



**Bayesianische Steuerbehörden und
das Tax Payer Puzzle**

Roland Kirstein

FEMM Working Paper No. 03, January 2008

F E M M

Faculty of Economics and Management Magdeburg

Working Paper Series

Bayesianische Steuerbehörden und das Tax Payer Puzzle

von Roland Kirstein, Magdeburg

A. Einleitung

Das „tax payer puzzle“ beschreibt eine Divergenz zwischen Theorie und Empirie der Steuerhinterziehung: Im Vergleich zu den Vorhersagen simpler Erwartungsnutzenansätze scheinen Steuerzahler weit weniger Steuern zu hinterziehen und schwächer auf Änderungen der angeordneten Strafe zu reagieren (vgl. Allingham/Sandmo 1972). Fast zynisch formulieren Alm/McClelland/Schulz (1992): *„In fact, the puzzle of tax compliance is that most people continue to pay their taxes.“*

Dhami/al-Nowaihi (2007, 171) schätzen angesichts realer Überwachungsraten und Strafhöhen den marginalen erwarteten Ertrag aus Steuerhinterziehung auf 91% bis 98% und fragen sich, warum nicht die meisten Steuerzahler hinterziehen. Eine Erklärung des Puzzles könnte durch die Aufgabe der Erwartungsnutzenhypothese gesucht werden: Die Annahme beschränkter Rationalität, etwa in Form altruistischen Verhaltens (als Bereitschaft, Beiträge zu öffentlichen Gütern zu leisten) auf Seiten der Steuerzahler würden Ad-hoc-Erklärungen für dieses Phänomen bieten. In Dhami/al-Nowaihi (2007) kommt dagegen die Prospect-Theorie zum Einsatz, um eine Variante des „tax payer puzzle“ zu erklären. Bei vollständig rationalen Steuerzahlern müsste die Hinterziehungsentscheidung von einer Steuervorauszahlung unabhängig sein. Tatsächlich ist aber ein Ausstattungseffekt zu beobachten: Je höher die Vorauszahlung, um so weniger wird hinterzogen.

Dieser Beitrag hält dagegen die Annahme des Rationalverhaltens sowohl für die Steuerzahler als auch für die Steuerbehörde aufrecht. Das hier vorgestellte Modell einer Bayesianischen Überwachungsbehörde hat drei Gleichgewichte, die sich durch die Wahrscheinlichkeit einer Strafverhängung sowie durch die Wahrscheinlichkeit rechtstreuen Verhaltens unterscheiden. Bei exogen vorgegebener Strafhöhe zeigt der Vergleich dieser Gleichgewichte, dass eine hohe Rate rechtstreuen Verhaltens nicht etwa mit hohen, sondern mit niedrigen Bestrafungswahrscheinlichkeiten einhergeht. Im Rahmen dieses Modells wäre es also gar kein Puzzle, sondern durchaus mit der Annahme bilateralen Rationalverhaltens vereinbar, wenn in einem Längs-

oder Querschnittsvergleich eine negative Korrelation zwischen Rechtstreue und erwarteter Strafandrohung beobachtet wird.

Das hier vorgestellte Modell trifft jedoch andere Annahmen hinsichtlich der Bestrafungstechnologie als etwa der Beitrag von Allingham/Sandmo (1972), der auf dem Bestrafungsmodell von Becker (1968) basiert. Becker nimmt an, dass eine Rechtsdurchsetzungsbehörde mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit eine Strafe verhängt. Beide Parameter sind exogen vorgegeben. Damit ist die implizite Annahme verbunden, dass die Behörde sich glaubwürdig auf eine Strafwahrscheinlichkeit festlegen, also ein „credible commitment“ eingehen kann. Die Interaktion zwischen Behörde und (potentiellem) Täter verläuft also als ein sequentielles Spiel: Zuerst legt die Behörde die Strafparameter unveränderbar fest, dann entscheidet der Täter, ob er die Tat begeht, schließlich verfolgt die Behörde die Tat und bestraft mittels der vorher angekündigten Strafstrategie. Das Hauptresultat des Becker-Ansatzes lautet, dass eine Erhöhung der erwarteten Strafe tendenziell die Abschreckungswirkung erhöht. Da eine Erhöhung der Strafwahrscheinlichkeit kostenträchtig ist, eine Erhöhung monetärer Strafen dagegen nicht, und es für die Abschreckungswirkung in Beckers Modell nur auf die erwartete Strafe ankommt, leitet er sein „maximum fine result“ her: Ein Strafsystem schreckt kostenminimierend ab, wenn die Geldstrafe möglichst hoch und die Bestrafungswahrscheinlichkeit entsprechend niedrig angesetzt wird. Strafe ist der vom Täter nicht beeinflussbare Preis rechtswidrigen Verhaltens; im Rahmen dieses preistheoretischen Ansatz hat es Sinn, vom Angebot (der Täter) an Straftaten wie auch von der „gesellschaftlichen Nachfrage“ nach Straftaten (in Form ersparter Abschreckungskosten) zu reden.

Beckers Theorie mit dem „maximum fine result“ ist zwar der dominante Ansatz in der ökonomischen Analyse des Strafrechts (vgl. etwa die Übersichtsartikel von Garoupa 1997 oder Polinsky/Shavell 2000). Er wurde aber sowohl in der Ökonomie, als auch der Rechtstheorie aus vielerlei Gründen kritisiert. Im Hinblick auf das „tax payer puzzle“ stellt sich zudem aus Sicht der politischen Ökonomie die Frage, warum eigentlich die angedrohten Strafen (und gleichzeitig die Verfolgungswahrscheinlichkeiten) so niedrig festgesetzt sind wie die empirische Literatur behauptet. Ein Grund könnte darin liegen, dass Becker nicht die Möglichkeit eines Fehlers zweiter Art berücksichtigt hatte. Wenn diese Möglichkeit existiert, wären Höchststrafen selbst für Bagatelldelikte aus Sicht risikoaverser Bürger unattraktiv, worauf schon Polinsky/Shavell (1979) hingewiesen haben. Ein verwandtes Puzzle ist von Dickens et al. (1989) beleuchtet worden: Firmen folgen nicht dem „maximum fine result“, sondern inves-

tieren stattdessen viele Ressourcen in die Verhinderung und Verfolgung von Straftaten ihrer Angestellten. Ein Grund hierfür könnte sein, dass sie ihre Angestellten damit implizit gegen hohe Strafen versichern.

Wittman (1985) und Tsebelis (1990 a, b) haben den Becker-Ansatz hinsichtlich einer anderen Annahme kritisiert. Wenn es der Behörde nicht möglich ist, sich auf eine Strafwahrscheinlichkeit bindend festzulegen, dann findet kein sequentielles, sondern ein simultanes Spiel zwischen Behörde und Täter statt: Während der Täter (für die Behörde unbeobachtbar) entscheidet, ob er die Tat begeht, entscheidet die Behörde (für den Täter unbeobachtbar), ob sie die Tat untersucht. Diese Änderung der Spielstruktur hat dramatische Auswirkungen auf die prognostizierte Abschreckungswirkung der Strafhöhe. In der simpelsten Form, dem „inspection game“, hat die Höhe der angedrohten Strafe gar keinen Einfluss auf das Gleichgewichtsverhalten des Täters. Nur die Erhöhung der Anreize des Monitors könnte die Wahrscheinlichkeit rechtstreuen Verhaltens erhöhen. Andreozzi (2004) hat eine sequentielle und infinit wiederholte Variante dieses Spiels untersucht, in der stärkere Anreize des Monitors allerdings den umgekehrten Effekt haben könnten.

Zwei Variationen des „inspection game“ werden in Abschnitt 2 dieses Beitrags dargestellt. Die Intuition hinter den Ergebnissen dieser spieltheoretischen Modelle könnte so zusammengefasst werden: Empirisch tritt das Puzzle bei niedrigem (und exogen gegebenem) Produkt aus Überwachungswahrscheinlichkeit und Strafhöhe auf. Die rationale Antwort auf so eine Parameterfestlegung wäre, dass jeder Bürger Steuern hinterzieht. Würde die Behörde dieses Verhalten erwarten, so hätte sie allerdings leichtes Spiel, viele (wenn nicht sogar alle) Hinterziehungsfälle aufzudecken – jeder Schuss wäre ja ein Treffer. Es wäre also nicht leicht zu begründen, warum die Aufdeckungswahrscheinlichkeit so niedrig sein sollte, denn ein niedriger Wert wäre ja nicht die beste Antwort der Behörde auf Totalhinterziehung durch alle Bürger. Auf der anderen Seite kann aber auch völlige Rechtstreue niemals ein Gleichgewicht sein: Wenn die Behörde dieses Verhalten erwartet, würde sie kostenträchtige Überwachungsaktivitäten einstellen, also die Aufdeckungswahrscheinlichkeit gleich Null setzen. Die beste Antwort der Bürger hierauf wäre jedoch nicht rechtstreu Verhalten. Aus beiden Überlegungen folgt, dass das Gleichgewicht eines „inspection game“ notwendigerweise eines in gemischten Strategien ist.

