

Dezember 2019

14. Jahrg.

71732

Seite 417-544

ZfWVG

Zeitschrift für Wett- und Glücksspielrecht
European Journal of Gambling Law

6

Herausgeber

Prof. Dr. Johannes Dietlein

Prof. Dr. Jörg Ennuschat

Prof. Dr. Ulrich Haltern, LL.M.

RA Dr. Manfred Hecker

Prof. Dr. Christian Koenig, LL.M.

Schriftleiter

RiVG Dr. Felix B. Hüsken

- Prof. Dr. Christian Koenig*
417 „Ein Staat – zwei Systeme“ überfordert nicht den Föderalismus, sondern rechts- und ordnungspolitische Schablonen!
- Prof. Dr. Thomas Dünchheim*
418 Unions- und verfassungsrechtliche Vereinbarkeit eines Lotterieveranstaltungsmonopols im Gefüge einer kohärenten Glücksspielregulierung
- Prof. Dr. Jan-Philipp Rock*
427 Aktuelle Rechtsprechung zum Glücksspielrecht
- Dr. Jörg Bewersdorff*
442 Nochmals: Der durch Spielsucht generierte Umsatzanteil
- Dr. Lennart Brüggemann*
449 Gleichartigkeit zwischen Wettbürosteuer und Sportwettensteuer?
- Fred Steinmetz und Dr. Ingo Fiedler*
456 Konzept eines staatlichen Blockchain-basierten Systems zur transparenten Zahlungsabwicklung bei Onlineglücksspielen
- Dr. Wulf Hambach und Dr. Bernd Berberich*
463 Eckpfeiler für Neuordnung des Internet-Glücksspiels auf Basis der EU-Kommission
- Dr. Nik Sarafi*
469 Die Kriminalisierung des Glücksspiels durch die §§ 284 ff. StGB unter strafverfassungsrechtlichen Gesichtspunkten
- 474 Erfolgreiche Nichtzulassungsbeschwerde betreffend die Ersetzung des § 33 i GewO durch Landesrecht
BVerwG, Beschl. v. 20.6.2019 – 8 B 41.18
- 475 Rechtsnachfolge bei einer durch Bescheid konkretisierten Untersagung der Sportwettvermittlung
VGH Baden-Württemberg, Urt. v. 4.7.2019 – 6 S 1269/18
- 479 Kriterien für die Untersagung der Sportwettvermittlung in Sachsen-Anhalt
OVG Sachsen-Anhalt, Beschl. v. 9.7.2019 – 3 L 79/16
- 492 Rechtmäßige Untersagung des Angebots von Online-Glücksspielen in Baden-Württemberg
VGH Baden-Württemberg, Beschl. v. 11.7.2019 – 6 S 2759/18
- 498 Rechtmäßige Untersagung bestimmter Formen von Sportwetten
OVG Sachsen, Beschl. v. 19.7.2019 – 6 B 172/18
- 501 Kein Fortbetrieb einer Wettvermittlungsstelle wegen Verstoßes gegen geltendes Mindestabstandsgebot zu weiterer Wettvermittlungsstelle
OVG Rheinland-Pfalz, Beschl. v. 6.8.2019 – 6 B 10860/19
- 503 Auswahlverfahren für Bestandsspielhallen in NRW genügt dem unionsrechtlichen Transparenzgebot
OVG Nordrhein-Westfalen, Beschl. v. 16.8.2019 – 4 B 659/18
- Sonderbeilage 2/2019:
„LOTTO trifft Gemeinwohl“
- Sonderbeilage 3/2019:
Die aktuelle Entwicklung der Prävalenzen marktrelevanter Glücks- und Gewinnspielformen in Deutschland

Dr. rer. nat. Jörg Bewersdorff, Limburg*

Nochmals: Der durch Spielsucht generierte Umsatzanteil

Seit fast zehn Jahren behaupten einige Glücksspielforscher, dass in Deutschland mindestens 60 Prozent der Einnahmen mit Spielautomaten von Spielsüchtigen stammen würden. In Medien und Politik wird diese ursprünglich ebenso für Casino-Slots getroffene Aussage meist auf gewerbliche Geldspielgeräte reduziert. Der folgende Beitrag gibt eine Review der letzten Publikationen zu diesem Thema, wobei die vorgebrachten Argumente, die verwendeten Methoden, die zugrunde liegenden Statistikdaten und die gemachten Annahmen erörtert werden. Es zeigt sich, dass nicht nur fundierte Belege für die zitierten Aussage fehlen, sondern dass es sogar stichhaltige Gegenargumente gibt. Der Beitrag schließt mit Überlegungen, wie die deutsche Glücksspielforschung mit einer Verzahnung aller tangierten Kompetenzfelder in Qualität und Effizienz verbessert werden könnte.

I. Einleitung

In verschiedenen Verlautbarungen und Publikationen, insbesondere auch in dieser Zeitschrift, wurde heftig, zum Teil

sogar polemisch, darüber gestritten, ob der durch Spielsüchtige, d. h. der durch pathologische Spieler generierte Umsatz in Spielhallen 60 bis 70 % betrage. Nicht zuletzt, weil auch der Verfasser die Debatte am Rande beeinflusste, soll im Folgenden versucht werden, die Widersprüche in den verwirrenden Aussagen aufzulösen, aber auch statistisch seriöse Vorgehensweisen aufzuzeigen. Den Abschluss bilden einige Gedanken zu alternativen Möglichkeiten, wie die Wissenschaft effizienter dazu beitragen könnte, das zugrundeliegende Problem, d. h. die Spielsucht, anzugehen.

Bei der Debatte über den Umsatzanteil pathologischer Spieler offenbart bereits die Analyse der methodischen Ebene viele gravierende Schwachpunkte, und zwar „querbeet“ sowohl im Pro- wie im Kontra-Teil. Konkret finden sich Beispiele für eine mangelnde Universalität der angestellten Überlegungen mit der Folge unaufgedeckter Widersprüche wie auch für eine unzureichende wissenschaftliche Exaktheit, insbesondere bei der Referierung von Resultaten von

* Auf Seite III erfahren Sie mehr über den Autor.

Dritten, getoppt von Fällern, in denen versucht wird, inhaltliche Argumentationen durch persönliche Angriffe und Unterstellungen oder gar durch tatsachenwidrige Darlegungen zu ersetzen.

Im Detail wird sich zeigen, dass die strittige Aussage über den hohen Umsatzanteil Spielsüchtiger auf Annahmen beruht, deren höchst spekulativer und damit äußerst fragwürdiger Charakter leider in der Regel unterschlagen wird genauso wie die Tatsache, dass die Zahlen ursprünglich in de facto gleicher Höhe auch für Automaten der Spielbanken behauptet wurden. Im Gesamtkontext des Untersuchungsgegenstandes ergibt sich außerdem eine Fülle von Gegenargumenten. Daher kann die Aussage über den hohen Umsatzanteil pathologischer Spieler keinesfalls korrekt sein, womit sich zugleich die vermeintliche Herleitung als unüberwindbarer Irrweg entpuppt. Die unkommentierte Übernahme bzw. Wiedergabe der Aussage im wissenschaftlichen Diskurs ist damit sicher nicht seriös, im politischen Umfeld ist sie als populistische Rhetorik einzustufen.

