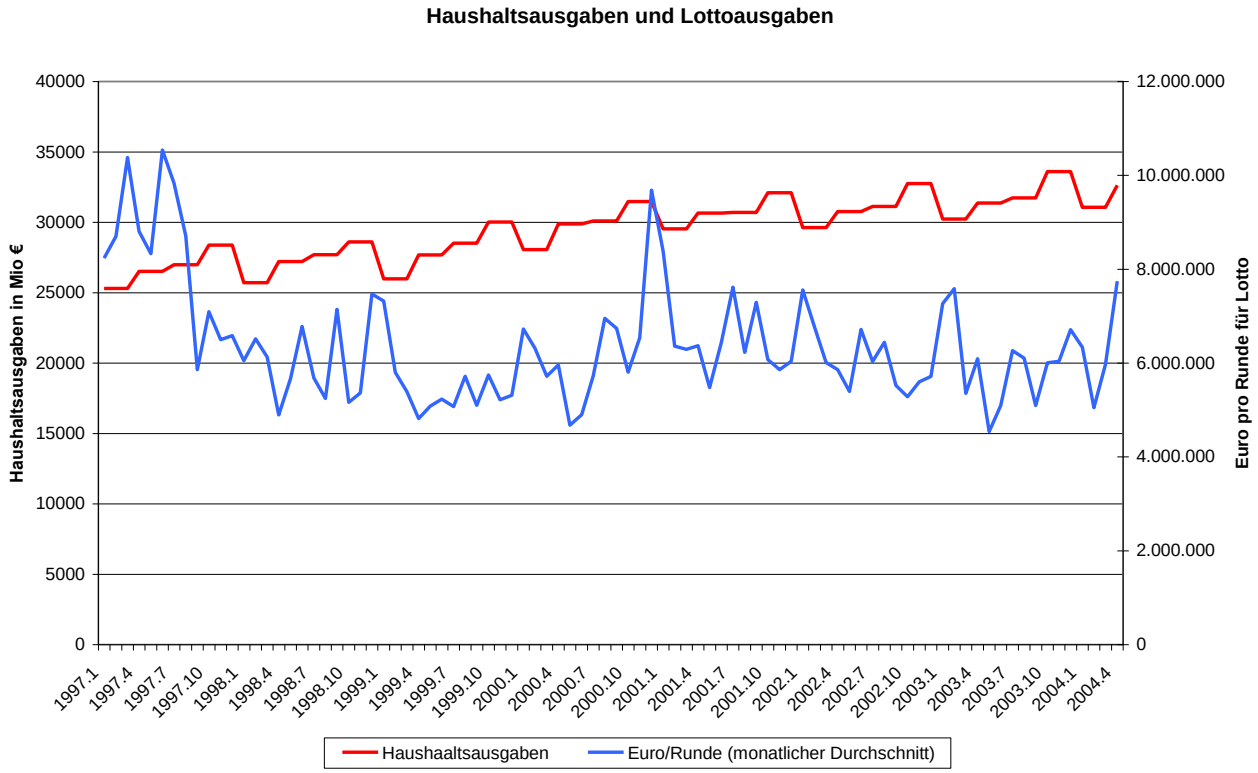


Abbildung 3.19: Haushaltsausgaben und Lottoausgaben

Ein möglicher Weg zur Beseitigung dieses Dilemmas besteht darin die abnehmende Attraktivität des Lottospiels – alles nicht mehr Neue verliert stetig an Aufmerksamkeit – zur Kenntnis zur nehmen und in die Schätzgleichung einzubauen.

Hierbei wurden zwei Arten von Trend erprobt, ein linearer und ein nicht-linearer, progressiv sich verschärfender Trend. Als zusätzliche **technische Schwierigkeit** musste auch beachtet werden, dass sämtliche Daten nun von Rundendaten auf **Monatsdaten** umgerechnet werden mussten. Als beste verfügbare Zeitreihe stellte sich der vom österreichischen statistischen Zentralamt herausgegebene **durchschnittliche Netto-Lohn** der Unselbstständigen heraus.

Mit diesen Vorgaben wurde der mittelfristige Zusammenhang zwischen Einkommen und Lottoausgaben wie folgt geschätzt.

Linearer Trend

Für linearen Abwärtstrend der Lottoausgaben zeigen Abbildung 3.20 und Tabelle 3.16 die Ergebnisse. Folgende Gleichung wurde geschätzt:

TPE=0.3362790414*__JPS__+3994.514047*__WN__-20451.40412*@TREND(1997M08)

Hierbei sind **TPE** die monatlichen Ausgaben für Lotto, **JPS** ist die Summe der in diesem Monat ausgespielten Jackpots und **WN** ist das Lohnniveau in diesem Monat. Der Trendterm besagt, dass monatlich (beginnend mit dem 8.Monat des Jahres 1997, dem Beginn der Schätzperiode) um 20451 Euro weniger für Lotto ausgegeben werden. Mit dieser Spezifikation zeigt sich ein positiver Zusammenhang zwischen Einkommen und Lottoausgaben.

Auch wenn der Erklärungswert der Gleichung nicht allzu hoch ist (R^2 ist 0,79) so sind die t-Werte der Parameter doch gut gesichert.

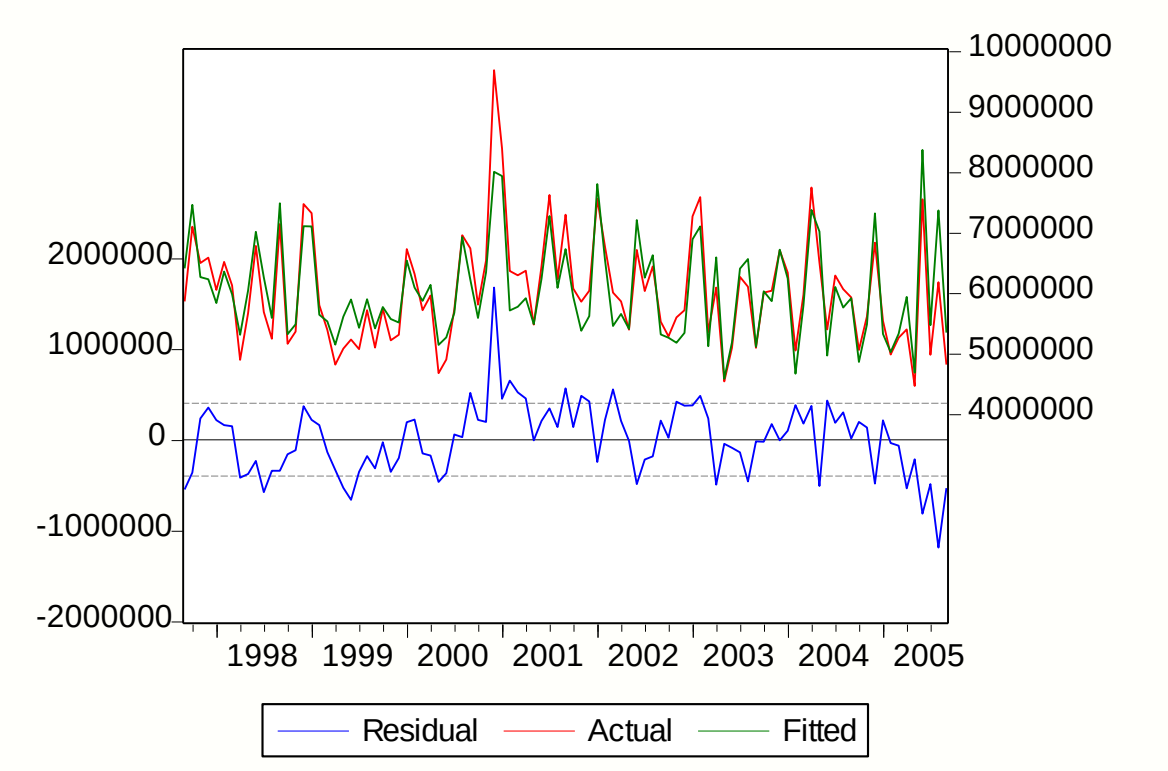


Abbildung 3.20: Einkommen und Lottoausgaben (linearer Trend)

Tabelle 3.16: Einkommen und Lottoausgaben(linearer Trend)

Sample (adjusted): 1997M09 2005M09
Included observations: 97 after adjustments
TPE=C(1)*JPS+C(2)*WN+C(3)*@TREND(1997M08)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.336279	0.017067	19.70327	0.0000
C(2)	3994.514	71.20606	56.09795	0.0000
C(3)	-20451.40	1624.557	-12.58891	0.0000

R-squared	0.803413	Mean dependent var	6031551.
Adjusted R-squared	0.799230	S.D. dependent var	894867.2
S.E. of regression	400965.9	Akaike info criterion	28.67158
Sum squared resid	1.51E+13	Schwarz criterion	28.75121
Log likelihood	-1387.572	Durbin-Watson stat	0.970545

Nicht-linearer Trend

Gerade der steile Abstieg der Residuen gegen Ende der Schätzung (vgl. Abb. 3.20) legt aber die Vermutung nahe, dass ein nicht-linearer Trend für eine Prognose adäquater wäre. Es wurde daher die folgende Gleichung geschätzt:

TPE=0.3338039666***JPS**+3692.429672***WN**-16.82967674*(@TREND(1997M08))^2.551573998

Die Erklärung der Variablen ist wie oben, nur der Trendterm wird nun mit einem (ebenfalls geschätzten) Koeffizienten potenziert. Damit sehen nicht nur die Residuen in Abbildung 3.21 etwas besser aus, auch das R^2 erholt sich auf einen Wert von 0.84.

