Zeitschrift für Anomalistik Band 3 (2003), S. 251-260

Beeinflusst der Mond das Pilzwachstum?

Ergänzungen zu einer Reanalyse

VOLKER GUIARD[1]

Zusammenfassung – In der Reanalyse von Guiard (2002) zu einer Studie von Hirschmann und Hirschmann (2000) über den Effekt der Mondphase auf das Pilzwachstum sind noch einige Probleme offen geblieben. So gab es für den Skalenparameter in dem verwendeten verallgemeinerten linearen Modell zwei Schätzmethoden, welche zu recht unterschiedlichen Testergebnissen führten. Weiterhin beschrieb Plantiko in seinem Kommentar eine Auswertungsmethode, welche teilweise völlig andere Resultate lieferte. Diese beiden Probleme sollen im folgenden gelöst werden. Berücksichtigt man, dass sowohl das Pilzvorkommen als auch die Mondphase zwischen aufeinanderfolgenden Tagen nicht unabhängig sind, dann liegt das Ergebnis von Hirschmann und Hirschmann völlig im Normalbereich und kann nicht als ein Hinweis auf eine Mondabhängigkeit des Pilzwachstums interpretiert werden.

Schlüsselbegriffe: Mond – Pilze – statistische Artefakte

Is the growth of mushrooms influenced by the moon? Some additions to a re-analysis

Abstract – In the re-analysis of Guiard (2002) of a study of Hirschmann and Hirschmann (2000) on the effect of the lunar phase on mushroom growth, some problems remained open. For the scale parameter within the generalized linear model used, there are two estimation methods, which yield quite different test results. Furthermore, Plantiko described in his comment an evaluation method, which partly resulted in completely different results. It is the aim of the following paper to solve these two problems. If one considers the fact that mushroom occurrence as well as the lunar phase are not independent between successive days, then the result of Hirschmann and Hirschmann seems to be rather innocuous and cannot be interpreted as hinting at a dependence of mushroom growth on the moon.

Keywords: moon – mushrooms – statistical artefacts

[1] **PD Dr. Volker Guiard arbeitet am Forschungsbereich Genetik und Biometrie des Forschungsinstituts für die Biologie landwirtschaftlicher Nutztiere in Dummerstorf bei Rostock. Korrespondenzanschrift: Zum Laakkanal 14, D-18109 Rostock. E-Mail: guiard@anomalistik.de**

Problemstellung

Hirschmann und Hirschmann (2000) ermittelten aus Pilzberatungsprotokollen von 32 Jahren die Anzahl der Beratungen zu den einzelnen Mondphasentagen. Nach einer extrem starken Glättung dieser Daten zeigte sich ein sinusförmiger Verlauf mit einigen Unregelmäßigkeiten. Ein Signifikanztest wurde hierfür jedoch nicht vorgelegt. Um diesen Test nachzuliefern, verwendete ich (Guiard 2002) ein verallgemeinertes lineares Modell, indem ich für jeden Tag der Saisonzeiten (Juli bis Oktober) der 32 Jahre jeweils die zufällige Anzahl der Beratungen als Poisson-verteilt annahm (Verteilung der seltenen Ereignisse). Der Logarithmus des Erwartungswertes wurde als von bestimmten Effekten linear abhängend modelliert. Hierbei handelt es sich um den Effekt des Jahres, des Wochentages und des Saisoneffektes (dargestellt als ein Polynom vierten Grades über die Saisontage). Der Mondeffekt wurde als Summe zweier Sinuskurven mit noch zu bestimmenden Amplituden und Phasenverschiebungen repräsentiert. Die erste Kurve bezieht sich auf den einfachen und die zweite auf den doppelten Mondphasenwinkel. Die letztere Kurve besitzt also während eines Mondumlaufs zwei Maxima. Sie wurde hinzugefügt, um gewisse Unregelmäßigkeiten zu modellieren. Die Amplituden und die Positionen der Maxima dieser Kurven ergaben sich durch Anpassung an die Daten.
Weiterhin enthielt das Modell einen Skalenparameter ϕ, welcher in etwa der Rest-Standardabweichung entspricht. ϕ ergibt sich aus $\sqrt{R/\text{Restfreiheitsgrade}}$, wobei für R entweder der Pearsonsche χ^2-Wert der Restabweichungen (χ^2-Methode) oder die sogenannte Deviance (Deviance-Methode) eingesetzt werden kann. Diese Wahlmöglichkeit zwischen zwei Methoden war ein noch offenes Problem. Im folgenden Kapitel wird gezeigt, wie dieses Problem mit Hilfe eines Permutationstests gelöst bzw. umgangen werden kann. Dabei trat jedoch ein neues Problem auf: Wie weit geht die Freiheit des Permutierens? Es dürfen nur unabhängige Größen permutiert werden (Good 1993; Edgington 1987). Bei den hier betrachteten Daten sind aber sowohl bei den Mondphasen, als auch bei den Pilzvorkommen Abhängigkeiten zwischen aufeinander folgenden Tagen zu berücksichtigen. Daraus resultiert eine korrigierte Version des Permutationstests (Kapitel 3). Plantiko (2002a) beschrieb zwei weitere Modelle und eine spezielle Testmethode, welche gewisse Ähnlichkeiten zu einem Permutationstest aufweist. Erstaunlich war dabei, dass die Ergebnisse zwischen diesen beiden Modellen sich extrem unterschieden. Die Ursache hierzu wird im Kapitel 4 dargelegt.