II. Die strittigen Aussagen und ihre Chronologie

1. Peren

In seiner ersten Publikation zitiert *Peren*¹ eingangs *Ilona Führtenschnieder*, die Vorsitzende des Fachverbands Glücksspielsucht e. V., und die damalige Drogenbeauftragte der Bundesregierung *Marlene Mortler*. In beiden Zitaten² wird zum Ausdruck gebracht, dass 60 bzw. 60 bis 70 % der Umsätze in Spielhallen durch „Süchtige“ bzw. „Spielsüchtige“ generiert würden. *Perens* inhaltliche Auseinandersetzung beginnt mit einer Analyse der Ursprünge der Aussagen, die er bei *Fiedler*³ findet. Wie schon zuvor *Haase*,⁴ dessen detailgenaue Darlegung bis heute unwidersprochen geblieben ist, weist *Peren* darauf hin, dass die von *Fiedler* verwendete Übertragung von Daten über australische Spieler wissenschaftlich nicht fundiert sei. Unabhängig davon präsentiert *Peren* eine Widerlegung. Sie stützt sich auf die damals aktuellsten Ergebnisse der Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung (BZgA)⁵ und allgemeine Wirtschaftsdaten, mit Hilfe derer er die zitierten Aussagen mittels einer Vergleichsrechnung zum Widerspruch führt. Dabei sind die beiden letztgenannten Teile bis heute unwidersprochen geblieben, nicht aber *Perens* Interpretation der BZgA-Ergebnisse.

Dem Verfasser des vorliegenden Beitrags fiel bei der Lektüre von *Perens* Überlegungen auf, dass eine Tabelle des BZgA-Surveys falsch interpretiert wird.⁶ Wie auch in Bezug auf zwei ZfWG-Beiträge anderer Autoren,⁷ erfolgte entsprechend dem Brauch, mit dem der Verfasser in seiner Zeit an einem Forschungsinstitut mit weltweit anerkanntem Renommee vertraut wurde, ein Hinweis an *Peren*. Diesen Hinweis nahm *Peren* zum Anlass einer Eigenkorrektur.⁸

2. Meyer

Die erste kritische Reaktion auf *Perens* Eigenkorrektur stammt von *Meyer*. Er schreibt:⁹ „Exkurs zu Auftragsgutachten: Der Korrekturbedarf in Auftragsgutachten für die Automatenindustrie wächst offenbar mit deren Zahl. Erst vor kurzem musste *Peren* (2017) eine Richtigstellung in der Zeitschrift für Wett- und Glücksspielrecht publizieren. In seinem Gutachten war die Anzahl mindestens problematischer Spieler/innen an Geldspielautomaten durch falsche Referenzwerte wesentlich zu niedrig ausgewiesen. Diese

Zielsetzung legt allerdings auch der Korrekturbeitrag nahe, in dem der Befund, dass 60 % bis 70 % der Bruttospielerträge von problematischen und pathologischen Spieler/innen stammen, nur noch auf pathologische Spieler/innen bezogen wird. Statt auf der Basis von 192.000 Personen erscheinen weitere Berechnungen (durchaus im Interesse des Auftraggebers) lediglich auf der Grundlage von 92.000 Personen. Hier besteht also erneuter Revisionsbedarf.“

Meyers Stellungnahme lässt aufhorchen, nicht nur, weil *Perens*, in der Glücksspielforschung in Relation zur Anzahl von publizierten Fehlern¹⁰ leider äußerst seltenes, aber wissenschaftlich völlig untadeliges Verhalten einer Eigenkorrektur einzig zum Anlass einer Polemik genommen wird, im Zuge derer *Meyer* dann noch versucht, *Perens* Publikation als Auftragsgutachten zu diskreditieren. Erkennbar deutlich schwerer fällt dagegen *Meyer* die inhaltliche Kritik. Bezog sich *Peren*, wie hier eingangs dargelegt, völlig unzweideutig auf explizite Aussagen über Süchtige bzw. Spielsüchtige, also pathologische Spieler, so unterstellt *Meyer* dreist, *Peren* habe auch die problematischen Spieler mit einbeziehen müssen, nur um dann sofort den nächsten Korrekturbedarf zu sehen. Allerdings schreibt *Meyer* selbst in einem Buch: „Die Begriffe ‘Spielsucht’, ‘süchtiges bzw. pathologisches Spielen/Spielverhalten/Glücksspiel’ verwenden wir synonym.“¹¹

1 *Peren*, ZfWG 2017, Sonderbeilage zu Heft 4.

2 Dazu die Online-Ausgabe des Ärzteblatts vom 3.3.2017 (tinyurl.com/y6k6o6m5): „700.000 Menschen zwischen 16 und 70 oder knapp ein Prozent der Bevölkerung seien ‘problematische, Spieler oder bereits süchtig. Drei Viertel der Spieler, die 2016 eine Suchttherapie gemacht haben, hätten an Geldautomaten gespielt. Und umgekehrt würden 60 % des Umsatzes an Geldspielautomaten durch Süchtige erzielt, erläuterte Mortler.“

3 *Fiedler*, Glücksspiel, 2016, 359–361. Die anscheinend älteste Referenz für ähnliche Aussagen ist eine vermeintlich 2010 erstellte Präsentation von *Adams/Fiedler* (Diskussion mit Vertretern des Deutschen Bundestages, 7.4.2010, tinyurl.com/y93kof3d). Das Dokument, das einen Umsatzanteil von 67 bis 92 % durch pathologische Spieler bei Geldspielgeräten ausweist, kann allerdings nicht authentisch sein, da es diverse Referenzen auf Publikationen der Jahre 2012 und 2014 enthält. Der ursprüngliche Inhalt dürfte einer nicht nachträglich veränderten Stellungnahme von *Adams* (Was wird aus dem Glücksspielstaatsvertrag? Erstellungsdatum 26.11.2010, tinyurl.com/yy2tlpgr) entsprechen. Dort werden 56 % und 44 % für die Umsatzanteile Spielsüchtiger bei Geldspielgeräten bzw. Casino-Slots angegeben. Diese Zahlen stützen sich auf die BZgA-Surveys von 2007 und 2009 sowie eine Hochrechnung mittels australischer Daten. Bemerkenswert ist, dass in *Fiedlers* Publikationsliste keine Veröffentlichung erkennbar ist, bei der seine Hochrechnung einem Peer-Review-Verfahren unterworfen worden wäre.

4 *Haase*, ZfWG 2016, 404, vgl. auch *Vieweg*, Wirtschaftsentwicklung Unterhaltungsautomaten 2016 und Ausblick 2017, 2016, 48–54, tinyurl.com/y3clrl8t.

5 BZgA, Glücksspielverhalten und Glücksspielsucht in Deutschland. Ergebnisse des Surveys 2015 und Trends, 2016.

6 *Peren* stützt sich auf eine Aussage aus BZgA (Fn. 5), 10: „Als mindestens problematisch glücksspielend klassifizierte Befragte finden sich am häufigsten unter Personen, die in den letzten 12 Monaten Keno gespielt (23,2 %), die Spielbank besucht (kleines Spiel: 19,8 %, großes Spiel: 11,7 %), an Geldspielautomaten gespielt (13,0 %) oder an Oddset-Wettangeboten teilgenommen haben (12,5 %).“ Irrtümlich bezieht er die Zahlen auf die Grundgesamtheit der mindestens problematisch Spielenden statt auf die Grundgesamtheit der Spieler der jeweiligen Spielform.

7 *Bronder*, ZfWG 2018, 219 (vgl. *Bewersdorff*, ZfWG 2019, 13) sowie *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212 (Replik vorliegend).

8 *Peren*, ZfWG 2017, 555. Für die Zahl der pathologischen Geldspielgerätespieler erhält *Peren* in seiner Korrektur statt einer Obergrenze von 60.000 einen Wert von 92.200.

9 *Meyer*, in: DHS, Jahrbuch Sucht 18, 113, 117.