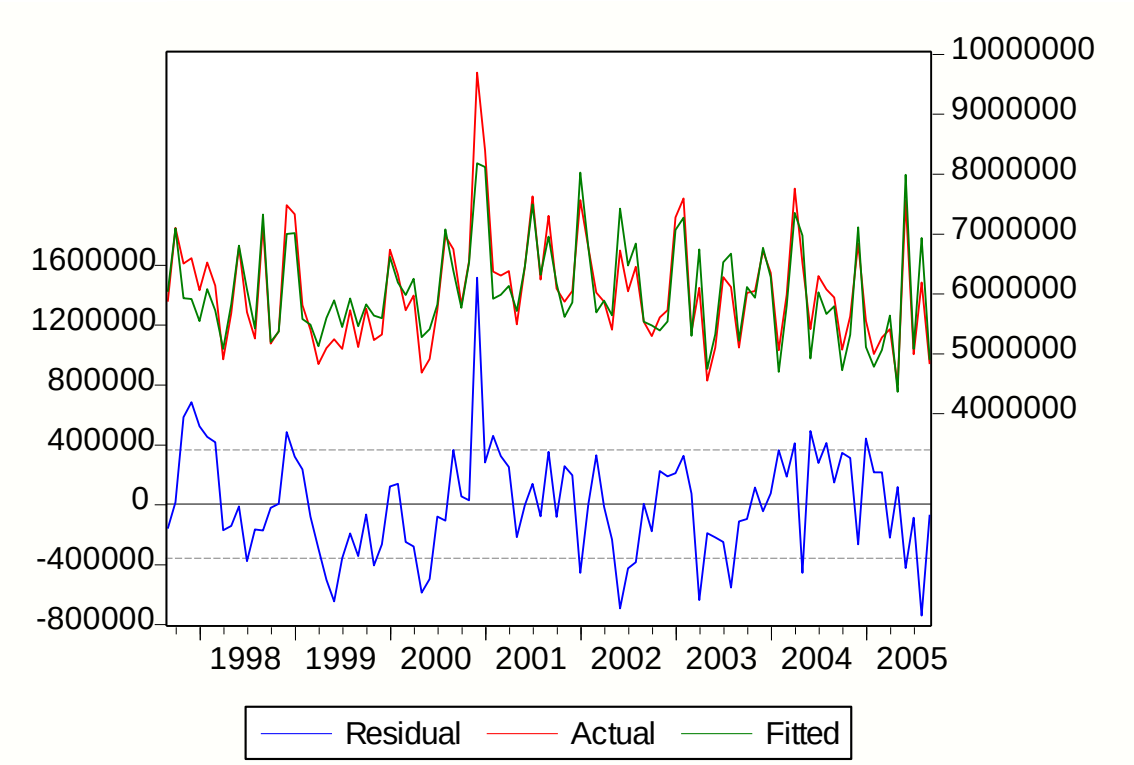


Abbildung 3.21: Einkommen und Lottoausgaben (nicht-linearer Trend)

Tabelle 3.17: Einkommen und Lottoausgaben (nicht-linearer Trend)

Sample (adjusted): 1997M09 2005M09
Included observations: 97 after adjustments
Convergence achieved after 210 iterations
TPE=C(1)*JPS+C(2)*WN-C(3)*(@TREND(1997M08))^C(4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.333804	0.015461	21.59014	0.0000
C(2)	3692.430	62.80870	58.78850	0.0000
C(3)	16.82968	30.18026	0.557638	0.5784
C(4)	2.551574	0.394404	6.469450	0.0000

R-squared	0.841483	Mean dependent var	6031551.
Adjusted R-squared	0.836370	S.D. dependent var	894867.2
S.E. of regression	361985.1	Akaike info criterion	28.47696
Sum squared resid	1.22E+13	Schwarz criterion	28.58313
Log likelihood	-1377.132	Durbin-Watson stat	1.185275

Mit dieser etwas besseren Schätzung des Zusammenhangs zwischen monatlichen Lottoausgaben und Einkommen können folgende grobe Abschätzungen getroffen werden:

Der Trend alleine würde momentan zu einer **monatlichen Einbusse von etwa 52000 €** führen, es wird das aber durch **zwei gegenläufige Entwicklungen** mehr oder weniger kompensiert.

- Zum einen führen monatliche Einkommenszuwächse im Moment zu etwa 18000 € zusätzlichen Lottoausgaben. Daraus kann eine **Einkommenselastizität der Lottoausgaben von etwa 1,17** errechnet werden; die Lottoausgaben reagieren also elastisch.
- Zum anderen induziert die **Summe der Jackpots**, die monatlich zwischen 4 Millionen und 7 Millionen € schwankt, etwa 33% dieser Summe an zusätzlichen Lottoausgaben. Dieser Koeffizient ist sowohl für linearen als auch für nicht-linearen Trend fast gleich groß.

Die Abhängigkeit der Lottoeinnahmen von hohen Jackpotsummen ist damit offensichtlich, andererseits sieht man an der Einkommenselastizität, dass die Lotterien an einem Wirtschaftsaufschwung überproportional partizipieren würden.

Internet-Lotto als Substitut

Um nun den Einfluss des Internet-Lottos abschätzen zu können werden dieselben Gleichungen für linearen und nicht-linearen Trend nun mit den Lottoausgaben bei den Annahmestellen (ohne Internet-Lotto Ausgaben: Variable **ILO**) geschätzt.

Linearer Trend

Für den linearen Trend zeigt der Residuenverlauf in Abbildung 3.22, dass damit die Situation nur schlecht beschrieben werden kann. Die geschätzte Gleichung war

(**TPE**-**ILO**)=0.3372379135*__JPS__+5108.86278*__WN__-86924.93705*@TREND(1997M08)

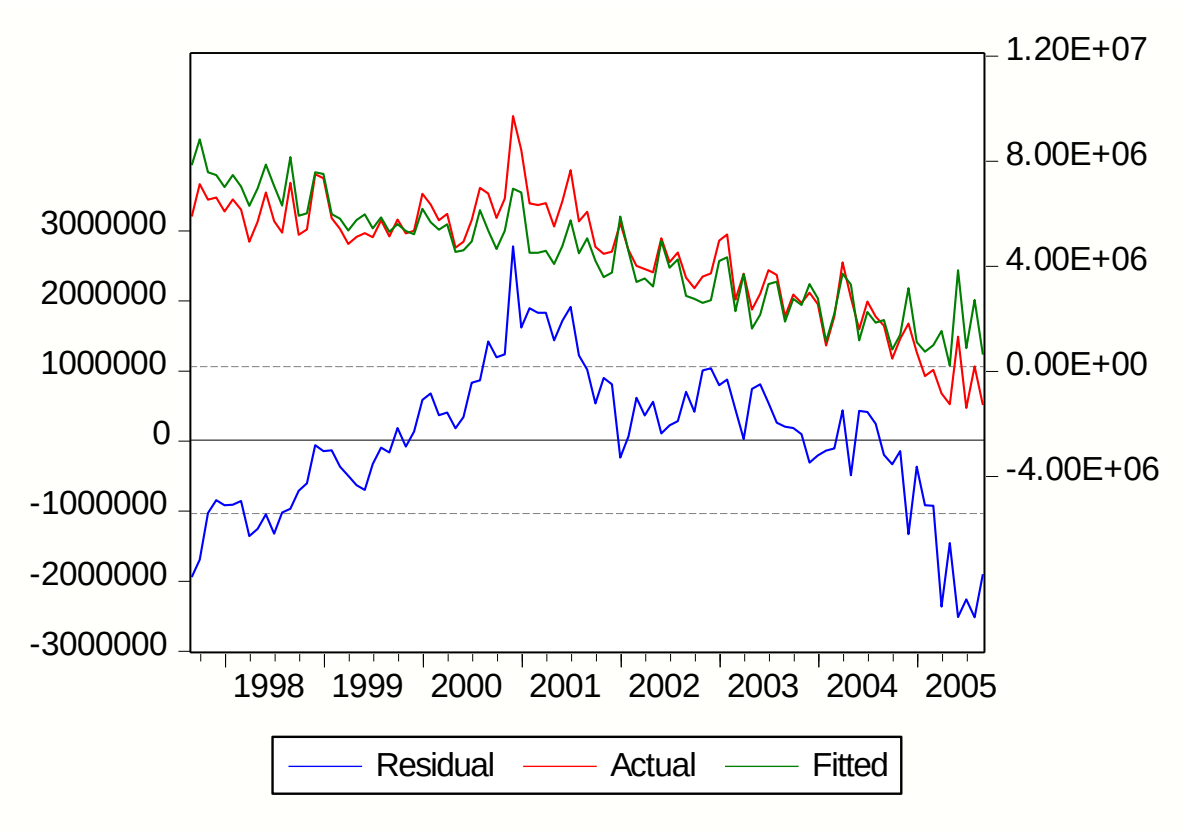


Abbildung 3.22: Ohne Internet-Lotto (linearer Trend)