In Abschnitt 3 wird eine neue Version des spieltheoretischen Ansatzes in der ökonomischen Theorie des Strafrechts vorgestellt: das Modell einer Bayesianischen Überwachungsbehörde. Während das „inspection game“ von positiven Überwachungskosten und fehlerfreier Überwachung (Monitoring) ausgeht, nimmt das neue Modell Fehler 1. und 2. Art beim Monitoring an. Überwachungskosten können zunächst vereinfachend auf Null gesetzt werden; positive Kosten ließen sich jedoch berücksichtigen. Das neue Modell hat nicht nur ein Gleichgewicht in gemischten Strategien, sondern drei. Der Vergleich dieser drei Gleichgewichte erlaubt einen völlig anderen Blick auf das empirische Phänomen des „tax payer puzzle“.

Nalebuff/Scharfstein (1987) haben ein binäres Monitoring-Modell untersucht und in diesem Kontext ein „maximum fine result“ hergeleitet: Wenn Arbeitgeber ein hinreichend akkurates, aber nicht notwendigerweise perfektes Signal zur Verfügung steht und beliebig hohe Strafen verhängt werden können, müssen nur geringe Monitoring-Kosten aufgewendet werden. Allerdings ist in ihrem Modell der Typ des Verdächtigen exogen gegeben, wohingegen im hier vorgestellten Modell der Verdächtige endogen zwischen „gutem“ und „bösem“ Verhalten wählt. Das spieltheoretische Monitoring-Modell von Reinganum/Wilde (1985) unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit eines Monitorings vom Steuerpflichtigen beeinflusst werden kann. Ist das deklarierte Einkommen hoch genug, findet keine Überprüfung statt. Das gleichfalls interaktive Modell von Border/Sobel (1987) basieren auf der Annahme, dass der Monitor sich glaubwürdig an eine Überwachungsstrategie binden kann. Imperfektes Commitment wird in Bagwell (1995) und van Damme/Hurkens (1995) diskutiert. Allerdings ist es in ihren Analysen der erstziehende Spieler, der sich glaubwürdig zu binden versucht (was nur imperfekt beobachtbar ist). Im hier vorgestellten Modell ist die Bayesianischen Behörde in der Position des Nachziehenden. Sie kann sich also nicht an eine Strafstrategie binden, sondern empfängt ein imperfektes Signal über die Aktionswahl des erstziehenden Verdächtigen. Die strategische Form dieses Modells ähnelt allerdings dem von Bagwell und van Damme/Hurkens diskutierten Spiel. So ist es nicht überraschend, dass die hier hergeleitete Lösung mit den Resultaten von van Damme/Hurkens (1995) konsistent ist (Bagwell hatte sich in seiner Analyse auf reine Strategien beschränkt und kam damit zu Ergebnissen, die sich experimentell nicht stützen ließen, vgl. Huck/Müller 2000).

B. Steuerhinterziehung im Becker-Modell und im „inspection game“

I. Preistheoretische Sicht

Angenommen, ein potentieller Steuerhinterzieher denkt darüber nach, ob er eine bestimmte Summe hinterziehen soll (dieses diskrete Modell ließe sich zu einem stetigen Modell abändern, in dem über die Höhe der Hinterziehungssumme entschieden wird). Der Täter ziehe aus der erfolgreichen Begehung dieser Steuerhinterziehung einen Nutzen $Z > 0$, erzeuge dabei aber eine negative Externalität X . Die Behörde decke eine Steuerhinterziehung mit Wahrscheinlichkeit q auf ($0 < q < 1$), was zur Verhängung der Strafe $P > 0$ führt. Mit der Wahrscheinlichkeit $(1-q)$ gehen Steuerhinterzieher also straffrei aus (in diesem Modell ließe ich auch eine Fehlerwahrscheinlichkeit zweiter Art berücksichtigen). Ein risikoneutraler Täter wird die Hinterziehung begehen, wenn die erwartete Auszahlung $(1-q)Z - qP$ nichtnegativ ist. Hieraus ergibt sich als Bedingung für erfolgreiche Abschreckung

$$(1) \quad q > Z / (Z + P) \quad \Leftrightarrow \quad P > (1 - q)Z / q.$$

Das Modell berücksichtigt nur eine Fehlermöglichkeit der Verfolgungsbehörde: Straffreiheit für Schuldig tritt mit Wahrscheinlichkeit $1-q$ auf. Die äquivalente Formulierung von Bedingung (1) deutet Beckers „maximum fine result“ an. Je höher die Strafe P , desto eher ist die Abschreckungsbedingung erfüllt. Unterscheiden sich die Steuerbürger nach dem Nutzen aus Steuerhinterziehung, könnte eine Erhöhung der angedrohten Strafe also marginale Steuerhinterziehung abschrecken.

Ein möglicher Fehler zweiter Art seitens der Behörde (also die falsche Bestrafung von Unschuldigen) lässt sich einfach in das Becker-Modell einarbeiten (vgl. Kirstein 1999, 45f.). Bezeichne $q(h)$ und $q(e)$ die Bestrafungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit vom Verhalten des Verdächtigen; zudem sei angenommen, dass ein schuldiger Täter bei Bestrafung seinen Nutzen aus der Tatbegehung Z „behalten“ kann. Dann lautet die Abschreckungsbedingung

$$(2) \quad Z - q(h)P < q(e)P \quad \Leftrightarrow \quad q(h) - q(e) > Z / P.$$

Wirksame Abschreckung setzt also (als notwendige, nicht hinreichende Bedingung) voraus, dass die Behörde zwischen ehrlichem Verhalten und Hinterziehung besser als rein zufällig

unterscheiden kann, dass also $q(h) > q(e)$ gilt. Hierin liegt der Sinn einer behördlichen (wie auch gerichtlichen) Untersuchung mit Beweiswürdigung. Würde $q(h) = q(e)$ gelten, könnte die Behörde keine selektiven Anreize setzen (vgl. Kirstein 1999, Kirstein/Schmidtchen 1997).

II. Spieltheoretische Sicht

Garoupa (1997, 287) bezeichnet Beckers Straftheorie als „...characterized by the absence of strategic behavior“, und kritisiert, dass dies „...clearly weakens the basic model with respect to policy design...“. Diese Kritik wird durch die spieltheoretischen Alternative zum Becker-Modell adressiert: das „inspection game“. In diesem Modell wird angenommen, dass Überwachungs- und Bestrafungsaktivität die Behörde, genannt B, einen Betrag $C > 0$ kostet. Zudem soll die negative Externalität der Hinterziehung die Auszahlung der Behörde mindern (sie nimmt die Rolle eines benevolenten Diktators ein, bzw. wird das Delegationsproblem zwischen dem Prinzipal Gesellschaft und dem Agenten Behörde als gelöst unterstellt). Die Tat sei ineffizient, was durch die Annahme $Z < X$ modelliert wird, etwa weil der soziale Nutzen aus dem mit den hinterzogenen Steuereinnahmen finanzierten öffentlichen Gut den privaten Nutzen des Täters aus einer anderen Verwendung dieses Geldes übersteigt. Die angedrohte Strafe sei hoch genug, um die Steuerhinterziehung für den entdeckten Täter unattraktiv zu machen ($Z < P$). Wenn die Behörde die Überwachungskosten C aufbringt, so kann sie ein Fehlverhalten des Täters T fehlerfrei aufdecken und ohne weitere Kosten eine Strafe $P > 0$ verhängen.

B, T	Straftat begehen (n)	keine Straftat begehen ($1-n$)
überwachen (m)	-P -C	0 -C
nicht ($1-m$)	-X Z	0

mit $X > C > 0$, $X > Z$ und $P > Z > 0$.