Umgehung des Skalenparameterschätzproblems mit Hilfe des Permutationstests

Bezüglich des Skalenparameterschätzproblems erkundigte ich mich bei einem Spezialisten für verallgemeinerte lineare Modelle (G. Osius, Universität Bremen) und erfuhr, dass die hierbei verwendeten Methoden nur approximativ gültig sind. Um eine hinreichend genaue Näherung zu erhalten, dürfen die zu erwartenden Beratungsanzahlen an den einzelnen Tagen nicht zu klein sein. Eine entsprechende Faustregel ist für den χ^2-Test für Kontingenztafeln bekannt. Dort heißt es, dass die erwartete Häufigkeit in jeder Klasse nicht kleiner als 5 sein soll. In dem vorliegenden Falle waren die zu erwartenden Beratungsanzahlen an den einzelnen Tagen jedoch bedeutend geringer. Für diese Situation ist die exakte Verteilung des

χ^2-Wertes unbekannt. Der zu dem berechneten χ^2-Wert gehörende p-Wert kann jedoch mit Hilfe des Permutationstests berechnet werden. Dabei wird davon ausgegangen, dass unter der Nullhypothese, dass der Mond keinen Einfluss hat, der χ^2-Wert χ^2_M für den Mondeffekt lediglich einen zufälligen Wert darstellt, der nicht einem von den Mondstellungen abhängigen systematischen Effekt unterliegt. Die Verteilung dieser χ^2_M kann man daher ermitteln, indem man die Mondstellungen der einzelnen Tage untereinander austauscht (permutiert) und dann jeweils χ^2_M berechnet. Bezeichnet $\chi^2_{M,0}$ den Wert χ^2_M, den man mit den Originaldaten, also ohne Permutation erhält, dann entspricht der Anteil der χ^2_M-Werte aller möglichen Permutationen, für die $\chi^2_M \geq \chi^2_{M,0}$ gilt, dem gesuchten p-Wert des Permutationstests. Da die Anzahl aller möglichen Permutationen jedoch zu groß ist, kann der Permutationstest nicht in dieser Form durchgeführt werden. Man verwendet deswegen aus der Gesamtmenge der möglichen Permutationen nur eine zufällige Stichprobe von n Permutationen, wobei n geeignet zu wählen ist. Unter diesen Permutationen gibt es einige, für die $\chi^2_M \geq \chi^2_{M,0}$ gilt. Ihre Anzahl sei k. Diese Anzahl k ist also binomialverteilt mit den Parametern n und p. Mit $\hat{p} = k/n$ erhält man einen Schätzwert für den exakten p-Wert. Die Genauigkeit dieser Schätzung kann durch das $(1-\alpha)$-Konfidenzintervall[2] dargestellt werden. Für n ist nun ein Kompromiss zwischen praktischer Durchführbarkeit und Genauigkeit zu finden. Wir wählen n=1000 und demonstrieren die damit erreichbare Genauigkeit anhand des 99%-Konfidenzintervalles ($\alpha = 0{,}01$). Das Konfidenzintervall $(p_u; p_o)$ kann in der Form $(\hat{p} - d_u; \hat{p} + d_o)$ dargestellt werden. Der Wert d_u gibt also an, inwieweit damit zu rechnen ist, dass der tatsächliche p-Wert kleiner ist, als sein Schätzwert $\hat{p}$. Die Tabelle 1 zeigt die Abweichungen d_u und d_o in Abhängigkeit von $\hat{p}$.