Tabelle 3.18: Ohne Internet-Lotto (linearer Trend)

Dependent Variable: TPE-ILO
Method: Least Squares
Date: 11/02/05 Time: 17:52
Sample (adjusted): 1997M09 2005M09
Included observations: 97 after adjustments
(TPE-ILO)=C(1)*JPS+C(2)*WN+C(3)*@TREND(1997M08)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.337238	0.044682	7.547593	0.0000
C(2)	5108.863	186.4161	27.40570	0.0000
C(3)	-86924.94	4253.059	-20.43821	0.0000

R-squared	0.794858	Mean dependent var	4348370.
Adjusted R-squared	0.790493	S.D. dependent var	2293375.
S.E. of regression	1049721.	Akaike info criterion	30.59639
Sum squared resid	1.04E+14	Schwarz criterion	30.67602
Log likelihood	-1480.925	Durbin-Watson stat	0.202724

Trotz nur mäßigem R^2 sind die Parameter gut gesichert. Was auffällt ist, dass der Koeffizient der Jackpotsumme fast unverändert bleibt, es wird aber ein (im Vergleich zur Schätzung inklusive Internet-Lotto) verstärkter Trendabsturz durch verstärkte positive Reaktion auf Einkommen kompensiert.

Nicht-linearer Trend

Für den nicht-linearen Trend ergibt sich im Prinzip genau die gleiche ökonomische Interpretation. Der große Unterschied betrifft jedoch die Qualität der ökonometrischen Schätzung. Hier kann tatsächlich wieder ein R2 von 0,94 erzielt werden und auch der Residuenverlauf sieht wesentlich mehr nach weißem Rauschen aus. Die t-Werte sind ebenfalls ausgezeichnet.

Die geschätzte Gleichung lautet

(**TPE**-**ILO**)=0.332823084*__JPS__-73.24893258*(@TREND(1997M08))^2.551574+3849.096573*__WN__

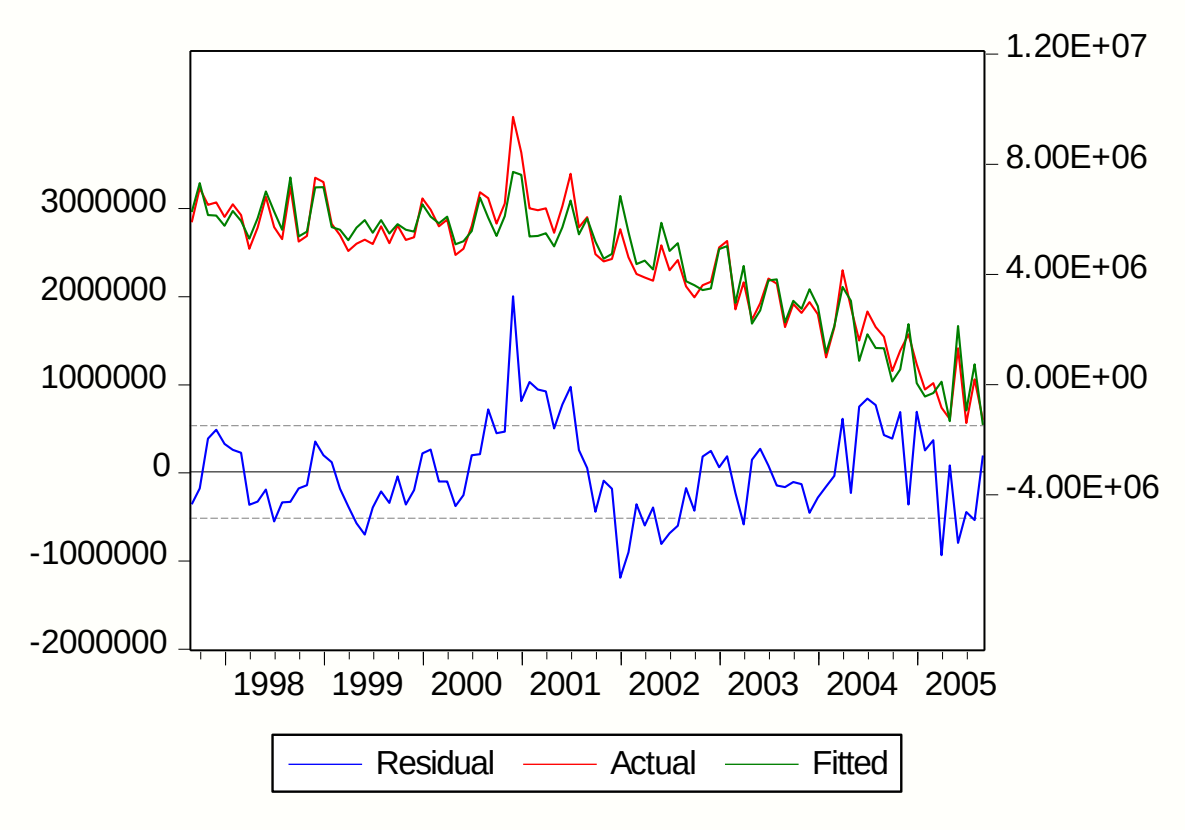


Abbildung 3.23: Ohne Internet-Lotto (nicht-linearer Trend)

Tabelle 3.19: Ohne Internet-Lotto (nicht-linearer Trend)

Dependent Variable: TPE-ILO
Method: Least Squares
Date: 11/02/05 Time: 18:53
Sample (adjusted): 1997M09 2005M09
Included observations: 97 after adjustments
(TPE-ILO)=C(1)*JPS-C(3)*(@TREND(1997M08))^2.551574+C(2)*WN

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.332823	0.022125	15.04291	0.0000
C(3)	73.24893	1.653394	44.30216	0.0000
C(2)	3849.097	77.85423	49.43979	0.0000

R-squared	0.948959	Mean dependent var	4348370.
Adjusted R-squared	0.947873	S.D. dependent var	2293375.
S.E. of regression	523608.7	Akaike info criterion	29.20532
Sum squared resid	2.58E+13	Schwarz criterion	29.28495
Log likelihood	-1413.458	Durbin-Watson stat	0.782233

Auf der Grundlage dieser doch recht eindeutigen Überlegenheit des nicht-linearen Trends wurde die Gleichung mit linearem Trend nicht weiter verwendet.

Stattdessen wurde nun die gut passende Form aus Tabelle 3.19 verwendet um die Parameter für die gesamten Lottoausgaben mit den Zeitreihen vor Einführung des Internet-Lottos zu schätzen. Das sollte in der Folge dazu dienen mit dieser Gleichung eine hypothetische Entwicklung der Lottonachfrage ohne Dazwischenkunft des Internet-Lottos zu prognostizieren.

Die Gleichung lautete

TPE=0.4244176095*__JPS__+3486.627874*__WN__-19.06241741*(@TREND(1997M08))^2.551574

Schätzergebnisse zeigt Tabelle 3.20.

Tabelle 3.20: Lottoausgaben vor Einführung des Internet-Lottos

Dependent Variable: TPE
Method: Least Squares
Date: 11/02/05 Time: 19:57
Sample: 1997M09 2001M08
Included observations: 48
TPE=C(1)*JPS+C(2)*WN-C(3)*(@TREND(1997M08))^2.551574

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.424418	0.024011	17.67621	0.0000
C(2)	3486.628	70.89148	49.18261	0.0000
C(3)	19.06242	9.144821	2.084504	0.0428

R-squared	0.880952	Mean dependent var	6100465.
Adjusted R-squared	0.875661	S.D. dependent var	977764.6
S.E. of regression	344777.1	Akaike info criterion	28.39965
Sum squared resid	5.35E+12	Schwarz criterion	28.51660
Log likelihood	-678.5915	Durbin-Watson stat	1.307254

Aufschluss über die Wirkung des Internet-Lottos gibt schließlich Abbildung 3.24.