Tabelle 1: Das „inspection game“

Mit den getroffenen Annahmen ergibt sich das in Tabelle 1 dargestellte Spiel in strategischer Form. In der Vorspalte stehen die Strategien der Behörde (überwachen, nicht überwachen), in der Vorzeile die des potentiellen Täters (Straftat begehen, keine Straftat). In den Zellen finden sich die Auszahlungen der Behörde (unten links) und des Täters (oben rechts). Die jeweils

besten Antworten der Spieler sind oval umkringelt. Offensichtlich hat dieses Spiel kein Nash-Gleichgewicht in reinen Strategien. Das einzige Gleichgewicht ist eines in gemischten Strategien. Bezeichne m die Wahrscheinlichkeit, mit der die Behörde „überwachen“ wählt, und n die Verhaltenswahrscheinlichkeit einer Straftat, dann dieses Gleichgewicht durch

$$(3) \quad m^* = Z/(Z+P) \text{ und } n^* = C/X.$$

gegeben. Bemerkenswert ist an diesem Resultat, dass die Wahrscheinlichkeit der Begehung einer Straftat völlig unabhängig von der Höhe der angedrohten Strafe P ist. In der Modellwelt des „inspection game“ hat die Strafhöhe also keinerlei Abschreckungswirkung. Die einzige Wirkung einer Anhebung der Strafe besteht in einer Senkung der Wahrscheinlichkeit, mit der die Behörde sich zur Überwachung bequemt. Offensichtlich ist die Strategienkombination „nicht überwachen, keine Straftat“ effizient. Diese Allokation wird mit Wahrscheinlichkeit $(1-m^*)(1-n^*)$ erreicht. Das Gleichgewicht in gemischten Strategien ist also ineffizient.

Mit der Wahrscheinlichkeit $m^*n^* = ZC/X(Z+P)$ wird im Gleichgewicht dieses Modells eine Straftat begangen und aufgedeckt. Diese Wahrscheinlichkeit sinkt in der Strafhöhe P . Mit Wahrscheinlichkeit $(1-m^*)n^* = PC/X(Z+P)$ werden Straftaten begangen und nicht aufgedeckt. Der Effekt einer Änderung der Strafhöhe P auf diese Wahrscheinlichkeit ist dagegen umgekehrt: Die erste Ableitung von $(1-m^*)m^*$ nach P ist positiv. Eine Erhöhung der angedrohten Strafe senkt in diesem Modell zwar die Zahl der aufgedeckten Taten, steigert aber die Dunkelziffer.

So wie die Becker-Theorie basiert auch das „inspection game“ auf einer Reihe restriktiver Annahmen, welche den Geltungsbereich der hergeleiteten Ergebnisse begrenzen. So ist das Lösungskonzept des Gleichgewichts in gemischten Strategien kritisiert worden (Holler 1990). Ein Nash-Gleichgewicht in gemischten Strategien ist nicht „strikt“, da die Gleichgewichtsstrategie andere Wahlmöglichkeiten desselben Spielers nur schwach dominiert. Als Alternative hat Holler die Anwendung des Maxi-Min-Konzepts vorgeschlagen. Wittman (1993) hat diese Idee jedoch zurückgewiesen, weil Maxi-Min-Strategien nicht einmal zu einem Nash-Gleichgewicht führen. Noch problematischer ist die Annahme der fehlerfreien Überwachung. In der Realität werden Behörden Fehler erster und zweiter Art begehen, also Steuerhinterzieher nicht ermitteln bzw. Unschuldige bestrafen. Dieser Umstand lässt sich leicht im Becker-

Modell berücksichtigen, nicht aber im „inspection game“. Abschnitt 3 setzt an dieser Kritik an und präsentiert ein Modell einer fehleranfälligen Behörde.

In diesem Zusammenhang wird jedoch eine weitere implizite Annahme des „inspection game“ zum Problem: Die Bestrafung geht mit der „Rückabwicklung“ des schädigenden Ereignisses einher. Wird ein schuldiger Täter erwischt, so wird er nicht nur bestraft, sondern verliert seinen Nutzen aus der Tat Z ; gleichzeitig erleidet die Gesellschaft (vertreten durch die Behörde) keine negative Externalität X mehr. Da Überwachungsaktivität als kostenträchtig angenommen ist, wäre ohne Rückabwicklung „nicht überwachen“ die dominante Strategie der Behörde. Die beste Antwort des Täters hierauf ist es, die Tat zu begehen. Das Spiel hätte dann ein Nash-Gleichgewicht in reinen Strategien.

Allerdings wäre in einem Spiel mit zwei Fehlerarten die Idee der Rückabwicklung problematisch. Wird nämlich ein Unschuldiger bestraft, so gibt es weder ein Z , noch ein X , das rückabgewickelt werden könnte. Dieses Problem ließe sich dadurch lösen, indem man einen dritten Kritikpunkt am „inspection game“ berücksichtigt: die implizite Annahme, dass eine verhängte Strafe „verschwindet“, also einen Wohlfahrtsverlust bedeutet. Das mag für Gefängnisstrafen plausibel sein. Geldstrafen haben dagegen eine fiskalische Wirkung, sollten demnach in die Auszahlung einer benevolenten Behörde eingehen. Tabelle 2 zeigt das modifizierte „inspection game“ unter Verzicht auf die Rückabwicklung von Z und X , dafür mit fiskalischer Wirkung der verhängten Geldstrafe. Hierbei wird die Annahme getroffen, dass die benevolente Behörde einen Anteil λ (mit $0 < \lambda < 1$) von der Strafe nutzen kann (beste Antworten sind wiederum umkringelt).

B, T	Straftat begehen (n)	keine Straftat begehen ($1-n$)
überwachen (m)	$\lambda P - X - C$	$-C$
nicht ($1-m$)	Z	0

mit $X > C > 0$, $X > Z$, $P > C$ und $P > Z > 0$.

Tabelle 2: „inspection game“ ohne Rückabwicklung, mit fiskalischer Wirkung.

Wenn $\lambda P < C$ gilt, dann ist das Nash-Gleichgewicht dieses modifizierten Spiels (nicht überwachen, Straftat begehen). Gilt dagegen die Parameterbesetzung $\lambda P > C$, so wählen die Spieler im Nash-Gleichgewicht die folgenden gemischten Strategien:

$$(4) \quad m^* = Z/P \text{ und } n^* = C/\lambda P.$$

Bei dieser Variante des „inspection game“ würde die Strafhöhe also das Gleichgewichtsverhalten des Täters beeinflussen. Strafe wirkt nun abschreckend, da n^* in P fällt ($dn^*/dP < 0$). Der Grund liegt – im Unterschied zum Becker-Modell – aber nicht darin, dass die Strafe den erwarteten Nutzen aus der Begehung einer Straftat mindert. Denn auch in diesem Spiel ist Gleichgewichtsverhalten des Täters nicht durch die eigenen Auszahlungen bestimmt, sondern durch die des Gegners. Es ist also nur die fiskalische Wirkung der Strafe, die den Gleichgewichtswert n^* beeinflusst (dieselbe Wirkung ließe sich durch eine Fangprämie $F > C$ erzielen, die der Behörde unabhängig von der verhängten Strafe P gewährt wird; in diesem Fall wäre $n^* = C/F$).

Die Gesellschaft erkaufte sich die indirekte abschreckende Wirkung der Strafe P allerdings mit einer lähmenden Wirkung auf das Behördenverhalten, weil dm^*/dP gleichfalls negativ ist. Die Wahrscheinlichkeit der Aufdeckung begangener Taten beträgt nun $m^*n^* = ZC/\lambda P^2$, sinkt also mit P , genau wie im unmodifizierten „inspection game“. Die Wahrscheinlichkeit, mit der begangene Taten nicht aufgedeckt werden, beträgt im variierten Spiel $(1-m^*)n^* = (P-Z)C/\lambda P^2$. Der Einfluss einer Straferhöhung auf diese Wahrscheinlichkeit ist nicht eindeutig. Die erste Ableitung von $(1-m^*)n^*$ nach P ist gleich $(2Z-P)C/\lambda P^3$. Im Bereich $Z < P < 2Z$ ist diese Ableitung positiv, für $P > 2Z$ ist sie negativ. Die zweite Ableitung beträgt $2(\lambda P - 3Z)C/\lambda P^4$, so dass die Wahrscheinlichkeit einer nicht aufgedeckten Straftat für P zwischen Z und $3Z/\lambda$ konkav und für $P > 3Z/\lambda$ konvex verläuft. Da wegen $0 < \lambda < 1$ immer $2Z < 3Z/\lambda$ gilt, ergibt sich qualitativ der in Abbildung 1 gezeigte Verlauf. Auch in diesem Spiel ist nur die Strategiekombination (nicht überwachen, keine Straftat) effizient; dieses Ergebnis kann jedoch nicht erreicht werden.

Die präsentierten Versionen des „inspection game“ unterscheiden sich also vom Becker-Modell in dreierlei Hinsicht:

- Im „inspection game“ kann die Behörde sich nicht glaubwürdig auf eine Strafstrategie festlegen.
- Perfekte Abschreckung kann nicht erreicht werden, selbst wenn sie effizient wäre.