10 Trivialerweise ist diese Zahl mindestens so groß wie die Zahl der strittig publizierten Sachverhalte.

11 *Meyer/Bachmann*, Spielsucht, 3. Aufl., 2011, 5.

3. Banz/Becker

Insgesamt verfälscht *Meyer Perens* These und Argumentation so geschickt, dass es bei einer nur oberflächlichen Lektüre kaum auffällt. Das mag erklären, dass *Banz/Becker* die Ausführungen von *Meyer* als Nachweis eines erneuten Fehlers interpretieren und dann sogar referieren, sicher arglos, aber zu unkritisch:¹² „Wie *Meyer* in seinem Beitrag im Jahrbuch Sucht [...] ausführt, besteht auch nach der Richtigstellung erneuter Korrekturbedarf. Die Zahlen der BZgA werden immer noch nicht richtig verstanden und für weitreichende Interpretationen missbraucht.“ Das Einzige, das in diesem Zusammenhang nicht richtig verstanden wurde, sind aber *Meyers* Formulierungskünste, und zwar durch *Banz/Becker*. Jedenfalls geht es auch für *Banz/Becker* wie für *Peren* unzweideutig um den Umsatzanteil *pathologischer* Spieler, wie sie zweimal explizit formulieren.¹³

Banz/Becker nehmen *Meyers* vermeintliche Widerlegung zum Anlass für eine weitere Diskussion der BZgA-Zahlen und einer darauf basierenden Kritik an *Perens* Argumentation. Es folgt eine kurze, aber sehr gelungene Darlegung der Methodik der BZgA-Studie, die auch einen Hinweis auf die tendenzielle Überschätzung des Anteils pathologischer Spieler aufgrund des verwendeten SOGS-Kriteriums nicht ausklammert. Außerdem weisen *Banz/Becker* völlig zu Recht auf die geringen Zahlen der Gruppe der pathologischen und selbst der mindestens problematischen Spieler in der untersuchten Stichprobe hin, was zur Vorsicht bei statistischen Aussagen mahne. Diese Aussage aus berufenem Mund hätte man sich allerdings schon viel eher gewünscht!

Wenn die Autoren aber anschließend daraus eine Unzulässigkeit der Verwendung der aus diesen Fallzahlen abgeleiteten Ergebnisse ableiten, dann hat dies den Charakter einer im höchsten Maß irritierenden Inkonsequenz. Jahrelang haben Autoren wie BZgA, *Adams*, *Fiedler* und *Meyer* auf den gleichen (!) oder auf ähnlich niedrigen Fallzahlen beruhende Ergebnisse regelmäßig dazu verwendet, um Aussagen über den Anteil pathologischer Spieler unter Geldspielgerätespielern zu treffen.¹⁴ Das aber hat bis heute noch niemanden gestört, auch nicht, wenn *Adams/Fiedler* darauf sowie zusätzlich in kühner Übertragung von Daten australischer Casino-Slots ihre vermeintliche Schätzung des Umsatzanteils pathologischer Spieler berechnen, bei denen zum Teil Zahlenangaben wie 56,4 % eine Nachkommaziffer vortäuschen,¹⁵ die nie auch nur ansatzweise fundiert war. Und so widerlegen *Banz/Becker* sich selbst: Die Falsifizierung einer Aussage soll nicht auf Daten beruhen dürfen, die eine analoge Qualität aufweisen wie die Daten, mit denen die Aussage ursprünglich begründet wurde! Das ist schlicht grotesk.

Selbstverständlich gibt es Methoden der mathematischen Statistik, statistische Unsicherheit auch bei kleinen Fallzahlen zu quantifizieren, nämlich in Form sogenannter Konfidenzintervalle, die aufgrund der Stichprobendaten solchermaßen generiert werden, dass sie den wahren Wert mit hoher Sicherheit einschließen.¹⁶ Dies legen auch *Banz/Becker* dar. Mit einer Zusammenführung von Daten aus mehreren Jahren kann dabei in einem sogenannten Matching sogar die statistische Sicherheit erhöht werden, sofern man bereit ist, bei zeitlichen Veränderungen ein „mittleres“ Verhalten zu akzeptieren. Damit, und der Mitautor *Banz* hätte dies tun können, wären entscheidend sicherere

Aussagen möglich über die Anteile pathologischer Spieler, die bestimmte Spielformen spielen. Dies tun die Autoren unverständlicherweise leider nur für den Fall von Spielern, die nur ein einzelnes Spiel spielen, obwohl dabei die Fallzahlen besonders klein werden. Die Autoren begründen ihr Vorgehen damit, dass nur dann ein Kausalzusammenhang zum Spielangebot gesichert sei. Dabei übersehen sie die Möglichkeit, dass die Entfaltung der kausalen Wirkung in dieser Teilgruppe keinesfalls repräsentativ für die Gesamtheit erfolgen muss. Demgegenüber wäre ein eindeutiger Ausschluss eines Kausalzusammenhangs immerhin in einem solchen Fall möglich, in dem eine spezielle Spielform *nicht* gespielt wird.

Banz/Becker verweisen auch auf die Statistik der in Beratungs- und Therapieeinrichtungen ermittelten Hauptspielform, die bekanntlich in 70 bis 80 % Geldspielgeräte sind, wobei das zugrunde liegende Einordnungsverfahren ausdrücklich gewürdigt wird. *Banz/Becker* beschreiben dazu: „Sind aus der Sicht des Betroffenen mehrere Spielformen gleich bedeutsam, kann für die Dokumentation der Suchtberater entscheiden, welche Spielform problematischer ist (z. B. anhand der Höhe der Geldverluste, Spielzeit,¹⁷ rechtliche Probleme etc.).“¹⁸ Dazu im Vergleich skeptischer bewerten *Banz/Becker*, dass bei der BZgA-Untersuchung praktizierte Verfahren der „mechanischen Zuordnung der Spieler zu den jeweils gespielten Glücksspielformen“.¹⁹ Allerdings sind Zweifel angebracht, ob Vor- und Nachteile tatsächlich so einfach und eindeutig abgewogen werden können: Eine Ja/Nein-Aussage ist nun einmal durch einen Probanden objektiver zu beantworten als eine Ranking-Einschätzung, selbst bei einer „Einschätzung der Hauptproblematik durch erfahrene Therapeuten“.²⁰ Natürlich wäre es völlig abwegig, einen pathologischen Automatenspieler, der gelegentlich den Lottoschein seiner Frau abgibt, zu einem pathologischen Lotto-Spieler stempeln zu wollen. Aber es ist sehr wohl möglich – und diese bisher unterlassene Matching-Analyse stellt in systematischer Hinsicht einen gravierenden Qualitätsmangel dar –, pathologische Spieler zu erkennen, die nicht in die Spielbank gehen oder die keine Geldspielgeräte spielen. Außerdem erlaubt eine rein auf die Hauptproblematik bezogene Statistik nicht die

12 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, Fn. 3.

13 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 220: dort wird die strittige Aussage zweimal wiedergegeben, vgl. Zitat zu Fn. 27.

14 *Fiedler*, Glücksspiel, 2016, 358 gibt für seine Schätzungen der Anteile pathologischer bzw. mindestens problematischer Spieler unter Geldspielgerätespielern vier Studien als Grundlage an: „Buth & Stöver [2008] und Bühringer et al. [2007] und BZgA [2012 und 2014]“. Anzumerken bleibt, dass die beiden neueren Untersuchungen des BZgA, die aber erst nach *Fiedlers* Publikation veröffentlicht wurden, zu geringeren Schätzwerten geführt hätten. Eine dezidierte Widerlegung der Argumentation gibt *Haase*, ZfWG 2016, 404.