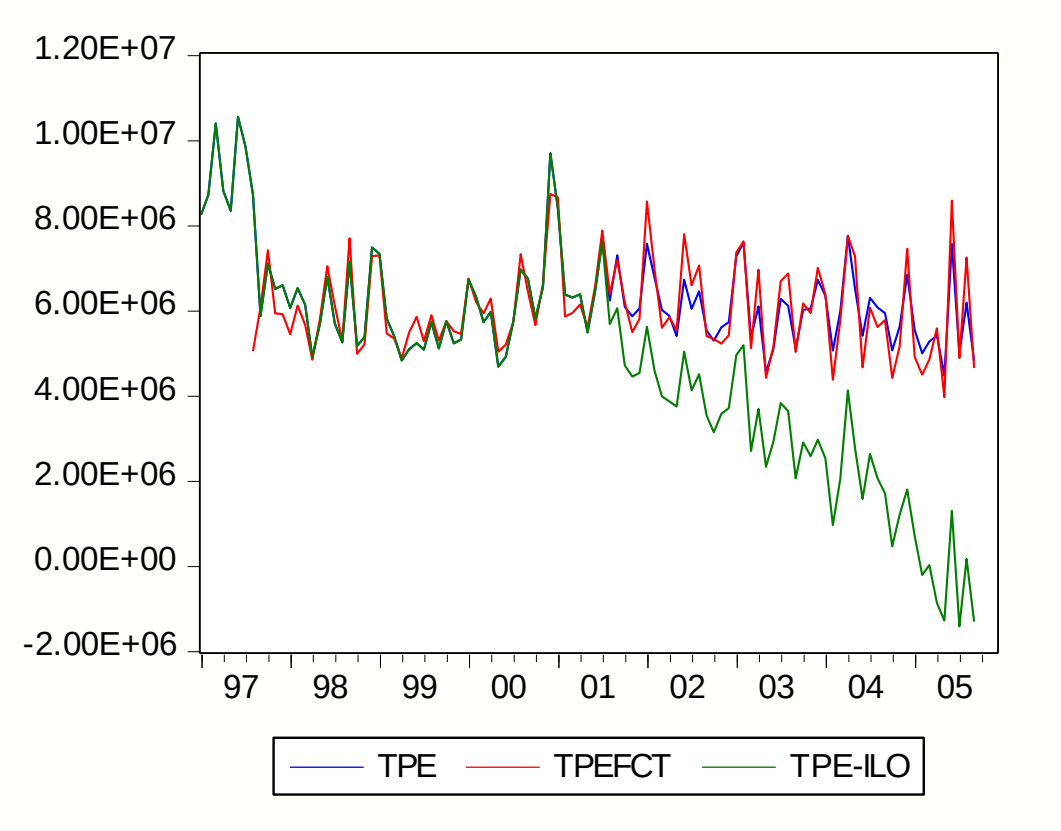


Abbildung 3.24: Internet-Lotto als Substitut

In dieser Abbildung ist die TPE die tatsächlich beobachtete Ausgabensumme für Lotto. Die nahe daran verlaufende rote Kurve TPEFCT ist die Prognose mittels der mit Zeiten vor der Einführung des Internet geschätzten Gleichung. Durch **Einführung des Internet-Lottos** hat demnach **kaum zusätzliche Expansion** stattgefunden – es wurde in erster Linie die Form der Abgabe des Tipps geändert. Die grüne Kurve TPE-ILO zeigt an wie viel seit Einführung des Internet-Lottos an Abgabe bei den Annahmestellen verbleibt. Es ist offensichtlich, dass dieser Trend sich noch fortsetzen wird.

Ein Hinweis darauf, dass **die neue Abgabeform aber doch einen stärkeren Absturz der Nachfrage verhindert hat** gibt der Koeffizient vor der Jackpotsumme. Hier ist ein deutlicher Abfall gegenüber der Zeit vor September 2001 zu sehen; dieser Ausfall konnte durch die Einführung der neuen Abgabeform offensichtlich gemildert werden.

Die Strategie **Lotto über das Internet** anzubieten ist daher nicht nur **unumkehrbar**, sie hat auch durchaus einige Impulse gebracht. Dennoch ist sie als **defensive Unternehmensstrategie** zu betrachten, die in erster Linie dazu verhalf bestehende Kunden zu erhalten. Durch Anpassung der

Abgabeformen an moderne Lebensumstände kann die stete Suche nach neuen, Aufmerksamkeit erweckenden Spielen und Spielelementen nicht ersetzt werden.

3.4. Der Einfluss des Euro-Millionen Spiels

Letztlich bietet es sich an auch noch den Einfluss eines weiteren neuen Einflussfaktors, des Euro-Millionen Spiels in ähnlicher Weise kurz zu beleuchten.

Timing und rasantes Wachstum der beiden Einflüsse werden in Abbildung 3.25 wiedergegeben. Lottoausgaben sind hier durchschnittliche Rundenausgaben eines Monats, die anderen beiden Reihen sind monatliche Gesamtausgaben in Österreich.

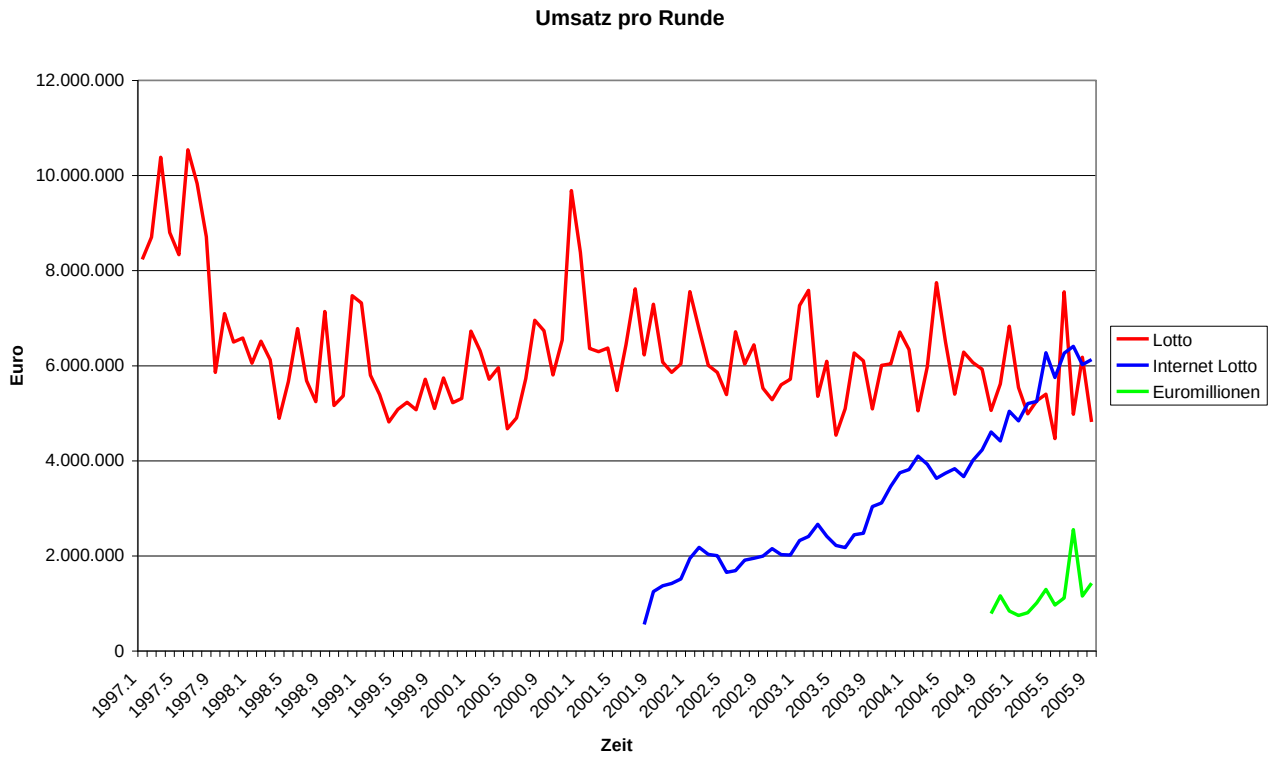


Abbildung 3.25: Herausforderungen der Lotto-Nachfrage

Wie schon die Graphik zeigt, ist der Beobachtungszeitraum für den Einfluss des seit knapp einem Jahr gespielten Wochenspiels (jeden Freitag) Euromillionen extrem kurz. Der doch beträchtlich höhere Preis eines Tipps, die größere Dimension von Gewinnsumme und der Unwahrscheinlichkeit diese zu gewinnen könnten ein Hinweis darauf sein, dass es sich hier eher um ein neues Produkt als

um Konkurrenz zum bestehenden Lotto handelt. Trotzdem sei hier die entsprechende Schätzung kurz präsentiert:

(**TPE**-**ILO**)=0.3294944657*__JPS__-71.42335038*(@TREND(1997M08))^2.551574+3836.309662*__WN__-0.2068438561*__EMI__

Die schon bisher verwendeten Variablen behalten die in Kapitel 3.3 eingeführte Bedeutung, einzig neu hinzugekommen ist die Variable **EMI**, die Umsatz von „Euromillionen“ in Österreich beschreibt. In Abbildung 3.26 wird die Schätzung dargestellt. Sie unterscheidet sich klarerweise nur unwesentlich von der Graphik on neuen Term.