- Das modifizierte Spiel (mit fiskalischer Wirkung) sagt eine schwache Wirkung von Strafänderungen auf das Täterverhalten voraus, während das Becker-Modell eine scharfe Wirkung prognostiziert (zu niedrige Strafe wirkt nicht abschreckend, zu hohe schreckt dagegen ab).



Abb. 1: Wahrscheinlichkeit nicht aufgedeckter Straftaten (modif. „inspection game“)

Die Unterscheidung zwischen diesen beiden Typen von Modellen ist daher nicht etwa nur von theoretischem Interesse. Vielmehr ist es möglich, die Modelle einer empirischen Prüfung (durch Feld- oder Experimentaldaten) zu unterziehen, um zu unterscheiden, welcher Typ besser die Realität zu erklären vermag.

C. Bayesianische Steuerbehörden

Sowohl das Becker-Modell, als auch das „inspection game“ berücksichtigen nicht den Fehler zweiter Art des Strafverfolgungssystems, also die Möglichkeit einer Verurteilung Unschuldiger. Das Becker-Modell lässt sich leicht um diese Fehlerart ergänzen. Im „inspection game“ hat sie jedoch keinen Platz, weil hier angenommen wird, dass die Behörde dann und nur dann straft, wenn sie überwacht und eine Tat begangen worden ist.

Ohne Fehler zweiter Art hätten Richter (als letzte Stufe in der Wertschöpfungskette der Strafverfolgung) aber überhaupt kein Entscheidungsproblem, vgl. Kirstein (1999, 6ff.). Wenn die

Verfolgungsbehörden niemals einen Unschuldigen anklagen würden, könnte der Richter folgern, dass jeder Angeklagte, der vor Gericht gestellt wird, auch schuldig sein muss. Es wäre seine simple Pflicht, ihn zu verurteilen. Wenn aber verlangt wird, dass Richter die ihnen vorgelegten Fälle zu prüfen haben, so impliziert dies, dass es Fehler zweiter Art geben kann. Nur dann haben Richter eine echte Entscheidung zu treffen (Fehler erster Art kann es dagegen schon deswegen geben, weil die Behörden nicht jeden schuldigen Täter dingfest machen). Aus diesem Grunde wird in diesem Abschnitt eine Variante des „inspection games“ vorgestellt, die beide Fehlerarten berücksichtigt. Aus den oben diskutierten Gründen wird in diesem Modell der Täternutzen und die negative Externalität aus der Tat nicht „rückabgewickelt“. Da die Kosten der Überwachung auf Null gesetzt werden, kann hier der fiskalische Effekt der verhängten Strafe vernachlässigt werden. Das Modell ließe sich jedoch auch mit positiven Überwachungskosten und fiskalischem Effekt aufstellen, was allerdings die Gleichgewichtslösung unnötig verkomplizieren würde.

I. Das Modell

Im hier vorgestellten Modell kann der Steuerbürger (S) zwischen Hinterziehung (h) und Steuerehrlichkeit (e) wählen. Erfolgreiche Hinterziehung bringt ihm einen Nutzen von Z und erzeugt einen sozialen Schaden von X. Das Modell einer Bayesianischen Steuerbehörde (B) geht davon aus, dass die Behörde, wenn sie einen Fall untersucht, ein Signal s auswertet, das fehlerbehaftet sein kann. Es ist von zwei bedingten Wahrscheinlichkeiten (r, w) charakterisiert. Mit r zeige das Signal Steuerehrlichkeit an ($s=e$), wenn tatsächlich keine Steuern hinterzogen worden sind. Mit w zeigt es Ehrlichkeit an, wenn Steuern hinterzogen wurden:

$$(5) \quad r = \text{pr}(s=e \mid e) \quad \Rightarrow \quad 1-r = \text{pr}(s=h \mid e)$$

$$(6) \quad w = \text{pr}(s=e \mid h) \quad \Rightarrow \quad 1-w = \text{pr}(s=h \mid h).$$

Hierbei steht der Operator „pr“ für die Wahrscheinlichkeit des ersten in der Klammer aufgeführten Ereignisses unter der Bedingung, dass das hinter dem senkrechten Strich angegebene Ereignis eintritt. Wenn $r=1$, $w=0$ gilt, dann ist das Signal perfekt; anders gesagt, die Behörde kann das Verhalten des Steuerbürgers fehlerfrei beobachten (wie im „inspection game“). Mit $r=w$ ist das Signal uninformativ, liefert also keinen Beitrag zur Lösung des Entscheidungsproblems. Der interessante Fall liegt dazwischen: Mit $0 < w < r < 1$ ist das Signal imperfekt, aber

informativ. Die Behörde stellt dann ein imperfektes Diagnosesystem dar, vgl. Swets (1988). Nur dieser Fall wird hier betrachtet.

Hat die Behörde das Signal empfangen, dann entscheidet sie, ob sie eine Bestrafung vornimmt (b) oder nicht (nb). Es ist also keineswegs selbstverständlich, dass sie auf das Signal $s=h$ mit Strafe reagiert; welche Reaktion die Behörde wählt, ergibt sich vielmehr endogen aus ihren erwarteten Auszahlungen. In diese Auszahlungen geht die negative Externalität einer Steuerhinterziehung X ein; die Behörde ist also benevolent wie im „inspection game“.

Wiederum werden Gleichgewichte in gemischten Strategien betrachtet. Dazu müssen die Verhaltenswahrscheinlichkeiten der Spieler definiert werden. Die Wahrscheinlichkeit, mit der die Behörde sich nach der „ehrlichen“ Signalausprägung für Strafe entscheidet, heiße α :

$$(7) \quad \alpha = \text{pr}(b \mid s=e).$$

Die Wahrscheinlichkeit einer Strafe nach Beobachtung der Signalausprägung $s=h$ sei als β definiert:

$$(8) \quad \beta = \text{pr}(b \mid s=h).$$

Schließlich sei die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Steuerzahler sich für Ehrlichkeit entscheidet, als γ bezeichnet. Eine weitere Änderung gegenüber dem „inspection game“ ist die Berücksichtigung einer behördlichen Präferenz für korrekte Entscheidungen. Mit $G \geq 0$ sei der Nutzenzuwachs der Behörde aus einer korrekten Bestrafung bezeichnet, während $L \geq 0$ den Betrag des Schadens aus einer falschen Bestrafung darstellt. $G=L=0$ berücksichtigt also dem Grenzfall einer (in dieser Hinsicht) gleichgültigen Behörde, während die Parameterbelegung $G, L > 0$ ein Interesse der Behörde an korrekten Urteilen abbildet. Diese Annahme lässt sich durch ein langfristiges Reputationsinteresse begründen – eine Institution, die kontinuierlich Fehlurteile fällt, wird nicht langfristig am Markt für Rechtsdurchsetzung überleben. Eine andere Rechtfertigung für diese Annahme könnte aus der gerichtlichen Überprüfung ausgesprochener Sanktionen gezogen werden – aufgedeckte Fehlurteile könnten zu Karriereachteilen für Behördenmitarbeiter oder auch zu Schadensersatzpflichten der Behörde führen. Hierbei sollte G als nicht zu groß angenommen werden, weil es ansonsten wohlfahrtsverbessernd sein

könnte, den Steuerbürger zur Hinterziehung zu verleiten, um ihn dann korrekt zu bestrafen. Eine sinnvolle Annahme ist also $G < P - X$.

Das in Abbildung 2 dargestellte Spiel beginnt mit der Entscheidung des Steuerbürgers S zwischen Ehrlichkeit (e) mit Wahrscheinlichkeit γ und Hinterziehung (h) mit Wahrscheinlichkeit $1 - \gamma$. Dann zieht die Natur die Signalausprägung, also entweder $s=h$ oder $s=e$, mit den jeweiligen auf die Wahl des S bedingten Wahrscheinlichkeiten r und w . Die Behörde B kann nur die Signalausprägung unterscheiden, aber nicht die Wahl des S beobachten, was im Spielbaum durch die Informationsmengen um ihre Entscheidungsknoten abgebildet wird. Sie entscheidet sich an der linken Informationsmenge mit Wahrscheinlichkeit β für eine Bestrafung, an der rechten mit Wahrscheinlichkeit α .