15 *Hinz*, Süchtige kosten die Gesellschaft 60 Milliarden Euro, FAZ, Online-Ausgabe, 26.9.2010, tinyurl.com/y4b5sryd.

16 *Bewersdorff*, Statistik – wie und warum sie funktioniert, 2011, 218–224. Zufällig, und damit Basis der Wahrscheinlichkeit, ist nicht der wahre, für die Grundgesamtheit geltende Wert, sondern zufällig sind die Grenzen des mittels der zufälligen Stichprobenauswahl berechneten Konfidenzintervalls. Bei 95-Prozent-Konfidenzintervallen ist durchschnittlich jedes zwanzigste Intervall zu eng. Umgekehrt würde in durchschnittlich zwei Dritteln aller Fälle bereits ein halb so großes Konfidenzintervall reichen.

17 Ob Verluste oder Spielzeit präferiert werden, hat damit z. B. einen entscheidenden Einfluss darauf, ob Geldspielgeräte oder Casino-Slots als Hauptspielform eingestuft werden.

18 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 218.

19 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 222.

20 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 222.

Gefahrenabschätzung einer Substitution, für die es zum Beispiel nach der Einführung der TR5-Geldspielgeräte²¹ im November 2018 gravierende Anhaltspunkte gab, als die Bruttospielerträge im Kleinen Spiel um zunächst ca. 42 % stiegen.²²

Die Analyse des Anteils der pathologischen Spieler, die keine Geldspielgeräte spielen, gibt im Übrigen auch Hinweise darauf, dass die Gesamtheit der pathologischen Spieler, wie sie vom BZgA repräsentativ untersucht wurde, diesbezüglich eine völlig andere Zusammensetzung besitzt als die Teilgesamtheit der in der Suchthilfe erfassten Spieler, die damit keinesfalls repräsentativ für die Gesamtheit sein kann. *Banz/Becker* widersprechen, mit durchaus nachvollziehbaren Argumenten, dem Erklärungsversuch, dass die Gründe dafür in der Nutzung der Hotline liegen könnten, deren Telefonnummer auf allen gewerblichen Geldspielgeräten abgedruckt ist. Es wäre allerdings begrüßenswert, wenn darin – von wem auch immer – eine Herausforderung gesehen würde, eine andere plausible Erklärung zu finden. Vor allem sollte die für statistische Laien scheinbar suggestive, aber inhaltlich vollkommen verfehlte und damit wissenschaftlich *völlig unseriöse* Verkettung von absoluten Zahlen des BZgA-Surveys und relativen Daten der Suchthilfe unterlassen werden, wie sie leider regelmäßig, auch von der damaligen Drogenbeauftragten *Mortler*, vorgenommen wurden.²³

4. Resümee zur Kritik an Peren

Banz/Becker ist zuzustimmen, wenn sie kleine Fallzahlen in den BZgA-Daten und daraus gezogene Schlüsse problematisieren. Völlig inkonsequent ist es allerdings, dass *Banz/Becker* es einerseits unterlassen, durch umfassendes Matching partielle Abhilfe zu schaffen, und andererseits ihre Kritik auf *Peren* beschränken, nicht aber den gleichen Maßstab an die Schlussfolgerungen anlegen, deren Widerlegung *Perens* Ansinnen ist. Nicht nur deshalb sind die persönlichen Angriffe, die *Banz/Becker* flankierend erheben, schlicht indiskutabel.

III. Weitere Ausführungen von Banz/Becker

1. Bühringer

Skurril wird es, wenn *Banz/Becker* versuchen, die Zahlenangabe *Mortlers* und Füchtenschnieders „60 bis 70 %“ mit einer Einzelstudie *Bühringers* für plausibel zu erklären.²⁴ In *Bühringers* Stichprobe waren, wie *Banz/Becker* vollkommen korrekt wiedergeben, Vielspieler stark überrepräsentiert, und zwar aufgrund zwei spezieller Effekte bei der Stichprobenauswahl. Bei detaillierter Wertung dieser beiden Verzerrungen kann man trotzdem bei aller statistischen Vorsicht in *Bühringers* stark verzerrter Stichprobe, die 42 % pathologische Spieler enthielt,²⁵ ein Indiz für einen Schätzwert von deutlich unter 42 % für den Umsatzanteil pathologischer Spieler erkennen.²⁶ Stattdessen aber aus dem Resultat abzuleiten, wie es tun, dass „die Vermutung, dass 60 bis 70 % des Bruttospielertrags der Automatenwirtschaft auf pathologischen Spielern basiert, nicht ganz unrealistisch“ sei,²⁷ ist fernab von jeglicher statistischer Fundierung. Eine *Vermutung*, und dies ist neben der Charakterisierung „nicht ganz unrealistisch“ das wahrste Wort im Zitat, bedarf in den exakten Wissenschaften noch immer einer fundierten Bestätigung. Die

Vermutung ist aber kein Dogma, das wie eine Monstranz bis zum Beweis des Gegenteils vor sich hergetragen wird. Und in diesem positiven Sinn spricht – ganz allgemein – ein einzelner Messwert von deutlich unter 42 nicht für einen tatsächlichen Wert im Bereich von 60 bis 70, sondern *dagegen*.

2. Beweislast

Wenn *Banz/Becker* sogar die Automatenwirtschaft noch dafür in Haftung nehmen wollen, dass es ja an ihr läge, die Zahlen empirisch widerlegen zu lassen,²⁸ dann muss dies im höchsten Maße irritieren, werden doch mit dieser Aufforderung gleich zwei rote Linien eines absoluten „No go“ überschritten. Zum einen gebietet es die Erkenntnistheorie als eine Grundlage wissenschaftlicher Forschung unzufolge, dass eine These durch seinen Urheber zu belegen ist. Und auch rechtlich liegt die Beweislast für eine Anschuldigung, und sei es „nur“ eine moralische, einzig beim Urheber. Es ist daher zu hoffen, dass den Autoren dieser doppelte Bruch fundamentaler Traditionen unserer Gesellschaft versehentlich unterlaufen ist, als sie mit ihrem Vorschlag, dass „unabhängige Wissenschaftler“²⁹ beauftragt werden sollten, bedenkenlos von ihrem Forscherdrang geleitet wurden, vielleicht höchstens begleitet vom – keinesfalls illegitimen – Gedanken einer Akquisition von Drittmitteln für die Glücksspielforschung.

3. Spielbanken

Immer wieder bemerkenswert ist es, nicht nur bei *Banz/Becker*, dass die fast gleichen hohen Werte, die Fiedler für die Umsatzanteile pathologischer Spiel beim Kleinen Spiel der Spielbanken zu erkennen glaubt,³⁰ vornehm ausgeblendet

21 Bewersdorff, ZfWG 2018, 357.

22 Vieweg, ifo Schnelldienst, 17/2019, 3, 9: Die die Steigerung bezieht sich auf die Quartale Q1/2019 gegenüber Q1/2018, wobei die Steigerung in Q1/2018 gegenüber Q1/2017 nur 7,5 % betrug.

23 Zitat siehe Fn. 2.

24 *Bühringer* et. al. Untersuchung zur Evaluierung der Fünften Novelle der Spielverordnung vom 17.12.2005, 41 f. in: BR-Drs. 881/10 (2010).