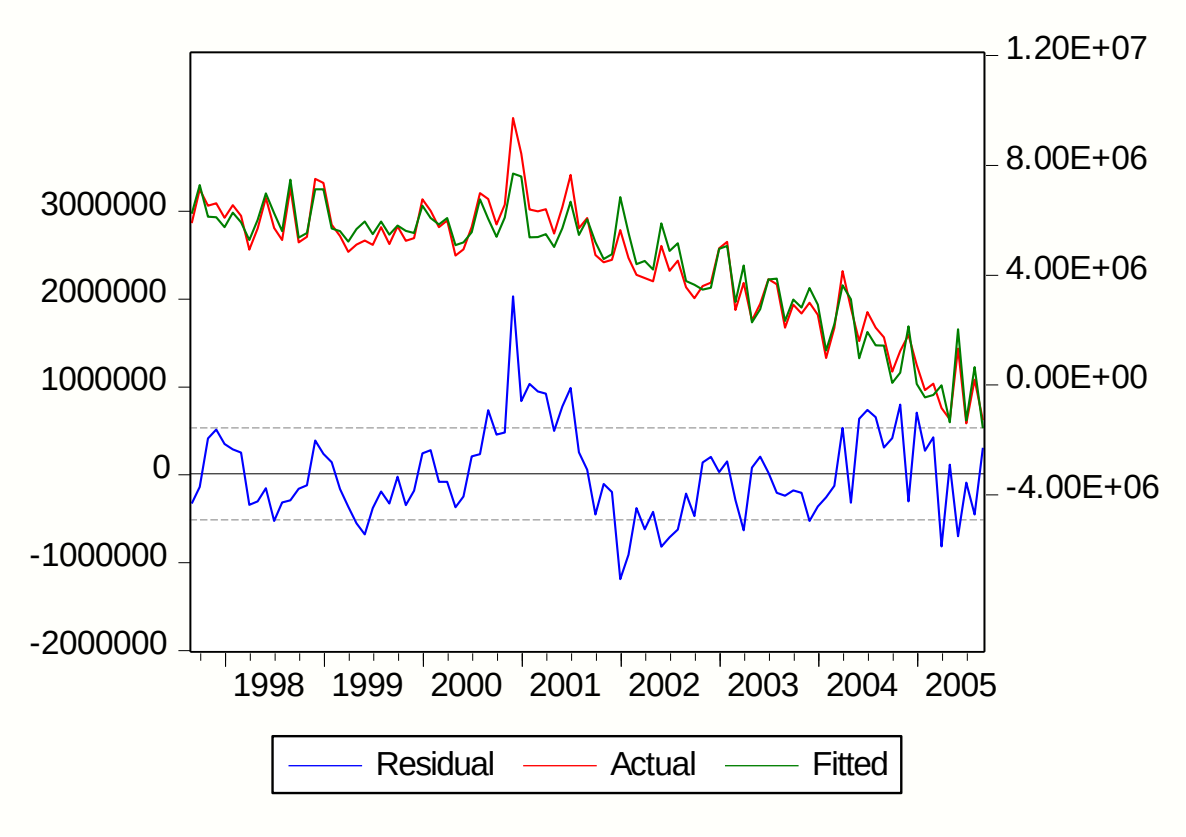


Abbildung 3.26: Einfluss der „Euromillionen“

Wie zu erwarten war zeigt die Teststatistik, dass der Koeffizient des „Euromillionen“ (noch) nicht signifikant ist. Es zeigt sich aber auch, dass wahrscheinlich ein negativer Koeffizient – also **eher ein Substitutionseffekt** – zu erwarten sein wird.

Tabelle 3.21: Euromillionen einbezogen

Sample (adjusted): 1997M09 2005M09
Included observations: 97 after adjustments
(TPE-ILO)=C(1)*JPS-C(3)*(@TREND(1997M08))^2.551574+C(2)*WN
+C(4)*EMI

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.329494	0.022279	14.78973	0.0000
C(3)	71.42335	2.294489	31.12822	0.0000
C(2)	3836.310	78.52284	48.85597	0.0000
C(4)	-0.206844	0.180576	-1.145469	0.2550

R-squared	0.949669	Mean dependent var	4348370.
Adjusted R-squared	0.948045	S.D. dependent var	2293375.
S.E. of regression	522741.6	Akaike info criterion	29.21192
Sum squared resid	2.54E+13	Schwarz criterion	29.31810
Log likelihood	-1412.778	Durbin-Watson stat	0.795740

In Bezug auf die Abschätzung des Einflusses anderer, nicht ganz unähnlicher Spiele muss festgehalten werden, dass dazu sowohl von Seiten des Datenmaterials, als auch aus konzeptioneller Sicht noch eine ganze Reihe von Vorarbeiten zu leisten sein wird um stabile Resultate ableiten zu können.

Schluss

Die in den einzelnen Teilen dieses Forschungsberichtes erarbeiteten Aussagen ergeben in der Einschätzung der wesentlichen Charakteristika des Glücksspiels Lotto in Österreich ein bemerkenswert einheitliches Bild. Obwohl mit leicht unterschiedlichen, methodischen Zugängen gearbeitet wurde, kommt doch recht klar zum Ausdruck, dass zum Beispiel die Preiselastizität der Nachfrage kleiner als Eins ist – also keine Monopolsituation im klassisch ökonomischen Sinne vorliegt. Andererseits haben die unterschiedlichen Herangehensweisen aber auch eine große Anzahl zusätzlicher Erkenntnisse, neue Lösungsvorschläge und neue Fragen aufgeworfen. Gerade auch darin sehen wir einen wichtigen Beitrag unserer Arbeit. Im Folgenden seien deshalb die Ergebnisse nochmals kurz zusammengefasst.

Überblick bekannter Modelle

Der erste Abschnitt 1.1. bietet einen Überblick über den Stand der wissenschaftlichen Diskussion. Die Ergebnisse und Modelle wichtiger internationaler Veröffentlichungen der letzten Jahre werden zusammengefasst und verglichen. Es lassen sich drei Arten von Modellen unterscheiden:

- Effective Price Modell – in diesem Modell dient der Erwartungswert bzw. Verkaufspreis minus Erwartungswert als Preisvariable
- Modell mit dem nominellen Preis (Verkaufspreis)
- Modell ohne Preisvariable – die Nachfrage wird durch die Höhe des Hauptpreises und der Jackpots bestimmt

Die verschiedenen Modelle erweisen sich als geeignet um die Nachfrage nach Lotteriebilletts zu beschreiben. Die Modelle mit Preisvariablen bieten weiters die Möglichkeit das Monopolverhalten der Lotteriebetreiber zu analysieren. Walker (1998) und Forrest, Simons und Chesters (2002) berechnen mittels des Effective Price Modells für Groß Britannien jeweils eine Preiselastizität nahe bei –1, was auf eine umsatzmaximierende Unternehmensstrategie hinweist, bei welcher die Monopolmacht nicht zur Gänze ausgenutzt wird. Beenstock & Haitovsky (2001) verwenden den Einsatz (Verkaufspreis) als Preisvariable, sie können zeigen, dass sich die israelischen Lotterieveranstalter wie benevolente Monopolisten verhalten. Mit derselben Methodik werden wir auch die Unternehmensstrategie der Österreichischen Lotterien AG analysieren.

Das Verhalten von Lottospielern

Im zweiten Abschnitt 1.2. wenden wir uns dem Verhalten und Präferenzen von Lottospielern zu.
Aus psychologischer Sicht ist bekannt, dass durch Wunschdenken und dem Anwenden von ungeeigneten Heuristiken die Gewinnwahrscheinlichkeiten des Spieles überschätzt werden. Bei Lottospielern kommen vor allem Fehleinschätzungen durch die "Gambler's Fallacy", dem "Sunk Cost Bias" und der "Illusion of Controll" zum Tragen. Erstere bedeutet in diesem Zusammenhang, dass die Unabhängigkeit der einzelnen Ziehungen in Frage gestellt wird. Die Gambler's Fallacy verleitet Lottospieler zu dem Trugschluss, dass bei häufiger Teilnahme die Gewinnchancen steigen. Der Sunk Cost Bias ist eng mit dem ersten Phänomen verknüpft. Die Spieler sind nach einer Serie von Verlusten dazu verleitet weiterzuspielen um die bis dahin entstandenen Kosten zu rechtfertigen. Die "Illusion of Controll" bezieht sich schließlich auf die Möglichkeit bei jedem Tipp die Zahlen selbst auszuwählen. Durch diese Möglichkeit kann die Illusion entstehen, man könne das Ergebnis durch "richtige" Zahlenauswahl beeinflussen; dass jede Zahlenkombination dieselbe Gewinnwahrscheinlichkeit hat, wird ignoriert. Nicht zuletzt ist Aberglaube in jeder Form beim Lotto allgegenwärtig.

Betrachtet man die Präferenzen von Glücksspielern so ist das von Lichtenstein und Slovic (1971) beobachtete "Preference Reversal Phenomenon" bemerkenswert. Die Teilnehmer eines Experiments mussten jeweils zwei verschiedenen Lotterien miteinander vergleichen. Die zweite Lotterien bot einen sehr großen Gewinn bei kleiner Gewinnwahrscheinlichkeit, die erste einen bescheidenen Gewinn mit großer Gewinnwahrscheinlichkeit. Beim direkten Vergleich zogen die meisten Teilnehmer die *erste* Lotterie der *zweiten* vor. Danach wurden die Personen gebeten für die Lotterien jeweils einen geeigneten Verkaufspreis (aus der Sicht des Verkäufers oder des Konsumenten) zu bestimmen.

Hier zeigte sich, dass die Mehrheit der Spieler der zweiten Lotterie (hoher Gewinn und geringere Chancen) einen größeren monetären Wert zuteilt als der ersten Lotterie. Die Teilnehmer würden also eine Lotterie mit kleinen Gewinnchancen aber großer Gewinnsumme zu einem höheren Preis kaufen (bzw. verkaufen), auch wenn sie die andere Lotterie im direkten Vergleich vorgezogen haben. Man kann dieses Ergebnis so interpretieren, dass bei Kaufentscheidung die Verlustwahrscheinlichkeit eine untergeordnete Rolle spielt, während die Gewinnsumme von maßgeblicher Bedeutung ist.