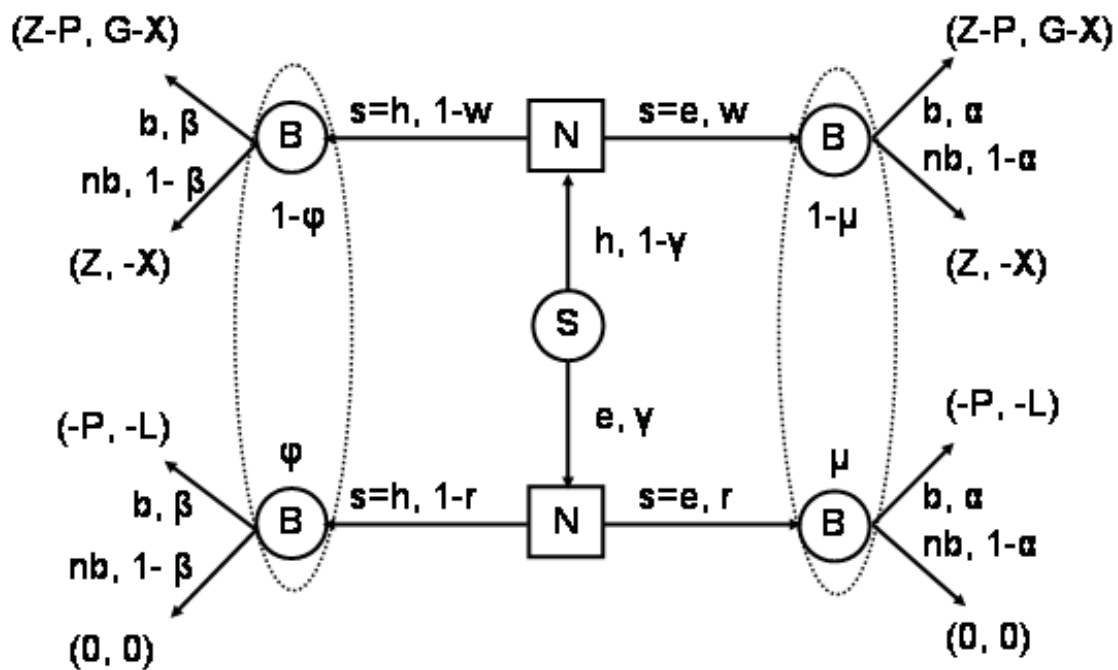


Abb. 2: Spiel zwischen Bayesianischer Steuerbehörde und potentiellm Hinterzieher

Als rationale Entscheiderin wertet sie hierzu das Signal gemäß der Formel von Bayes aus. Hat sie die Signalausprägung $s=h$ beobachtet, so wird ihre Einschätzung („belief“), dass S ehrlich gehandelt hat, als φ bezeichnet, und lässt sich wie folgt berechnen:

$$(9) \quad \varphi = \text{pr}(e | s=h) = \frac{\gamma(1-r)}{\gamma(1-r) + (1-\gamma)(1-w)}.$$

Hat sie dagegen $s=e$ beobachtet, so ist ihre Einschätzung, dass S ehrlich gehandelt hat, μ :

$$(10) \quad \mu = \text{pr}(e \mid s=e) = \gamma r / [\gamma r + (1-\gamma)w].$$

Auch in diesem Modell lässt sich die Bestrafungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit vom Verhalten des S angeben. Führt er die Aktion (e) aus, so wird er mit $q(e)=w\alpha+(1-w)\beta$ bestraft. Führt S dagegen (h) aus, wird er mit Wahrscheinlichkeit $q(h)=r\alpha+(1-r)\beta$ bestraft.

Aus $r>w$ folgt, dass $q(h)>q(e) \Leftrightarrow \alpha>\beta$. Das Strafsystem droht also nur dann eine höhere Bestrafungswahrscheinlichkeit für rechtswidriges als für rechtstreu Verhalten an, wenn es (im Gleichgewicht) auf das Signal $s=h$ mit höherer Wahrscheinlichkeit straft als nach Beobachtung des Signals $s=e$. Schon mit der Wahl von $\alpha=\beta$ würden keine selektiven Anreize zu rechtstreuem Verhalten produziert werden, da diese Wahl $q(h)=q(e)$ implizierte.

II. Nash-Gleichgewichtsanalyse

Zunächst soll die strategische Form des oben modellierten Spiels auf Nash-Gleichgewichte hin untersucht werden. Allerdings bleibt bei der Analyse der Normalform (vgl. Tabelle 3) eine wichtige Eigenschaft des Spiels unberücksichtigt: die sequentielle Natur. Daher haben die in diesem Abschnitt hergeleiteten Ergebnisse nur geringe Aussagekraft. Allerdings hilft dieser erste Schritt, frühzeitig solche Fälle zu identifizieren, die bei der Suche nach Perfekt Bayesianischen Gleichgewichten nicht mehr berücksichtigt werden müssen.

Beim Aufstellen des Modells im vorigen Abschnitt wurden folgende Annahmen getroffen:

- Hinterziehung ist ineffizient ($X>Z>0$).
- Wird Strafe verhängt, so macht dies Hinterziehung unattraktiv ($P>Z>0$).
- Die Behörde ist an der Richtigkeit ihrer Entscheidungen interessiert ($G,L>0$)
- aber imperfekte Entscheiderin ($0<w<r<1$).

Wenn nun in diesem Spiel $Z>(r-w)P$ gilt, dann hat das Spiel genau ein Nash-Gleichgewicht $\{(h), (b,b)\}$. Denn $Z>(r-w)P$ lässt sich zu $Z-(1-w)P>-(1-r)P$ umformen; dieser Vergleich zeigt, dass nun Hinterziehung dominante Strategie des S ist. Die beste Antwort der B auf (h) ist dann (b, b). Die Bedingung $Z>(r-w)P$ bedeutet, dass der Täternutzen aus der Hinterziehung so groß ist, dass Bayesianisches Monitoring niemals zu rechtstreuem Verhalten motivie-

ren kann. Die rechte Seite dieser Ungleichung gibt den Vorteil in Form vermiedener Strafe wieder, den ein potentieller Täter internalisiert, wenn er sich von Hinterziehung zu ehrlicher Steuerdeklaration umentscheidet.

B, S	hinterziehen (h)	nicht hinterziehen (e)
An beiden Informationsmengen bestrafen (b, b)	$G-X$	$Z-P$ $-L$ $-P$
Nach $s=h$ bestrafen, nach $s=n$ nicht bestrafen (b, nb)	$(1-w)G-X$	$Z-(1-w)P$ $-(1-r)L$ $-(1-r)P$
Nach $s=h$ nicht bestrafen, nach $s=n$ bestrafen (nb, b)	$wG-X$	$Z-wP$ $-X$ $-rP$
An beiden Informationsmengen nicht bestrafen (nb, nb)	$-X$	Z 0 0

Tabelle 3: Strategische oder Normalform des Spiels

Hieraus folgt, dass $Z < (r-w)P$ eine notwendige Bedingung dafür ist, dass durch Bayesianische Überwachung rechtstreues Verhalten induziert werden kann. Ist diese Bedingung erfüllt, so ist (e) für S die bessere Antwort auf die Wahl von (b, nb) durch die Behörde. Aus diesem Grund ist es sinnvoll, die Untersuchung im nächsten Abschnitt auf den Fall $Z < (r-w)P$ zu beschränken.

III. Perfekt Bayesianische Gleichgewichte

Die Bestimmung Perfekt Bayesianischer Gleichgewichte berücksichtigt (anders als die Nash-Gleichgewichtsanalyse) die sequentielle Natur des oben modellierten Spiels. Die Parameter (P, Z, X, G, L, r, w) sind exogen gegeben, endogen sind die Verhaltenswahrscheinlichkeiten (α, β, γ) und (μ, φ). Eine Kombination dieser endogenen Variablen ist ein perfektes Bayesianisches Gleichgewicht, wenn

- (μ^*, φ^*) nach der Bayesformel, also gemäß (9) und (10), bestimmt werden,
- (α^*, β^*) unter der Einschätzung (μ^*, φ^*) eine beste Antwort auf γ^* darstellt,
- und γ^* eine beste Antwort auf (α^*, β^*) ist.