25 *Bühringer* merkt an, dass der Anteil pathologischer Spieler in seiner Stichprobe etwa 8-mal höher als in der Allgemeinbevölkerung sei. Dieser deutliche Hinweis hielt *Meyer* aber nicht davon ab, in Bezug auf Geldspielgeräte wider besseres Wissen zu schätzen, „40 % der Leute, die spielten, seien süchtig“. Online-Ausgabe der Welt, 21.8.2012 (tinyurl.com/yya24yhm). Leider ist dieses Verhalten bei *Meyer* keine Singularität, vgl. *Bewersdorff*, ZfWG 2018, 357, 358, dort Fn. 5. Auch in *Meyer/Bachmann*, Spielsucht, 4. Aufl., 2017, 197 f. wird die deutliche Verzerrung von *Bühringers* Stichprobe glänzend vernebelt: „Diese Erkenntnis untermauern die (allerdings nicht repräsentativen) Befunde von *Bühringer* et al. (2010). Diagnostische Interviews mit Spielern aus Spielhallen weisen bei 36 % der Kurzzeitspieler (Spielerfahrung < 4 Jahre) und 42 % der Langzeitspieler ein pathologisches Spielverhalten nach.“ Welcher Leser würde angesichts dieser Formulierungskünste erwarten, dass der genannte Prozentwert von 42 % laut *Bühringer* tatsächlich für 5,3 % steht?

26 Der erste Verzerrungseffekt, dass ein Vielspieler aufgrund seiner längeren Anwesenheit in Spielhallen eine größere Chance hat, in eine dort erhobene Stichprobe zu gelangen, wird bei einer Schätzung des durch ihn generierten Umsatzanteils dadurch kompensiert, dass er für einen entsprechend höheren Umsatz sorgt (In der mathematischen Statistik spricht man von einem sogenannten erwartungstreuen Schätzer, vgl. *Bewersdorff*, Statistik – wie und warum sie funktioniert, 2011, 227 f.). Es verbleibt aber der zweite Verzerrungseffekt und last but not least die Wirkung der seit 2010 eingeführten Schutzmaßnahmen.

27 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 222.

28 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 220 (in Fn. 33).

29 *Banz/Becker*, ZfWG 2019, 212, 220 (in Fn. 33).

30 *Fiedler*, Glücksspiel, 2016, 360.

werden, obwohl deutsche Casino-Slots in ihren Einsatz-, und Gewinnmöglichkeiten viel mehr als gewerbliche Geldspielgeräte den australischen Casino-Slots ähneln, deren Daten Fiedlers Hochrechnung verwendet. Dadurch bleibt im Fall der Spielbanken „einzig“ die Problematik der fraglichen Übertragbarkeit des auch vom kulturellen Kontext abhängenden Spielerverhaltens.³¹ Dabei erlangt dieser Mangel zusätzliches Gewicht dadurch, dass es die Zugrundelegung des australischen Spielerverhaltens unmöglich macht, zeitliche Verhaltensänderungen in Deutschland berücksichtigen zu können, die durch neu eingeführte Schutzmaßnahmen wie Sperrsystem, Sozialkonzept und ggf. Konstruktionsmerkmale der Spielgeräte bedingt sind. Ist diese Fragwürdigkeit für sich allein schon problematisch genug, so wird die Übertragbarkeit im Fall von Geldspielgeräten noch zweifelhafter durch deren strikte Einsatz- und Gewinnbegrenzungen, die australische Casino-Slots in dieser Weise nicht kennen.³² Dadurch ist es in Australien – anders als bei deutschen Geldspielgeräten – insbesondere einem pathologischen Spieler nach einer Verlustserie möglich, zum Zwecke eines *chasing losses*³³ die Einsätze zu erhöhen, und zwar drastisch bis auf mehrere tausend Euro Einsatz pro Stunde.

Zumindest im Fall des Kleinen Spiels stehen Fiedlers Schätzungen über den Umsatzanteil pathologischer Spieler³⁴ im krassen Gegensatz zur Einschätzung von *Banz/Becker*, die unter Bezug auf die Daten der Suchthilfe ausführen, „dass das Spiel in den Spielbanken ganz erheblich an Bedeutung für pathologische Spieler verloren“ habe.³⁵ Wenn dem so ist, dann könnten freilich Fiedlers Schätzungen nicht stimmen, was seine Methode nochmals widerlegen würde, auch im Fall von Geldspielgeräten, wo – wie eben dargelegt – die Übertragung der australischen Daten noch gewagter ist.³⁶

4. Relative Bewertungen von Spielformen

Wenn *Banz/Becker* darauf hinweisen, dass die hohen absoluten Zahlen mindestens problematisch spielender Lotto-Spieler in Relation zu setzen seien zur – bei Lotto sehr hohen – Zahl aller Spielenden, dann kann man dieser Sichtweise eine hohe Plausibilität nicht absprechen. Im Sinne universeller Prinzipien, die das Fundament eines jeden wissenschaftlichen Diskurses bilden sollten, darf ein solches Bewertungskriterium selbstverständlich nicht auf den Einzelfall beschränkt bleiben, das heißt, dass es auch bei der vergleichenden Bewertung anderer Spielangebote wie beispielsweise von Geldspielgeräten und Casino-Slots Gültigkeit besitzen muss. Eine leicht modifizierte Betrachtungsweise, die speziell im Fall von Lotto eine ähnliche Bewertung ergibt, stammt von Adams und Fiedler und legt das „Verhältnis von Industrieerträgen“³⁷ zu Spielsüchtigen“ zugrunde, da derart einschätzbar werde, ob der in der betreffenden Spielform erzielte jährliche Umsatz dafür ausreiche, einen Spielsüchtigen in Kauf zu nehmen.³⁸ Die völlig identische Relativbetrachtung verwendet auch *Peren*. Eine marginale Abweichung ergibt sich lediglich durch die Bemessung, für die *Peren* den für jede Spielform erhaltenen Quotienten unabhängig von einer zugrunde gelegten Zeitdauer relativ zum Durchschnitt aller Glücksspiele skaliert. Resultat ist ein von ihm vielleicht etwas hochtrabend bezeichneter „Pathologie-Potenzial-Koeffizient“,³⁹ wobei in einem Wert von über 1 eine in Bezug auf alle Glücksspiele überdurchschnittliche

Gefahr gesehen werden kann, dass eine Spielform pathologisch gespielt wird.⁴⁰ Ohne jede inhaltliche Auseinandersetzung zitieren *Banz/Becker* dazu nur eine Dritteinstschätzung, gemäß der es sich beim Pathologie-Potenzial-Koeffizienten um „anbieterfinanzierte ‚Junk-Science‘“ handle.⁴¹ Leider bleibt unerwähnt, dass auch Adams/Fiedler als erklärte Kritiker von Spielautomaten in Spielbanken wie in gewerblicher Aufstellung die gleiche Relation verwenden. Auf diese Weise entgehen Adams/Fiedler immerhin dem rhetorischen Bannstrahl, der ihre Überlegungen zur Junk-Science degradiert hätte. Allerdings hätte in diesem Fall aufgrund des damit für Adams/Fiedler einhergehenden Reputationsverlusts auch ihre hier analysierte Behauptung über Umsatzanteile bereits im Ansatz in Frage gestellt werden müssen.

5. Resümee zu den weiteren Ausführungen von *Banz/Becker*

Wie schon in Bezug auf die Bemerkungen zu *Peren* bleiben auch die weiteren Ausführungen von *Banz/Becker* im Ansatz stecken, da die entscheidenden Widersprüche des Diskurses aufgrund einer unzureichenden Review, insbesondere zu Bühringers Untersuchung und den Überlegungen von Adams/Fiedler, nicht aufgedeckt werden.