In dem Beitrag mit der Überschrift "Eigenschaften von Lotterien" wird ein theoretisches Beispiel von zwei Ländern mit unterschiedlicher Einwohnerzahl analysiert. Es seien in beiden Ländern die durchschnittlichen pro Kopf Einnahmen und die Gewinn-Wahrscheinlichkeit gleich, jedoch hat das Land A 100-mal so viele Einwohner wie das Land B (Land A 10 Millionen, Land B 100000 erwachsenen Einwohner). Sofern sowohl in A als auch in B die Wahrscheinlichkeit den ersten Rang zu gewinnen 1:100.000 ist, wird es durchschnittlich einhundert Gewinner in Land A und einen Gewinner in Land B geben; die durchschnittliche Auszahlung pro Gewinner ist in beiden Ländern gleich. Es werden einige Argumente angeführt, warum eine drastische Reduktion der Gewinnwahrscheinlichkeit in Land A (etwa auf 1 zu 10 Millionen – in diesem Fall gäbe es in Land A durchschnittlich nur einen Gewinner pro Ziehung) diese Lotterie attraktiver machen würde, als die von Land B. Wesentlich ist hier der bedeutend höhere Gewinnbetrag eines durchschnittlichen Hauptpreisgewinners im Land A, und die Tatsache, dass potentielle Spieler die verschwindend geringe Gewinnchance der Lotterie A nicht richtig interpretieren können.

Das Modell des effektiven Preises

In unserer Studie entscheiden wir uns für die Anwendung eines Effective Price Modells. Das Konzept des effektiven Preises wird daher im Abschnitt 3 ökonomisch interpretiert.

Zur Herleitung des effektiven Preises eines Lottotipps ist es sinnvoll, sich zu überlegen welche Kosten bei der Teilnahme an der Lotterie bezahlt werden (siehe auch Boss et al 1998). Es lassen sich drei Kostenkomponenten unterscheiden (im Folgenden wird auf die Aufteilung des Gewinnes in unterschiedliche Ränge verzichtet):

- Der Teil des Einsatzes den der Anbieter der Lotterie nicht als Spielgewinn ausschüttet ("Hausvorteil")
- Es gibt eine Wahrscheinlichkeit, dass kein Tipp mit der richtigen Zahlenkombination abgegeben wird ("Jackpotwahrscheinlichkeit"). Es besteht also die Gefahr, dass in der aktuellen Runde keine Gewinnausschüttung statt findet.
- Durch einen Jackpot (Rollover) aus der Vorrunde dagegen wird der Gewinnpool der laufenden Runde erhöht.

Vom Spieler aus betrachtet, lassen sich die Kosten demnach wie folgt zusammenfassen

$$q = Eh + \left(E(1-h) + \frac{R_{-1}}{T} \right) e^{-\pi T} - \frac{R_{-1}}{T}$$

Die Variable q bezeichnen wir als den "effektiven" Preis eines Lotterietickets. In der Formel steht E für den Einsatz (nomineller Preis) eines Tipps, h ist der Hausvorteil, T die Anzahl der abgegebenen Tipps, R der Jackpot aus der Vorrunde. Die Jackpotwahrscheinlichkeit wird mit $e^{-\pi T}$ berechnet.

Ian Walker (1998) und Cook und Clotefelter (1999) definieren den effektiven Preis als Differenz zwischen Einsatz und dem monetären Erwartungswert pro Tipp. Der monetäre Erwartungswert hängt vom Einsatz, den abgegebenen Tipps, dem Hausvorteil, dem Rollover aus der vergangenen Runde ($(1-h)p \cdot T + R_{-1}$ = Gewinnpool) und der Jackpot-Wahrscheinlichkeit ab. In Runden ohne Jackpot steigt der monetäre Erwartungswert mit der Anzahl der Tipps, da die Jackpotwahrscheinlichkeit verringert wird (positiver externen Effekt). Erhöht ein Jackpot aus der Vorrunde den aktuellen Gewinnpool, so ändert sich das Verhältnis von Erwartungswert und Anzahl der Tipps, da durch mehrere Spieler der Jackpot-Bonus ausgedünnt wird. Mit dem Konzept des monetären Erwartungswertes lässt sich der effektive Preis herleiten, es führt zu dem selben Ergebnis wie oben.

Das Konzept "effektiver Preis" bedeutet, dass der Spieler ein Lotterieticket nicht wie eine Finanzinvestition betrachtet, sondern sich am nichtmonetären Nutzen, welchen das Spiel stiftet, orientiert ("emotionaler Effekt").

Ökonometrische Schätzungen des Effective Price Modells

Für die ökonometrischen Schätzungen wird die Gleichung des effektiven Preises als Angebotsgleichung interpretiert und unabhängig davon wird eine Gleichung für die Nachfrage nach Tipps eingeführt. Die Parameter der Angebotsgleichung werden vom Anbieter der Lotterie kontrolliert, für eine gegebene Anzahl von Tipps T ist der Angebotspreis festgelegt.

Von Bernhard Böhm wurden verschiedene ökonometrische Ansätze zur Schätzung von Nachfragefunktionen unternommen (siehe Abschnitt 1.4.).

- In einem Modell wird die Nachfrage nach Tipps durch zwei Variable, dem effektiven Preis und die verzögerte Variable T_{t-1}, erklärt; gleichzeitig wird die Jackpot-Wahrscheinlichkeit als endogene Variable interpretiert. Die Ergebnisse zeigen, dass die Zahlenauswahl der Spieler nicht zufällig erfolgt. Allerdings führt die simultane Schätzung des Gleichungssystems zu keinem statistisch befriedigenden Ergebnis, der Versuch muss daher als gescheitert betrachtet werden.

- Weiters wird versucht die Nachfrage mittels Differenzenbildung $\log(T_t) - \log(T_{t-2})$ (berücksichtigt den Unterschied von Mittwoch und Samstagsrunden) zu erklären. Diese Differenz kann als Wochen-Wachstumsrate der Tippnachfrage interpretiert werden, sie folgt einem stochastischen Grundprozess (MA(2)). Die Ergebnisse der Schätzung zeigen einen "Ermüdungseffekt" (durch den negativen Trend des MA(2)), das Interesse des Publikums muss durch exogene Ereignisse, wie Jackpots, oder durch Werbung stimuliert werden. Der positive Effekt auf die Wochenwachstumsrate durch Jackpots und Doppeljackpots ist deutlich erkennbar. Weiters zeigt sich eine sehr geringe Preiselastizität der Wachstumsrate.

Typologie der Lottospieler

Zu sehr interessanten Ergebnissen kommt auch die Untersuchung der Mikrodaten einzelner Annahmestellen in Abschnitt 1.5. Hierbei ist stets zu beachten, dass es sich in diesem fall um eine enorme Menge an zur Verfügung stehenden Daten handelt, was nicht nur die Wahl dessen was untersucht werden soll notwendig arbiträrer erscheinen lässt, sondern auch das Datenhandling zwingt auf automatisierte Verarbeitungsmethoden umzusteigen.

Es sind die erzielten Ergebnisse deshalb nicht nur interessant, ja geradezu überraschend; sie zeigen auch, dass gerade bei dieser Art von Analysen – Typologisierung anhand von Mikrodaten – besonders viel zusätzliches Wissen über die Lottospieler zutage gefördert werden kann.

Hauptergebnis unserer Untersuchung ist zweifellos der überraschend hohe Anteil an so genannten „Zahlengläubigen“, also Spielern, die stets die gleichen Zahlen tippen. Er beträgt etwa 40 Prozent! Andere Ergebnisse der Untersuchung können eher als statistische Bestätigung plausibler Vorurteile über das Spielverhalten interpretiert werden. Es ist jedoch bemerkenswert, dass diese Ergebnisse - zum Beispiel bezüglich eines festen Kundenstocks, der Mittwochrunde, des Jackpoteffekts - obwohl sie mit einem völlig anderen Datensatz und mit anderen Methoden generiert wurden, mit den im dritten Teil erarbeiteten Ergebnissen erstaunlich gut übereinstimmen. Für künftige Vertiefung des Verständnisses der Nachfrageseite empfiehlt sich daher der Ausbau der Analyse dieser Mikrodaten in enger Interaktion mit institutionell (Teil 2) und evolutorisch (Teil 3) orientierter Makroanalyse.

Das Österreichische Glücksspielmonopol

In Teil 2 beschäftigen wir uns schließlich mit einer ausführlichen Analyse des österreichischen Glücksspielmonopols. In Österreich vergibt die Republik als Monopolinhaber Konzessionen für den Betrieb einzelner Spiele; die Casino Austria AG. hält 12 Konzessionen für den Betrieb von Spielkasinos und die Österreichischen Lotterien G.m.b.H. hat die alleinige Lizenz zur Veranstaltung von Lotterien. Durch eine spezielle Besteuerung können durch den Betrieb von Glücksspielen überproportional hohe Steuererträge erzielt werden. Das Erzielen von Steuereinnahmen und die Sicherung der Seriosität stehen daher im Vordergrund. Im ökonomischen Sinne hat das monopolistische Unternehmen jedoch als Alleinanbieter die Möglichkeit durch höhere Preise seinen Gewinn zu maximieren. Wir untersuchen die Frage, ob die Österreichischen Lotterien diese Monopolmacht dementsprechend ausnutzen.