Zunächst sei das Optimalverhalten des Steuerbürgers S charakterisiert. Da er nicht sicher weiß, welche Strategie die Behörde wählen wird, ist die Wahl seiner Verhaltensstrategie durch

$$(11) \quad \gamma^* = \operatorname{argmax} \{ (Z-P)(1-\gamma)[w\alpha+(1-w)\beta] + Z(1-\gamma)[w(1-\alpha)+(1-w)(1-\beta)] - P\gamma[r\alpha+(1-r)\beta] \}$$

gekennzeichnet. Die Ableitung dieser Zielfunktion nach γ lautet

$$-(Z-P) [w\alpha+(1-w)\beta] - Z[w(1-\alpha)+(1-w)(1-\beta)] - P[r\alpha+(1-r)\beta],$$

$$\text{was zu } -Z[w\alpha+(1-w)\beta+w(1-\alpha)+(1-w)(1-\beta)] - P[r\alpha+(1-r)\beta] + P [w\alpha+(1-w)\beta]$$

umgeformt und dann zu

$$(12) \quad P(r-w)(\beta-\alpha) - Z$$

vereinfacht werden kann. Wegen der Annahmen $r > w$ und $P, Z > 0$ hängt das Vorzeichen von Ausdruck (12) nur davon ab, welche Strategie (α, β) die Behörde wählt. Hieraus ergibt sich die Reaktionskorrespondenz des S

$$(13) \quad \begin{array}{lll} \gamma^* = 1 & \Leftrightarrow & \beta - \alpha > K \\ 0 < \gamma^* < 1 & \Leftrightarrow & \beta - \alpha = K \\ \gamma^* = 0 & \Leftrightarrow & \beta - \alpha < K, \end{array}$$

wobei die Hilfsvariable $K = Z/(r-w)P$ die Notation übersichtlicher hält. Wegen der im vorigen Abschnitt diskutierten Annahme $Z < (r-w)P$ gilt $0 < K < 1$. Wenn die Differenz in den von der Behörde gewählten Bestrafungswahrscheinlichkeiten nach Beobachtung der Signalausprägung $s=h$ (also β) und $s=e$ (also α) gleich K ist, dann ist S gerade indifferent zwischen seinen reinen Strategien. Ist diese Differenz kleiner als K , dann wird er die reine Strategie „hinterziehen“ bevorzugen, weil ehrliches Verhalten die erwartete Strafe nicht genügend mindert. Ist diese Differenz hingegen größer als K , dann bevorzugt er ehrliches Verhalten; das Überwachungssystem wirkt abschreckend.

Nun soll die Optimalwahl der Behörde ermittelt werden. Hat sie die Signalausprägung $s=e$ beobachtet, richtet sich ihre Einschätzung über das unbeobachtbare Verhalten des S nach Gleichung (10), und sie wählt

$$(14) \quad \alpha^* = \operatorname{argmax} \{ \alpha(1-\mu)(G-X) - (1-\alpha)(1-\mu)X - \alpha\mu L \}.$$

Die Ableitung dieser Zielfunktion nach α ist $(1-\mu)(G-X)+(1-\mu)X-\mu L$, was sich zu $G-\mu(G+L)$ vereinfachen lässt. Einsetzen von μ gemäß (10) liefert nun

$$(15) \quad G - (G+L)\gamma r / [\gamma r + (1-\gamma)w],$$

was einen Zusammenhang zwischen der optimalen Entscheidung der Behörde und der Wahl des S herstellt. Die erste Ableitung der rechten Seite von (14) gem. Ausdruck (15) ist genau dann negativ, wenn

$$(16) \quad \gamma > wG / (rL + wG) = \gamma_1.$$

Die rechte Seite dieser Ungleichung wird als γ_1 definiert, der untere Schwellenwert von γ , welcher die Entscheidung der Behörde determiniert. Wählt S rechtstreu Verhalten mit einer Wahrscheinlichkeit $\gamma < \gamma_1$, dann ist die Ableitung (15) positiv, und die beste Wahl der Behörde wäre $\alpha^*=1$. Die beste Antwort auf $\gamma > \gamma_1$, wäre dagegen $\alpha^*=0$. Wenn S dagegen $\gamma = \gamma_1$ wählt, dann ist die Behörde zwischen ihren reinen Strategien indifferent. Ihre erwartete Auszahlung ist unabhängig von der gewählten Verhaltenswahrscheinlichkeit α . Mit anderen Worten: Jedes α ist optimal, also $0 \leq \alpha^* \leq 1$.

In derselben Weise lässt sich die optimale Reaktion der Behörde auf die Beobachtung der Signalrealisation $s = h$ herleiten, also

$$(17) \quad \beta^* = \operatorname{argmax} \{ (1-\varphi)[\beta G - X] - \varphi \beta L \}.$$

Unter Verwendung von Gleichung (9) zeigt sich, dass die Ableitung dieses Ausdrucks nach β genau dann positiv ist, wenn

$$(18) \quad \gamma < (1-w)G / [(1-r)L + (1-w)G] = \gamma_2.$$

Nachdem die Behörde $s = e$ beobachtet hat, ist es für sie also optimal, $\beta^*=1$ zu wählen, wenn $\gamma < \gamma_2$. $\beta^*=0$ ist optimal, wenn $\gamma > \gamma_2$. Und sie ist indifferent, wenn $\gamma = \gamma_2$. Die getroffenen Annahmen $r > w$ und $G > 0$ (sowie $L < \infty$) implizieren $\gamma_2 > \gamma_1$, der zuletzt hergeleitete Schwellenwert

(der die optimale Wahl von β determiniert) ist also immer größer als der erste (der für α zuständig ist). Daher sind im Hinblick auf die Reaktionskorrespondenz der Behörde die folgenden fünf Fälle hinsichtlich der Strategie γ des S zu unterscheiden (wie in Abbildung 3 leicht zu sehen ist):

- | | | | |
|------|-----------------------------------|-------------------|--|
| (19) | a) $0 \leq \gamma < \gamma_1$ | \Leftrightarrow | $(\alpha^*, \beta^*) = (1, 1)$ |
| | b) $\gamma = \gamma_1$ | \Leftrightarrow | $0 \leq \alpha^* \leq 1$ und $\beta^* = 1$ |
| | c) $\gamma_1 < \gamma < \gamma_2$ | \Leftrightarrow | $(\alpha^*, \beta^*) = (0, 1)$ |
| | d) $\gamma = \gamma_2$ | \Leftrightarrow | $\alpha^* = 0$ und $0 \leq \beta^* \leq 1$ |
| | e) $\gamma_2 < \gamma \leq 1$ | \Leftrightarrow | $(\alpha^*, \beta^*) = (0, 0)$. |

Oben wurde bereits diskutiert, dass $\alpha^* > \beta^*$ eine notwendige Bedingung für die Produktion selektiver Anreize, also $q(h) > q(e)$ ist. Abbildung 3 macht deutlich, dass dies nur im mittleren Bereich $\gamma_1 \leq \gamma \leq \gamma_2$ erfüllt sein kann.

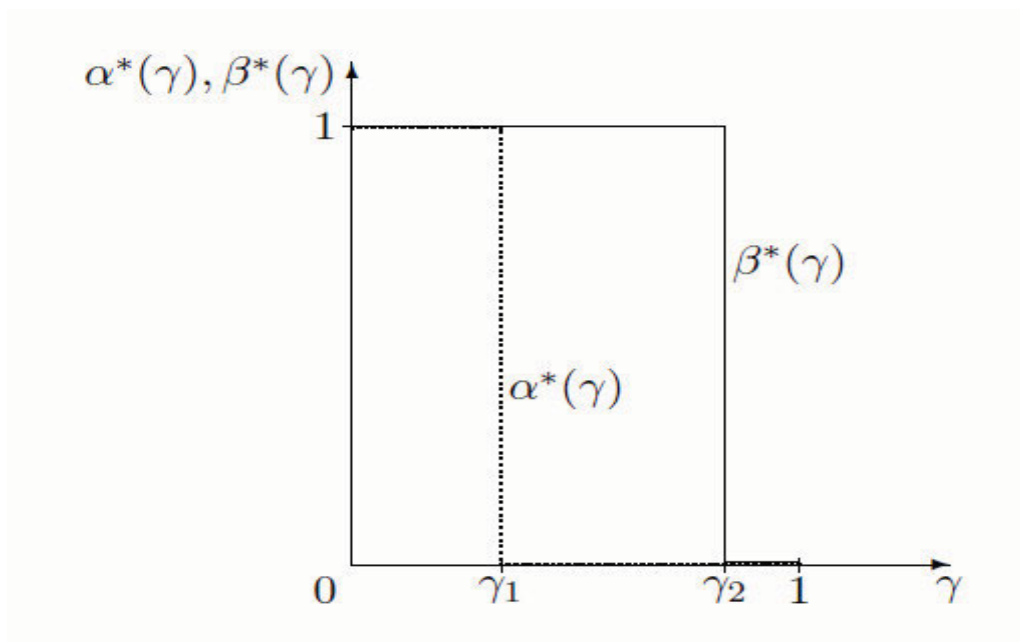


Abbildung 3: Reaktionskorrespondenz der Behörde

Aus den Reaktionskorrespondenzen der Behörde $(\alpha^*(\gamma), \beta^*(\gamma))$ gemäß (19) und des Steuerzahlers $\gamma^*(\alpha, \beta)$ gemäß (13) lassen sich nun die perfekten Bayesianischen Gleichgewichte des Spiels ermitteln:

Proposition: Im Spiel zwischen Bayesianischer Behörde und Steuerzahler mit $G, L > 0$, $0 < Z < (r-w)P$ und $0 < w < r < 1$ existieren drei perfekte Bayesianische Gleichgewichte, die durch

- i) $\gamma = 0, \beta = \alpha = 1$ (*tyrannisches Gleichgewicht*)
- ii) $\gamma = \gamma_1, \beta = 1, \alpha = 1 - K$ (*drakonisches Gleichgewicht*)
- iii) $\gamma = \gamma_2, \beta = K, \alpha = 0$ (*freundliches Gleichgewicht*)

charakterisiert sind, wobei $K = Z / (r-w)P$, $\gamma_1 = wG / (rL + wG)$ und $\gamma_2 = (1-w)G / [(1-r)L + (1-w)G]$.