31 Australien ist weltweit führend bei den Pro-Kopf-Ausgaben für Glücksspiele. Im Vergleich zu Deutschland sind die Bruttospielerträge pro Kopf knapp siebenmal so hoch. Dadurch ist die Spannbreite der Verluste pro Kopf und Jahr deutlich größer als in Deutschland, da die Aufwände am unteren Teil der Spanne durch „minimal spielende“ Gelegenheitsspieler, die einmal jährlich mit de facto kleinstmöglichem Einsatz spielen, de facto nicht länderspezifisch sind. In Folge sind die von Adams/Fiedler zur Schätzung verwendeten „Umsatzfaktoren“ in Australien deutlich volatil als in Deutschland. Eine Übertragung von diesbezüglichen Sachverhalten ist daher methodisch unzulässig.

Die Zahlen: 2010 betrug der Bruttospielertrag in Australien pro Kopf 1.288 USD, also ca. 863 EUR, siehe Gambling Awareness Nova Scotia, July 22, 2011, 1 (tinyurl.com/y4usucd4). In Deutschland betrug der Bruttospielertrag 2011 knapp 9 Mrd. EUR (*Goldmedia*, International vergleichende Analyse des Glücksspielwesens, 2014, 17, tinyurl.com/yy53w5ay), das sind ca. 128 Euro pro Erwachsenen.

32 Gravierend abweichend von den Vorgaben von §§ 12, 13 SpielV erlauben australische Casino-Slots deutlich höhere Einsätze und Gewinne, was die Verlustgefahr pathologischer Spieler deutlich erhöht: Je nach Bundesstaat bzw. Territorium beträgt der Höchsteinsatz für ein Spiel 5 oder 10 AUD (ca. 3 bis 6 EUR). Die Mindestspieldauer ist in einigen Jurisdiktionen nicht vorgegeben, in anderen bewegt sie sich zwischen 2,14 bis 3,5 Sekunden (*Productivity Commission*, Gambling – Productivity Commission Inquiry Report, 2010, Vol. 1, Table 11.1, tinyurl.com/yygw9duk).

33 *Harris/Griffiths*, *Journal of Gambling Studies*, 2017, Vol. 33, 187, 214.

34 *Fiedler*, *Glücksspiel*, 2016, 360.

35 *Banz/Becker*, *ZfWG* 2019, 212, 218.

36 *Fiedler* selbst merkt zwar an, dass sich die australischen Gegebenheiten „nicht eins zu eins auf deutsche Verhältnisse übertragen“ lassen (*Fiedler*, *Glücksspiele*, 2006, 360). Allerdings wird diese Einschränkung im Zuge populistischer Vereinfachungen in der Regel unterschlagen.

37 Für einige Spielformen sind Umsatzdaten auf Basis allgemeiner Wirtschaftsstatistiken deutlich präziser bekannt als Prävalenzraten.

38 *Adams/Fiedler*, in: *Gebhardt/Korte*, *Glücksspiel*, 2018, 133, 142.

39 *Peren*, *ZfWG* 2017, Sonderbeilage zu Heft 4, 12.

40 Die Werte der zweiten Spalte von Tab. 1 und der dritten Spalte von Tab. 2 von *Peren*, *ZfWG* 2017, 555 (Sonderbeilage zu Heft 4, 12) unterliegen allerdings der gleichen Fehlinterpretation wie in Fn. 6 dargelegt. Gleichwohl verdient der von Adams/Fiedler und *Peren* gemachte Ansatz eine weiterführende Analyse.

41 *Banz/Becker*, *ZfWG* 2019, 212, 212, dort Fn. 5.

IV. Die BZgA-Surveys

1. Kleine Fallzahlen

Dass die Fallzahlen pathologischer Spieler, wie von *Banz/Becker* völlig richtig dargelegt, trotz 10.000 Befragten (oder knapp darüber) klein sind, liegt natürlich daran, dass Spielsucht in Deutschland anders als der übermäßige Konsum von Tabak, Alkohol oder Zucker nicht zu einer deutlich fünfstelligen bzw. knapp sechststelligen Zahl von Toten pro Jahr führt, begleitet von einer entsprechenden Häufigkeit von oft langjährigen Krankheitssymptomen, nicht zuletzt auch bei den nicht mortalen Krankheitsverläufen. Selbstverständlich soll das keinesfalls heißen, dass bei Spielsucht kein Handlungsbedarf besteht, jedoch liegen anders als bei den genannten „Volksseuchen“ zeitliche Veränderungen meist unter der Signifikanzschwelle, so dass sie kaum gesichert erkennbar und noch schwieriger kausal einzuordnen sind.

2. Lebenszeitprävalenzen für Spielteilnahme

Erkennbar in einer 10.000er-Stichprobe werden immerhin Prävalenzen für Glücksspiele. Aber welchen Informationsgehalt liefern sie, der nicht auch aus Umsatzdaten zu ersehen ist? Und wie stimmig sind überhaupt die Daten? Ein Beispiel dazu ist die Entwicklung der Alterskohorten bei den Lebenszeitprävalenzen, wie sie aus den BZgA-Surveys hervorgehen.⁴² Dazu ein Auszug:

Jahr	n	gesamt	Altersgruppen in sieben Kategorien									
			16 - 17	18 - 20	21 - 25	26 - 35	36 - 45	46 - 55	56 - 70	18 - 70		
2007	9.998	9,9%*	1,9%*	4,6%	7,1%	11,7%*	11,5%*	10,2%	10,5%*	10,3%*		
2009	9.992	10,3%*	1,4%	5,9%	9,7%	9,9%	12,0%*	11,3%*	10,8%*	10,6%*		
2011	9.997	8,6%*	0,7%	5,0%	5,5%	7,5%	11,1%*	8,8%	9,9%*	8,8%*		
2013	11.497	6,9%	0,2%	3,5%	10,0%	7,0%	6,9%	7,0%	7,1%	7,1%		
2015	11.494	7,0%	0,3%	6,0%	6,8%	7,0%	8,7%	7,3%	6,1%	7,2%		
2017	11.498	6,7%	0,4%	3,5%	6,9%	7,9%	6,4%	7,5%	6,5%	6,9%		

Bei diesen Zahlen und auch allen anderen Zahlen des BZgA-Surveys handelt es sich um Schätzwerte für die deutsche Bevölkerung, die sowohl statistische wie auch methodische Ungenauigkeiten aufweisen können. Dabei können die statistischen Abweichungen und die damit verbundene Sicherheit mit Methoden der mathematischen Statistik abgeschätzt werden.

Wir wollen uns nun die 26- bis 35-Jährigen anschauen, die 2007 in Deutschland gelebt haben. Sofern sie nicht verstorben oder ausgewandert sind, sind sie 2017 als Kohorte um 10 Jahre gealtert und gehören nun zur Altersklasse der 36- bis 45-Jährigen.⁴³ Hinzugekommen sind Einwanderer. Dabei fallen die Verstorbenen glücklicherweise quantitativ kaum ins Gewicht. Außerdem dürfte die Mortalität de facto keine Korrelation zur Prävalenz im Kleinen Spiel aufweisen, d. h. auch für die Untergesamtheit derjenigen, die 2007 noch mindestens 10 Lebensjahre vor sich hatten, dürfte die Prävalenz 11,7 % betragen. Gleiches dürfte annähernd für in Deutschland geborene Personen gelten, die in den Jahren 2007 bis 2016 ausgewandert sind. Außerdem ist zu bedenken, dass viele Wanderungsbewegungen innerhalb weniger Jahre wieder zurückführen, insbesondere im Rahmen von vorübergehender Arbeitsmigration als Vertreter einer Firma oder Institution und als Angehöriger solcher Arbeitsmigranten – und zwar in beiden Abfolgen „in/out“ wie auch „out/in“.⁴⁴ Einen echten Einfluss auf die Prävalenzrate üben

dagegen Migranten aus, die in der betreffenden Dekade erstmals nach Deutschland kamen und blieben, nicht nur aus Syrien im Jahr 2015. Von ihnen dürften nur sehr wenige eine Prävalenz aufgewiesen haben, so dass diese Migranten die Prävalenzrate in der Bevölkerungskohorte senken. Demgegenüber haben natürlich einige Mitglieder der Bevölkerungskohorte in der Dekade erstmals im Kleinen Spiel gespielt.