Monopol und reguliertes Monopol

In der klassischen Theorie kann eine gewinnmaximierende Strategie verfolgt werden, wenn der Monopolist seinen Preis so setzt, dass der Grenzerlös des letzten verkauften Gutes gleich den Grenzkosten ist.

Wir betrachten dazu einen Monopolisten der mit einer linearen Preis-Absatzfunktion konfrontiert ist. Die Beziehung zwischen Preis und Menge ist negativ: mit steigendem Preis nimmt die nachgefragte Menge (Anzahl der Tipps) ab und umgekehrt. Die Preiselastizität ε misst die prozentuale Änderung der Nachfrage nach Tipps, wenn sich der Preis um ein Prozent ändert. Sie ist negativ und entlang der geraden Nachfragefunktion an jedem Punkt verschieden. Ist der Betrag der Elastizität größer als 1 (bei hohen Preisen), so spricht man von elastischer Nachfrage, ist er kleiner als 1 (bei entsprechend niedrigeren Preisen), so ist die Nachfrage unelastisch. Bei einer linearen Nachfragefunktion ist der Grenzumsatz gleichfalls eine Gerade, wobei der Anstieg doppelt so stark fällt wie bei der Nachfragefunktion. Man kann leicht zeigen, dass der Betrag der Elastizität genau bei der Absatzmenge gleich Eins ist, wo die Grenzerlöskurve die Abszisse schneidet.

Bei der Kostenseite des Monopolisten gehen wir von der Standardannahme der Betriebswirte aus, dass die Durchschnittskosten (AC) mit steigendem Output fallen, aber nach dem Minimum

wieder steigen. Solange die AC-Kurve fällt, liegen die Grenzkosten unter der Durchschnittskostenkurve, sobald die AC-Kurve steigt, liegen die Grenzkosten über den Durchschnittskosten; die Grenzkostenkurve schneidet daher die Durchschnittskostenkurve in ihrem Minimum.

Das gewinnmaximierende monopolistische Unternehmen setzt seinen Preis so, dass *Grenzerlös = Grenzkosten* gilt. Sofern die Grenzkosten positiv sind, liegt der Monopolpreis immer im elastischen Teil der Nachfrage. Der Monopolpreis erzeugt einen Wohlfahrtsverlust, er ist zu hoch. In einem optimal regulierten Monopol muss daher ein anderer Preis gesetzt werden. Wird die Regel *Preis = Durchschnittskosten* eingehalten, so werden die fixen und variablen Kosten pro Outputeinheit (pro Tipp) gedeckt, einschließlich der "Normalverzinsung" des eingesetzten Kapitals.

Natürliches Monopol

Bevor wir uns mit der Frage beschäftigen welcher Unternehmensstrategie die Österreichischen Lotterien folgen, muss noch untersucht werden ob am Österreichischen Markt die Nachfrage- und Kostensituation der Gestalt ist, dass am Lottomarkt ein natürliches Monopol vorliegt. In einem natürlichen Monopol kann das monopolistische Unternehmen die nachgefragten Einheiten eines Gutes billiger produzieren, als wenn dieselbe Menge von zwei oder mehreren Unternehmen produziert würde. Eine Untersuchung der aktuellen Marktsituation zeigt, dass bei dem gegenwärtig realisierten Absatzniveau die durchschnittlichen Kosten pro Tipp über den Grenzkosten liegen, d.h. in dem beobachteten Bereich der Kostenfunktion sinken die Durchschnittkosten. Sinkende Durchschnittkosten über den relevanten Bereich der Kostenfunktion sind eine hinreichende Bedingung für ein natürliches Monopol. Da der gesamte Verlauf der Kostenfunktion (für wesentlich kleinere oder größere Absatzmengen) nicht bekannt ist, lässt sich nicht mit Sicherheit sagen, ob das Lottospiel auch auf anderen Produktionslevel ein natürliches Monopol darstellt. Allerdings gibt es noch zwei weitere Argumente für ein Lottomonopol auf dem österreichischen Markt. Zum einen kann ein Unternehmen welches weniger Tipps verkauft nur eine kleinere Gewinnsumme ausschütten (Pooleffekt). Der Pool-Effekt bestimmt, dass ein Allein-Anbieter ein attraktiveres Produkt anbieten kann. Zu anderen entsteht bei zwei oder mehreren Lottoanbietern das Problem der intertemporalen Spekulation. Die Spieler haben durch die intertemporale Spekulation einen Anreiz, immer nur gerade bei dem Spiel teilzunehmen, welches einen Jackpot anzubieten hat. Die Umsätze der einzelnen Spiele könnten also in Runden ohne Jackpot drastisch zurückgehen, was zu einem Zusammenbruch

aller am österreichischen Markt befindenden Lottospiele führen könnte. Es ist daher vorteilhaft nur einen Anbieter auf dem österreichischen Markt zu haben.

Ökonometrische Test der Monopolpreisregel

Nun widmen wir uns wieder dem Verhalten der Österreichischen Lotterien. Die Frage, ob der Einsatz pro Tipp, also der nominelle Preis, der Österreichischen Lotterien ein Monopolpreis ist, lässt sich anhand ökonometrischer Test beantworten. Durch ökonometrische Methoden kann man die Preiselastizität schätzen. Ist der Betrag der Preiselastizität größer als eins, so sprechen wir von monopolistischer Preissetzung, ist die Preiselastizität kleiner eins verfolgen die Österreichischen Lotterien keine monopolistische Preissetzung. Uns stehen Ergebnisse aus Schätzungen von Modellen mit dem effektiven und dem nominellen Preis zur Verfügung. Die Problematik der ökonometrischen Schätzung mittels des "effektiven" Preises wurde im vorhergehenden Kapitel besprochen. Der statistisch gut geeignete Zeitreihenansatz zeigt eine äußerst niedrige Preiselastizität. Die besonders geringe Preiselastizität ist einerseits darauf zurückzuführen, dass es sich bei der abhängigen Variablen um eine Wochen-Wachstumsrate handelt. Andererseits wird die Varianz des effektiven Preises aus der Varianz des Erwartungswertes bestimmt. Da die Jackpoteffekte mittels Dummyvariablen isoliert wurden, kommt deren Varianz im "effektiven" Preis nicht mehr bzw., nur schwach zum Ausdruck.

Den Ergebnissen aus den Modellen mit dem nominellen Preis kommt somit eine entscheidende Bedeutung zu. Auch die Schätzung mittels des nominellen Preises zeigt eine Preiselastizität der Nachfrage von kleiner eins. Somit weist auch dieser Test darauf hin, dass die Österreichischen Lotterien keiner Monopolpreisbildung folgen.

Die Preispolitik der Österreichischen Lotterien

Lehnt man die Hypothese der Monopolpreisbildung für die Österreichischen Lotterien ab, so stellt sich die Frage welches Modell anwendbar ist. Man kann mit großer Plausibilität die Hypothese vertreten, dass die Österreichischen Lotterien eine Cost-Plus oder Mark-up Preispolitik verfolgen, wie im folgenden Abschnitt gezeigt wird. Bei dieser Preispolitik ergibt sich der Preis demnach durch einen prozentualen Aufschlag auf die variablen Kosten, wobei der Aufschlagsfaktor sowohl die fixen

Kosten abdeckt, als auch eine Gewinnkomponente des Unternehmens enthält. Anhand von Daten aus der Buchhaltung lässt sich für die Österreichischen Lotterien ein Aufschlag von 12,8% auf die variablen Kosten ermitteln. Durch diesen Aufschlag können die Fixkosten gedeckt werden und ein Unternehmensgewinn von etwa 20 Mill. Euro im Jahr 2004 erwirtschaftet werden. Es wird gezeigt, dass das Mark-up Pricing dem Unternehmen einen Anreiz suggeriert den Umsatz zu steigern, bzw. zu maximieren. Die oben geschätzten Preiselastizitäten (aus dem Modell mit nominellem Preis) zeigen, dass sich der Preis der Österreichischen Lotterien bereits in der Nähe des Umsatzmaximums befindet.

Steuererträge der Österreichischen Lotterien

Eine Umsatzausweitung führt in diesem Modell auch zu einer Erhöhung der Steuerleistung (Summe aus Konzessionsabgabe, Wettgebühr und der Körperschaftssteuer). Eine Tabelle zeigt die Entwicklung der Steuerleistung der Österreichischen Lotterien im Zeitraum von 1986 bis 2004. Des Weiteren enthält die Tabelle die Nettosteuereinnahmen des Bundes; den Gesamtumsatz der Österreichischen Lotterien und die Steuerleistung in Prozent des Umsatzes. Die letzte Spalte zeigt die Steuerleistung der Österreichischen Lotterien in Prozent der gesamten Nettoeinnahmen des Bundes. Der Anteil an den gesamten Steuereinnahmen des Bundes betrug 1986 nur 0,23% – er stieg kontinuierlich an und liegt seit 1989 stets über 1 Prozent der Nettoeinnahmen des Bundes.