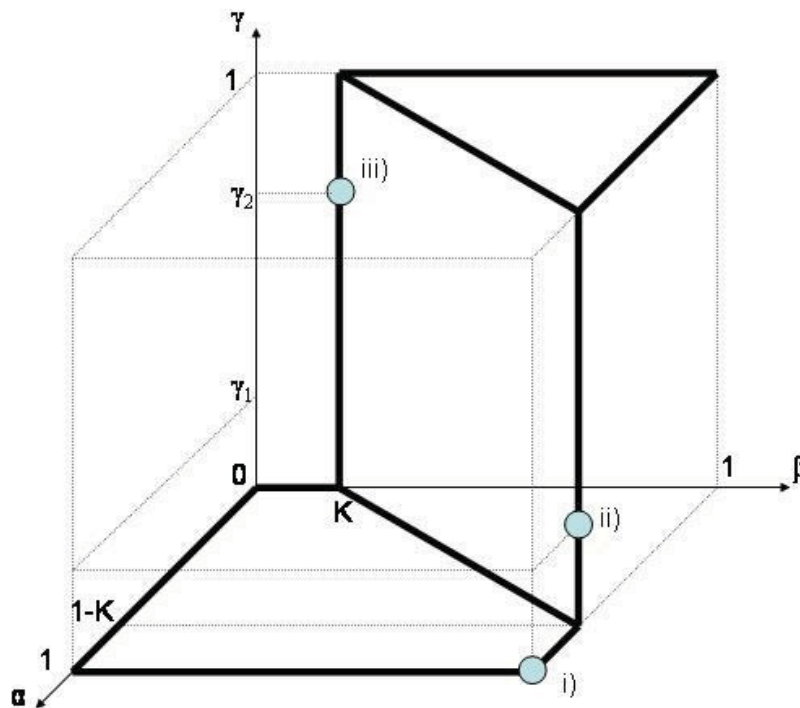


Abbildung 4: Perfekt Bayesianische Gleichgewichte

Die drei Gleichgewichte des Spiels sind in Abbildung 4 visualisiert; hierbei repräsentiert die fettgedruckte „Treppe“ die (nun dreidimensional dargestellte) Reaktionskorrespondenz des Täters. Sie unterscheiden sich im Hinblick auf die Wahrscheinlichkeit rechtmäßigen Verhaltens und der Bestrafung. Erstere beträgt im tyrannischen Fall (die Behörde bestraft nach beiden Signalausprägungen mit Wahrscheinlichkeit 1) Null. Im drakonischen Fall bestraft die Behörde nach der Signalausprägung $s=h$ sicher, nach $s=e$ mit positiver Wahrscheinlichkeit. Dies motiviert S zu einer niedrigen (aber doch positiven) Wahrscheinlichkeit rechtmäßigen Verhaltens. Im „freundlichen“ Gleichgewicht bestraft die Behörde nie, wenn sie die Signalausprägung $s=e$ beobachtet, und lediglich mit positiver Wahrscheinlichkeit (kleiner eins) nach

$s=h$. Hierdurch wird S zur höchsten Wahrscheinlichkeit ehrlichen Verhaltens motiviert. Die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Strafe verhängt wird, hängt von der Aktion ab, die S ausführt. Wegen $K=Z/(r-w)P$ und $r>w$ betragen diese Bestrafungswahrscheinlichkeiten in den drei Gleichgewichten

- tyrannisch: $q(e)=q(h)=1$
- drakonisch: $q(e)=r(1-K)+1-r=1-rK=1-rZ/(r-w)P$ und $q(h)=1-wZ/(r-w)P$
- freundlich: $q(e)=(1-r)Z/(r-w)P$, $q(h)=(1-w)Z/(r-w)P$.

Diese Berechnungen verdeutlichen drei interessante Beobachtungen: Erstens reagiert die Wahrscheinlichkeit, nach Hinterziehung bestraft zu werden, in den drei Gleichgewichten unterschiedlich auf Änderungen der Strafhöhe. Im tyrannischen sind $q(h)$ und $q(e)$ unabhängig von P , im drakonischen steigen sie, im freundlichen sinken sie in P . Zweitens beträgt die Differenz zwischen den beiden Bestrafungswahrscheinlichkeiten im tyrannischen Gleichgewicht 0, in den beiden anderen dagegen $(r-w)K=Z/P$. Diese korrespondiert mit der Differenz in den Reaktionswahrscheinlichkeiten der Behörde, also $\alpha^*-\beta^*$, die im tyrannischen Gleichgewicht Null ist, in den beiden anderen dagegen K beträgt. Diese Differenz ist wichtig für die Fähigkeit des Strafverfolgungssystems, selektive Anreize zu setzen. Drittens läßt sich – wie in der Diskussion des „inspection game“ – für jedes Gleichgewicht Wahrscheinlichkeit angeben, mit der eine begangene Hinterziehung bestraft wird. Diese Wahrscheinlichkeit beträgt $\gamma^*q(h)$. Im drakonischen Gleichgewicht ist dies $(1-\gamma_1)(1-rK)$, im freundlichen $(1-\gamma_2)(1-r)K$. Der erste Ausdruck ist immer kleiner als der zweite, weil zum einen $\gamma_1<\gamma_2$. Zum anderen $(1-rK)<(1-r)K \Leftrightarrow K<1 \Leftrightarrow Z<(r-w)P$, was nach der Diskussion der strategischen Form des Spiels für diesen Abschnitt als Annahmen getroffen wurde. Im Modell der Bayesianischen Überwachungsbehörde ist die Wahrscheinlichkeit einer Bestrafung einer tatsächlich begangenen Tat demnach am höchsten, wenn das freundliche Gleichgewicht gespielt wird.

Eine weitere Implikation der oben hergeleiteten Proposition ist, dass im Gleichgewicht niemals $\gamma=1$ induziert werden kann, solange $L>0$ und $r<1$ sind. Der Grund hierfür liegt auf der Hand: Sollte die Behörde mit Sicherheit rechtmäßiges Verhalten des S erwarten, wird sie ihn nach keiner Signalausprägung bestrafen (sollte sie $s=h$ beobachten, kann dies nur auf die Fehleranfälligkeit des Signals zurückzuführen sein), um L zu vermeiden. Für S ist es aber nicht die beste Aktion, ehrlich zu handeln, wenn er erwarten kann, definitiv nicht bestraft zu werden.

Die letzte Beobachtung bezieht sich auf die ex-ante erwartete Strafandrohung, adressiert also direkt das in der Einleitung beschriebene „tax payer puzzle“. Da die Strafhöhe exogen gegeben ist, hängt die erwartete Strafandrohung bei Hinterziehung (wie auch nach ehrlichem Verhalten) von der Strategiewahl der Behörde ab. Solange $K < 1$ ist, nimmt der Vektor (α, β) in den drei Gleichgewichten eindeutig sortierbare Werte an. Es gilt:

$$(20) \quad (\alpha, \beta)_{\text{tyrannisch}} = (1, 1) > (\alpha, \beta)_{\text{drakonisch}} = (1-K, 1) > (\alpha, \beta)_{\text{freundlich}} = (0, K).$$

Hieraus folgt, dass im tyrannischen Gleichgewicht die erwartete Strafe nach Hinterziehung am höchsten ist, dagegen im freundlichen Gleichgewicht am niedrigsten; dasselbe gilt für ehrliches Verhalten. Erwartete Strafe und Wahrscheinlichkeit rechtstreuen Verhaltens sind also – im Vergleich der Gleichgewichte – negativ miteinander korreliert: Eine hohe erwartete Strafe geht mit einer niedrigen Rate rechtstreuen Verhaltens einher, während die niedrigste erwartete Strafe den Steuerzahler mit der höchsten Wahrscheinlichkeit zur Rechtstreue motiviert. Dieses Resultat ist mit der Empirie konsistent; das Puzzle ist also gar nicht so erstaunlich, wenn die Annahmen dieses Modells die Situation zwischen Behörde und Steuerbürger angemessen beschreiben.