Was sagt uns das alles? Es ist zu erwarten, dass aus einer Prävalenzrate von 11,7 % der 26- bis 35-Jährigen nach 10 Jahren für die dann 36- bis 45-Jährigen eine Rate von ungefähr 13 % oder höher, aber keinesfalls unter 11 %, geworden ist. Tatsächlich wird aber der Wert 6,4 % ausgewiesen.

Statistische Abweichungen können das völlig unerwartete Ergebnis nicht erklären, weil die Fallzahlen diesmal nicht so klein sind wie bei den pathologischen Spielern. Außerdem weisen auch andere Bevölkerungskohorten, insbesondere die in der Tabelle benachbarten,⁴⁵ einen ähnlichen Trend auf, so dass es sich bei den hier referierten Werten nicht um drastische Datenausreißer handelt. Es verbleiben methodische Ursachen, zum Beispiel durch ein verändertes Antwortverhalten, insbesondere in Bezug auf eine Korrelation zwischen Prävalenz und Antworten, die falsch erfolgen⁴⁶ oder verweigert werden.⁴⁷ Es kann daher der BZgA für Folgeuntersuchungen nur geraten werden, diesem Effekt, der vor einem Hinweis durch den Verfasser anscheinend noch nicht bemerkt wurde, auf den Grund zu gehen.

3. Resümee zu den BZgA-Surveys

Wenn die BZgA-Zahlen sogar im vermeintlich unstrittigen Bereich so wenig belastbar sein sollten, dann könnte die Fiedler-Peren-Banz/Becker-Debatte eigentlich getrost zu den Akten gelegt werden, würden nicht immer wieder

42 BZgA, Glücksspielverhalten und Glücksspielsucht in Deutschland. Ergebnisse des Surveys 2017 und Trends, 2018, Tab. 40, 228. Die beiden Spalten der Genderverteilung wurden gelöscht.

43 Der Umstand, dass es sich bei den BZgA-Surveys um keine Panelstudie handelt, bei der eine einzelne Stichprobe über mehrere Jahre untersucht wird, spielt für die Aussage über die Bevölkerung keine Rolle. Allerdings wäre es bei einer Panelstudie leichter, Verhaltensänderungen zu erkennen, darunter bei Lebenszeitprävalenzen auch inkonsistente Verläufe.

44 Die Migrationsstatistiken des Statistischen Bundesamtes erlauben nur eine ungefähre Quantifizierung des Anteils der nicht auf Dauer erfolgenden Migration, z. B. als Schätzung auf Basis der Staatsbürgerschaft von Ein- und Auswanderern: Von 2007 bis 2016 besaßen 80,3 % der 8,2 Mio. Auswanderer keine deutsche Staatsbürgerschaft. Umgekehrt besitzen etwa 10 % der Einwanderer die deutsche Staatsbürgerschaft.

45 Damit dürfte auch der methodische Fehler der Abgrenzung der Kohorten, die z. B. vom Befragungsmonat abhängt, vernachlässigbar sein.

46 Insbesondere bei Lebenszeitprävalenzen kann eine falsche Antwort auch durch eine ungenügende Erinnerung bedingt sein.

47 Der Verfasser dankt Herrn *Banz*, BZgA, für eine engagierte und offene Diskussion zu diesem Punkt, auch wenn in Bezug auf die Ursachen kein Konsens erzielt werden konnte.

Banz sieht hier keinen methodischen Fehler, da der beschriebene Effekt durch Migrationsbewegungen in beide Richtungen zu erklären sei: „Eine exemplarische Prüfung der 26-Jährigen von 2007 ergab, dass sich die Stichprobe dieser Altersgruppe (laut den Daten des Statistischen Bundesamtes) bis zum Jahr 2017 (nun 36-Jährige) über die Jahre um 4–8 % verändert hat. Dies ist der empirische Beleg dafür, dass eine Querschnittsanalyse wie sie das BZgA-Monitoring ist, nicht uneingeschränkt als Längsschnitt-Analyse behandelt werden kann, da es sich zwar jeweils um ein repräsentatives Abbild der beschriebenen Bevölkerung handelt, jedoch nicht um dieselbe Grundgesamtheit“ (Stellungnahme *Banz*, 2.9.2019).

scheinbar auf Basis dieser und ähnlicher Daten völlig unbelegte Behauptungen erhoben wie die eingangs zitierten. Da diese völlig irrwitzigen Behauptungen aber nun mal in der Welt sind, ist eine zeitnahe Transparenz aller BZgA-Rohdaten unumgänglich. Bisher wurden nur die Daten der Surveys bis einschließlich 2013 der Forschung zugänglich gemacht.⁴⁸

V. Und das Problem?

Der/die problemorientierte Leser/in mag kritisch einwenden, worin denn der Sinn bestehe für den Zahlenfetischismus, der hier referiert und fachlich eingeordnet wurde. Der Einwand ist berechtigt. Auch der Verweis auf die diesbezügliche Tradition, die 1983 mit Meyers Bezifferung im Magazin „Der Spiegel“ begann, dass bei 500.000 der sieben Millionen Geldspielgerätespielern das Spiel krankhafte Züge angenommen habe,⁴⁹ hilft nicht weiter. Auch nicht die Ergänzung dahingehend, dass die schon damals öffentlich verfeimten Zweifel an dieser Zahl sich heute als mehr als berechtigt herausstellen, wenn sogar Meyer dem heutigen Schätzwert von 92.000 methodisch nicht mehr widerspricht.⁵⁰ Dabei hätte der Beitritt der östlichen Bundesländer, die Etablierung der als gefährlich gebrandmarkten Multigamer auf Punktebasis und der vielfach kritisierte Spielhallenboom ab 2005 die Zahl der Süchtigen wie auch der Geldspielgerätespieler insgesamt ausgehend von den genannten Zahlen von 0,5 bzw. sieben Millionen drastisch steigern müssen.

Eine Ursache dafür, dass solche Mondzahlen auch heute noch kolportiert werden, ist neben dem Drang zu populistischer Rhetorik das mangelnde statistische Verständnis vieler Autoren. Zwar gehört ein Statistikprogramm wie SPSS heute zum Standardwerkzeug eines empirischen Humanwissenschaftlers.⁵¹ Aber ein Statistikprogramm macht genauso wenig einen Statistiker⁵² wie ein Textverarbeitungsprogramm einen Schriftsteller, ein Tabellenkalkulationsprogramm einen Controller oder ein Grafikprogramm einen Designer. Das mag erklären, warum die so produzierte Masse an Zahlen oft in einem krassen Missverhältnis zu einer adäquaten Interpretation steht. In der Glücksspielforschung sind sie leider nicht selten begleitet von einer mangelnden Bereitschaft zu einer ergebnisoffenen Analyse – erkennbar, nicht nur, aber insbesondere in Fällen, in denen versucht wird, eine inhaltliche Auseinandersetzung zu abweichenden Einschätzungen vollständig durch stereotype Abwertungen der betreffenden Autoren zu ersetzen, beispielsweise durch die Unterstellung unlauterer Motive. Merkmale für eine unzureichende Ergebnisoffenheit sind aber auch das Ignorieren alternativer Betrachtungsweisen sowie das Ausblenden von einschränkenden Voraussetzungen und Randbedingungen von referierten Ergebnissen. Eine explizite Formulierung von unbeseitigten Zweifeln und offenbleibenden Fragen, die eigentlich Kennzeichen exakter Wissenschaften sind, liegt in solchen Fällen außerhalb des Vorstellbaren. Allein der kurze, hier zuvor gegebene Überblick dürfte genügend Anschauungsmaterial referiert haben.