Eine evolutorisch orientierte Analyse des Einflusses neuer Lottoformen

In Teil 3 wird die Frage der Modellierung der Lottonachfrage nochmals neu aufgeworfen. Der Grund dafür ist die Fragestellung dieses Teils, nämlich jene nach dem quantitativen Einfluss neuer Formen dieses Spiels auf die Lottonachfrage. Um das abschätzen zu können ist es nötig zumindest zwei unterschiedliche Anpassungsgeschwindigkeiten ökonomischer Prozesse zu berücksichtigen:

- Eine rasche Dynamik mit der das Verhalten beim Spiel selbst, also von Runde zu Runde beschrieben wird.
- Eine langsame Dynamik, die nur auf Monats- und Jahresbasis arbeitet und die dazu dient Veränderungen der Gesamtwirtschaft und des Einkommens der Lottospieler abzubilden.

Auch der Trend des schleichenden Verlustes an Aufmerksamkeit und Attraktivität bestimmter Lottoformen ist in dieser Dynamik anzusiedeln.

Beide Dynamiken sind klarerweise für die quantitative ökonometrische Analyse zu verknüpfen: Für jedes Jahr wird die rasche Dynamik unter Annahme der Konstanz der langsamen Dynamik geschätzt. Danach werden die Parameter-Schätzungen aufeinander folgender Jahre verglichen und als Entwicklung der langsamen Dynamik interpretiert.

Schon ohne Einbeziehung des Internet-Lottos liefert diese Analyse einige interessante zusätzliche Einsichten. So zeigt sich etwa, dass der schleichende Verlust an Aufmerksamkeit, der dem Lottospiel erteilt wird, höchstwahrscheinlich rascher vor sich geht als gemeinhin angenommen. Er wurde und wird verdeckt durch den Einsatz von häufigeren und höheren Jackpots.
Ein weiteres, dämpfendes Element dürfte das schwache aber immer noch positive Einkommenswachstum der Lottospieler sein, das über eine elastische Einkommenselastizität etwas verstärkt wird. Das sind „Good News“ für die Lotterien: Falls der lange erwartete Konjunkturaufschwung endlich eintritt werden sie überproportional davon profitieren.

Für das Internet-Lotto selbst lässt sich feststellen, dass dadurch auf der Ebene der Gesamtnachfrage im wesentlichen ein Substitutionseffekt eingetreten ist: Der Abwärtstrend der traditionellen Spielform – der zum Zeitpunkt der Einführung des Internet-Lottos in seiner vollen Tragweite noch gar nicht sichtbar war – konnte abgefangen werden, die Nachfrage wurde stabilisiert. Die Frage ob Internet-Lotto erfolgreich war ist demnach klar zu bejahen – auch wenn dadurch kein zusätzlicher Nachfrageschub ausgelöst wurde.
Unter der Oberfläche der recht stabilen Gesamtnachfrage hat sich jedoch die Struktur der Lottospieler dramatisch verändert. Das Internet-Spiel generiert auch neues Verhalten: Mittwoch- und Sonntagsspiel haben sich auf einen bestimmten Standard angenähert (Abgabezeiten am Internet sind irrelevant); Quicktipps reagieren über das Internet noch starker auf Jackpots (besser situierte Spielerschichten mit höheren Opportunitätskosten gehen zum PC, würden aber nicht die Wegzeiten zu Annahmestellen in Kauf nehmen); Internet-Spiel ist volatiler (der fixe Kundenstock hat sich auf ein tiefes Niveau eingependelt).

Das Spiel „Euromillionen“

In ähnlicher Weise scheint auch der Einfluss des Spieles „Euromillionen“ gewirkt zu haben. Auch hier kann – soweit die kurzen Zeitreihen dies zulassen – auf einen Substitutionseffekt geschlossen werden. Zwar ist die angesprochene Spielerschicht etwas verschieden, die Überschneidungen sind jedoch groß genug um einen Ausfall an Lotto bei besonders hohen Jackpots bei „Euromillionen“ feststellen zu können. Aber auch hier stellt sich die Frage eines Verzichts auf die neue Spielform nicht. Wie aus der Marketingliteratur bekannt, ist ja bei verwandten Produkten mit zwei gegenläufigen Werbe-Effekten zu rechnen, einem kompetitiven und einem kooperativen Effekt. Im vorliegenden Fall der drohenden Attraktivitätsabnahme des üblichen Lotto-Spiels war wahrscheinlich die Reklame des Millionenspiels der Aufmerksamkeit für Lottospiel schlechthin sehr zuträglich. Es kann vermutet werden, dass die schlechte Signifikanz des Substitutionseffektes ein Hinweis auf einen gewissen Ausgleich dieser beiden Kräfte ist. Genaueres dazu lässt sich sicherlich erst bei Vorliegen längerer Zeitreihen sagen.

Resumée

Das Lottospiel 6 aus 45 kann auf eine höchst erfolgreiche Geschichte zurück blicken. Auch in dem wirtschaftlich weniger prosperierenden Umfeld der letzten 7 Jahre ist es den Österreichischen Lotterien immer wieder gelungen die Spannung, die Attraktivität des Spieles neu anzufachen. Sie haben dabei nicht als Monopolist agiert sondern eher auf Umsatz- und damit Abgabenmaximierung gesetzt. Eine sehr wichtige, defensive Maßnahme war die Einführung des Internet-Lottos. Vor allem dieser Änderung der Spielform ist es zu danken, dass die Gesamtnachfrage auf den ersten Blick stabilisiert erscheint.

Eine etwas tiefer gehende Analyse zeigt aber, dass unter der Oberfläche der aggregierten Zeitreihen eine Reihe potentiell bedrohlicher Veränderungen stattfindet. Ganz generell ist hier der Druck zu stets neuen, innovativen Ideen zu nennen. Glücksspiel lebt von der Aufmerksamkeit, die es bei potentiellen Kunden zu wecken imstande ist, mit jedem gleichen Spiel nützt sich diese Aufmerksamkeit ab. Die Jackpot-Gestaltung scheint als wirkungsvolles Instrument in diesem Bereich langsam an Grenzen zu stoßen, privatwirtschaftliche Konkurrenten in glücksspielnahen Bereichen werden immer aktiver. Nicht zuletzt ist es auch das Publikum selbst, die potentiellen

Spieler, das sich strukturell zu verändern beginnt. All diesen Einflüssen nachzugehen war Inhalt dieses Forschungsprojektes, es hat versucht hier wissenschaftlich fundierte Aussagen zu machen, die auch unternehmenspolitisch nutzbar sind. Wie stets eröffnen sich damit aber auch neue Problematiken auf deren Analyse wir uns jetzt bereits freuen.

Literatur

Beenstock and Haitovsky (2001), Lottomania and other anomalies in the market for lotto, Journal of Economic Psychology, Vol 22, 721-744.

Boss M., Felderer B., Hauser U., Helmenstein Ch., König U. (1998) *Das österreichische Glücksspielmonopol.* Institut für Höhere Studien, Wien.

Cook and Clotfelter (1993), The Peculiar Scale Economies of Lotto, AER 83, Nr.3, 634-643.

Denes-Raj, V. & Epstein, S. (1994). *Conflict between intuitive and rational processing: when people behave against their better judgment*. Journal of Personality & Social Psychology, 66(5), 819-829.

Forrest D., Simmons R., Chesters N. (2002) *Buying a dream: alternative models of demand for Lotto.* Economic Inquiry Vol. 40.

Friedman, M., and L. J. Savage. (1948). *The Utility Analysis of Choice Involving Risk*. Journal of Political Economy LVI 4: 279-304.

Langer, E.J. (1975). *The illusion of control*. Journal of Personality & Social Psychology, 31, 311-328.

Lichtenstein, S. and Slovic, P. (1971), *Reversals of preference between bids and choices in gambling decisions*. Journal of Experimental Psychology, No. 89, 46-55.

Matheson V., Grote K. (2004) *Lotto Fever: do players act rationally around large jackpots?* Economics Letters 83

Rogers P. (1999) *The cognitive psychology of lottery gambling: A theoretical review.* Journal of Gambling Studies Vol 14 (2), 111-143

Rogers P., Webley, P. (1998). It could be us! a cognitive & social psychological analysis of individual & syndicate based national lottery play in the UK. Applied psychology: An International Review, 50(1), 181-199

Schotter A., (2001) *Microeconomics: A Modern Approach*, Boston.

Scoggins J. (1995) *The Lotto and the expected Net Revenue* National Tax Journal Vol. 48

Slovic, P., & Lichtenstein, S. (1983). *Preference reversals: A broader perspective*. American Economic Review, 73, 596-605.

Walker I. (1998a), The economic analysis of lotteries, Economic Policy 27, 357-401.

Walker I. (1998b) *Lotteries - Determinants of ticket sales and the optimal payout rate.* Economic Policy

Walker I., Young J. (2000) *The Dummies Guide to Lottery Design.* Warwick Economic Research Papers.