D. Ergebnis und Ausblick

Die Modelle nach Becker und Tsebelis drehen sich um die Frage, ob und wie stark Strafe das Verhalten eines potentiellen Täters beeinflusst. Die Beckersche Perspektive wirft das „tax payer puzzle“ auf – es ist kaum zu erklären, warum rationale Bürger überhaupt Steuern zahlen, wo doch Strafe und Verfolgungswahrscheinlichkeit so niedrig sind. Das „inspection game“ zeigt, dass Strafe überhaupt nicht abschreckend wirkt, wenn die Behörde sich nicht glaubwürdig an eine Strafstrategie binden kann. Die modifizierte Form (mit fiskalischer Wirkung einer verhängten Strafe) zeigt, dass Strafänderungen bei Tätern lediglich schwache Wirkungen erzeugen könnten. Es adressiert damit den zweiten Teil des Puzzles.

Das Modell einer Bayesianischen Behörde gibt eine völlig andere Antwort auf die erste Puzzle-Frage, warum Menschen so überraschend viele Steuern zahlen, obwohl doch die Wahrscheinlichkeit der Entdeckung gering und die Strafen mäßig sind. Im „freundlichen“ Gleichgewicht ist die Rate, mit der rechtstreu gehandelt wird, recht hoch – und dies weil, nicht obwohl das Verfolgungssystem „soft“ eingestellt ist. Bei intensiverer Strafverfolgung (also dem

„drakonischen“ Gleichgewicht) würde die Wahrscheinlichkeit rechtstreuen Verhaltens sinken; im tyrannischen System wäre sie sogar Null. Das Modell ist zwar hochgradig stilisiert, beleuchtet aber den Einfluss von imperfekter Überwachung bzw. fehleranfälliger Rechtsdurchsetzung auf individuelles Verhalten.

Kennzeichen der ökonomischen Straftheorie	Nur Bindung an Strafhöhe P möglich, Bestrafungswahrscheinlichkeit q ist endogen		Bindung an Strafstrategie (q,P) möglich
Bezugsrahmen	Spieltheorie		Preistheorie
Weitere Unterscheidung	Positive Überwachungskosten, perfekte Überwachung	Keine Kosten der Überwachung, imperfekte Überwachung	Becker
Modell	„inspection game“	Bayesianische Überwachungsbehörde	
Hauptergebnis zur Abschreckung durch Strafe	Strafe wirkt nicht abschreckend, nur bei fiskalischer Wirkung. <i>(komparative Statik)</i>	Geringe erwartete Strafe geht mit hoher Rechtstreue einher. <i>(Vergleich von Gleichgewichten)</i>	Erwartete Strafe kann abschrecken, wenn hoch genug; „maximum fine result“; Angebot/Nachfrage auf Markt für Straftaten.

Tabelle 4: Vergleich der drei ökonomischen Straftheorien

Eine prima vista als „schwach“ erscheinende Bestrafungsstrategie induziert ein höheres Maß an Rechtstreue (und Effizienz) als ein „kraftvolles“ Eintreten der Durchsetzungsbehörde. Bei aller gebotenen Vorsicht gibt das Modellergebnis einen Hinweis darauf, warum Rechtsstaaten im Hinblick auf die individuelle Motivation zu rechtstreuem Verhalten Diktaturen überlegen sein können. Dabei kann dieses Ergebnis hergeleitet werden, ohne etwa Neigung zur Reziprozität, Identifikation mit demokratischen Entscheidungsstrukturen oder beschränkt rationales (z.B. regelgebundenes) Verhalten postulieren zu müssen.

Zur Gleichgewichtsauswahl sagt das Modell nichts aus; dies wäre ein Thema für weitere Forschung. Tabelle 4 vergleicht die neue ökonomische Straftheorie mit den beiden bekannten Theorien (Becker und „inspection game“) hinsichtlich der getroffenen Annahmen und der wesentlichen Ergebnisse. Im „inspection game“ sind die positiven Verfolgungskosten der entscheidende Faktor, der dazu führt, dass nur ein Gleichgewicht in gemischten Strategien

existiert. Weil die Verfolgungskosten positiv sind, wird die Behörde auf Rechtstreue mit Kontrollverzicht antworten. Im Bayesianischen Modell ist es die Fehlerwahrscheinlichkeit der benevolenten (und an guten Urteilen interessierten) Behörde. Wenn sie rechtstreues Verhalten erwartet, wird sie nicht mehr auf das fehleranfällige Signal vertrauen, sondern immer „nicht strafen“ wählen. Positive Überwachungskosten und ein fiskalischer Effekt verhängter Strafen können in das Bayesianische Modell integriert werden, was jedoch die Herleitung der Gleichgewichte komplizierter macht, ohne wesentliche Änderungen der grundsätzlichen Modellaussagen zu erlauben.

Literatur

- Allingham, M./Sandmo, A. (1972):* Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis, in: *Journal of Public Economics*, Vol. 1, S. 323-338
- Alm, J./McClelland, G./Schulz, W. (1992):* Why Do People Pay Taxes, in: *Journal of Public Economics*, Vol. 48, S. 21-38.
- Andreozzi, L. (2004):* Rewarding Policemen Increases Crime. Another Surprising Result from the Inspection Game, in: *Public Choice*, Vol. 121, S. 69-82.
- Bagwell, K. (1995):* Commitment and Observability in Games, in: *Games and Economic Behavior*, Vol. 8, S. 271-280.
- Becker, G. (1968):* Crime and Punishment: An Economic Approach, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 76, S. 169-217.
- Border, K./Sobel, J. (1987):* Samurai Accountant: A Theory of Auditing and Plunder, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 54(180), S. 525-540.
- Dhami, S./al-Nowaihi, A. (2007):* Why Do People Pay Taxes? Prospect Theory vs. Expected Utility Theory, in: *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 64(1), S. 171-192.
- Dickens, W.T./Katz, L.F./Lang, K./Summers, L.H. (1989):* Employee Crime and the Monitoring Puzzle, in: *Journal of Labor Economics*, Vol. 7(3), S. 331-347.
- Garoupa, N. (1997):* The Theory of Optimal Law Enforcement, in: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 11, S. 267-295.
- Holler, M. (1990):* The Unprofitability of Mixed-Strategy Equilibria in Two-Person-Games. A Second Folk Theorem, in: *Economics Letters*, Vol. 32, S. 319-323.

- Huck, S./Müller, W. (2000): Perfect versus Imperfect Observability – An Experimental Test of Bagwell’s Result, in: Games and Economic Behavior, Vol. 31, S. 174-190.*
- Kirstein, R. (1999): Imperfekte Gerichte und Vertragstreue. Eine ökonomische Theorie richterlicher Entscheidungen; Gabler Edition Wissenschaft, Deutscher Universitäts-Verlag, Wiesbaden.*
- Kirstein, R./Schmidtchen, D. (1997): Judicial Detection Skill and Contractual Compliance, in: International Review of Law and Economics, Vol. 17(4), S. 509-520.*
- Nalebuff, B./Scharfstein, D. (1986): Testing in Models of Asymmetric Information, in: Review of Economic Studies, Vol. 54, S. 265-278.*
- Polinsky, A.M./Shavell, S. (1979): The Optimal Tradeoff between the Probability and Magnitude of Fines, in: The American Economic Review, Vol. 69, S. 880-891.*
- Polinsky, A.M./Shavell, S. (2000): The Economic Theory of Public Enforcement of Law, in: Journal of Economic Literature, Vol. 38, S. 45-76.*
- Reinganum, J.F./Wilde, L.L. (1985): Income Tax Compliance in a Principal Agent Framework, in: Journal of Public Economics, Vol. 26(1), S. 1-18.*
- Swets, J.A. (1988): Measuring the Accuracy of Diagnostic Systems, in: Science, Vol. 240, S. 1285-1293.*
- Tsebelis, G. (1990a): Are Sanctions Effective? A Game-Theoretic Analysis, in: Journal of Conflict Resolution, Vol. 34(1), S. 3-28.*
- Tsebelis, G. (1990b): Penalty Has no Impact on Crime: A Game-Theoretic Analysis, in: Rationality and Society, Vol. 2(3), S. 255-286.*
- Van Damme, E./Hurkens, S. (1995): Games with Imperfectly Observable Commitment, in: Games and Economic Behavior, Vol. 21, S. 282-308.*
- Wittman, D. (1985): Counter-Intuitive Results in Game Theory, in: European Journal of Political Economy, Vol. 1(1), S. 77-89.*
- Wittman, D. (1993): Nash Equilibrium vs. Maximin. A Comparative Statics Analysis, in: European Journal of Political Economy, Vol. 9, S. 559-565.*