Da kaum damit zu rechnen ist, dass diese methodischen Defizite kurzzeitig überwunden werden, erscheint es angebracht, über völlig andere Wege nachzudenken. Das beginnt mit einer Banalität: Um tendenzielle Verbesserungen eines allseits unbestrittenen Spielsuchtproblems zu erzie-

len, ist die Zahl des Umsatzanteils pathologischer Spieler völlig uninteressant, zumal eine Änderung durch eingeleitete und dann zu evaluierende Maßnahmen wie dargelegt kaum gesichert messbar wäre. Um es noch deutlicher zu sagen: Die populistische Verbreitung von Mondzahlen ist für die Lösung des Spielsuchtproblems genauso förderlich wie die Erstellung von „Statistiken“ über Messerattacken für die Lösung von Migrationsproblemen, nämlich gar nicht.⁵³

Wie aber könnte ein alternativer Lösungsansatz aussehen? Und was könnte insbesondere die Wissenschaft dazu beitragen? Die Aufgabe der Wissenschaft als unabhängiger und für alle Akteure glaubwürdiger Berater wäre die Formulierung von Priorisierungen von zu ergänzenden, Anbieter-übergreifend kohärenten Schutzmaßnahmen einerseits und notwendigen Entlastungen der Anbieter andererseits, insbesondere in Bezug auf Maßnahmen, die nicht die angebliche angestrebte Schutzwirkung entfalten. Flankierend wäre über Indikatoren nachzudenken, die eine Evaluation *nachprüfbar* erlauben würde. Ohne die Einbindung aller Kompetenzinhaber, auch über den Kreis der bisher auf diesem Feld aktiven Wissenschaftler hinaus, das heißt inklusive der Suchthilfe, Vertreter aller betroffenen Anbieter, Prüfinstitutionen wie der PTB und ihren internationalen Pendanten, Ministerien und Ordnungsbehörden (insbesondere mit übergreifender Zuständigkeit wie bei der ADD), wird das nicht möglich sein. Dabei dürfte die Chance zu im zumindest überwiegenden Konsens erzielten Empfehlungen nur dann bestehen, wenn ein solcher wissenschaftlicher Thinktank durch einen erfahrenen und unabhängigen, vorzugsweise bisher nicht mit Glücksspielen behafteten Mediator koordiniert würde und eine Transparenz des Plenums sichergestellt wäre.

Es gehört nicht viel Fantasie dazu, sich vorzustellen, dass die sicherlich höchstpriorisierte Schutzmaßnahme eine niederschwellig funktionierende Sperrdatei sein dürfte. Schwieriger zu klären wäre wahrscheinlich das Prozedere der Implementierung. Bei den dann parallel für Geldspielgeräte, und zwar aus Gründen der Kohärenz, unumgänglichen Entlastungen dürfte die Priorisierung sicher die Abstandsregelungen betreffen. Vorrangig dabei dürften die Fälle sein, die nicht dem Spielerschutz dienen, sondern wie ein „Minarettverbot“ einzig als Alibibegründung für ein möglichst weitgehend gewünschtes Allgemeinverbot herhalten müssen, was völlig unzweifelhaft bei Ab-

48 DOI: 10.4232/1.12745 bis 10.4232/1.12748. Der Verfasser dankt Herrn Banz für diesen Hinweis.

49 Der Spiegel, 10/1983, 92, 92.

50 Meyer, in: DHS, Jahrbuch Sucht 18, 113, 117. Die nicht unerhebliche statistische Unsicherheit nach oben wie unten, die wie hier dargelegt allseits unbestritten ist, bleibt davon natürlich untangiert. Sie musste von Meyer nicht explizit erwähnt werden.

51 In Bezug auf den BZgA-Survey siehe BZgA (Fn. 5), 60.

52 Der Versuch, diese Lücke zu schließen, war der Ausgangspunkt des „mathematischen Lesebuchs“ des Verfassers. Siehe Fn. 16.

53 Ein jüngeres Beispiel von der Homepage des Bayerischen Rundfunks, bei dem kreativ, aber völlig unseriös mit Ober- und Untergrenzen jongliert wird (8.11.2017, tinyurl.com/yy9zv4as): „Über eine Million Menschen betroffen: Neben den 34.000 pathologisch Spielsüchtigen liegt auch die Zahl der Menschen, die zumindest ein problematisches Verhältnis zum Glücksspiel haben, ebenfalls noch einmal bei rund 34.000. Das hat auch Folgen für die Menschen in ihrem Umfeld: Denn laut der Bayerischen Diakonie kämen auf einen Betroffenen bis zu 20 Angehörige, die die Auswirkungen der Sucht zu spüren bekommen. Insgesamt sind somit also über eine Million Menschen in Bayern direkt oder indirekt von den Folgen der Glücksspielsucht betroffen.“

ständen zu Kindergärten und Primarschulen deutlich wird.⁵⁴ Auch die Überwindung der Inkonsistenzen der Spielverordnung, die auf Meyer zurückgehen,⁵⁵ werden sich auf einer solchen Prioritätenliste zweifelsohne weit oben wiederfinden.

Erklärung:

Der Verfasser war über zwei Jahrzehnte Geschäftsführer von Tochterunternehmen der Gauselmann AG. Der Beitrag gibt seine eigene Meinung wieder, die nicht unbedingt die Position der Gauselmann AG widerspiegelt.

Summary

Since nearly ten years some gaming researchers explained repeatedly that 60 percent or more of the revenue which is generated by using electronic gaming machines (EGMs) would be caused by pathological gamblers. In the context of political discussions the statement is mostly reduced to

EGMs which are commercial operated in gambling arcades. A review of the last publications on this topic is given followed by a closer analysis of often suppressed requirements, statistical data and methods and overlooked facts. As conclusion there isn't any evidence for the repeatedly stated message.

⁵⁴ Vgl. auch VG Koblenz, Urt. v. 24.10.2018 – 2 K 49/18.KO, Rn 20.

⁵⁵ *Bewersdorff*, ZfWG 2015, 182, 182 u. 185–187. In Bezug auf die von Meyer initiierten Inkonsistenzen der heutigen SpielV lassen seine jüngsten Vorwürfe den Versuch einer Fortsetzung befürchten (*Meyer*, GewArch 5/2019, 184, 185, dort Fn. 16): „In der Technischen Richtlinie 5.0 (TR 5.0) der PTB wird in der Fn. 2 darauf verwiesen, dass die Kontrolleinrichtung gemäß § 13 Nr. 9 SpielV eine Komponente des Spielgerätes ist, die die automatische Überwachung der Anforderungen aus § 13 Nr. 2 bis 6, Satz 1, und Nr. 6a SpielV im laufenden Betrieb der Geräte durchführt. Dieser Hinweis widerspricht dem § 13 Nr. 9 SpielV, in dem steht: Die Kontrolleinrichtung gewährleistet die in den Nummern 1 bis 5 Satz 1 und Nr. 6a aufgeführten Begrenzungen.“ Der vermeintliche Widerspruch und die damit gegenüber der PTB verbundene Unterstellung löst sich sofort auf, wenn man die Umnummerierung berücksichtigt, die durch die auf Meyer zurückgehende Einfügung von § 13 Nr. 1 SpielV notwendig wurde.