Tabelle 1: **Differenzen $d_u = \hat{p} - p_u$ und $d_o = p_o - \hat{p}$ zwischen dem Schätzwert $\hat{p}$ und den Grenzen des 99%-Konfidenzintervalles $(p_u; p_o)$ für p**

$\hat{p}$	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
d_o	0,019	0,021	0,022	0,023	0,025	0,026	0,027	0,034	0,039	0,041	0,041
d_u	0,012	0,014	0,016	0,017	0,019	0,020	0,021	0,030	0,036	0,039	0,041

[2] Die exakte Formel für das Konfidenzintervall (p_u, p_o) – siehe z.B. Rasch et al. (1998, Verfahren 3/61/005) lautet:

$p_u = g(k)$ und $p_o = 1 - g(n-k)$ mit $g(a) = a / \{a + (n-a+1) \cdot F[2(n-a+1), 2a; 1-\alpha]\}$

Hier bezeichnet $F[f_1, f_2; P]$ das P-Quantil der F-Verteilung mit f_1 bzw. f_2 Freiheitsgraden.

Bei $\hat{p} = 0{,}5$ sind diese Abweichungen am größten. Interessant sind diese Abweichungen aber in der Nähe von $\hat{p} = 0{,}05$, da hier die Entscheidung zwischen Signifikanz ($\hat{p} < 0{,}05$) und Nichtsignifikanz ($\hat{p} \leq 0{,}05$) fällt. In diesem Bereich gilt $d_u = 0{,}014$. Diese Genauigkeit möge für unsere Zwecke genügen. Bei $\hat{p} = 0{,}07$ ist $d_u = 0{,}017$. Die untere Konfidenzintervallgrenze wäre damit gleich 0,053. Im Falle $\hat{p} = 0{,}07$ kann also mit hoher Sicherheit davon ausgegangen werden, dass $p > 0{,}05$ gilt und damit keine Signifikanz vorliegt.

In der Auswertung von Guiard (2002) wurde anstelle von χ^2_M ein korrigierter χ^2_M-Wert verwendet, welchen man erhält, indem man χ^2_M durch das Quadrat der Schätzung des Skalenparameters ϕ dividiert. Hierbei trat dann die oben erwähnte offene Frage auf, welche der beiden möglichen Skalenparameterschätzungen zu verwenden sei. Berechnet man für diese korrigierten χ^2_M jedoch die $\hat{p}$-Werte ebenfalls mit dem Permutationsverfahren, wobei natürlich auch für den Originalwert $\chi^2_{M,0}$ die entsprechende Korrektur zu verwenden ist, dann stellt sich heraus, dass es belanglos ist, mit welcher Skalenparameterschätzung korrigiert wird bzw. ob überhaupt korrigiert wird. Die Unterschiede zwischen den entsprechenden $\hat{p}$-Werten liegen im Rundungsfehlerbereich. Somit wäre das erste Problem gelöst.

Ein weiterer Vorteil dieses Permutationsverfahrens besteht darin, dass die zeitliche Zuordnung der Störeffekte (Wochen, Saison- und Jahreseffekte) erhalten bleibt, da nur die Monddaten permutiert werden. Allerdings ergibt sich mit dem Permutationstest ein weiteres Problem, welches im folgenden Kapitel behandelt werden soll.

Der Permutationstest unter Berücksichtigung von Abhängigkeiten

Das Permutationsverfahren ist nur zulässig, wenn jede Permutation mit gleicher Wahrscheinlichkeit prinzipiell auftreten könnte und die Daten, also die Beratungsanzahlen unter der Nullhypothese wirklich unabhängig von der jeweiligen Permutation sind. Natürlicherweise ändern sich aber die Mondphasen an aufeinander folgenden Tagen nicht willkürlich, sondern nur in einer bestimmten Reihenfolge. Aber auch das Pilzwachstum ist zwischen aufeinander folgenden Tagen – zumindest im Mittel – nicht völlig unabhängig. Somit haben solche Permutationen der Monddaten, bei denen die natürliche Reihenfolge der Phasen an aufeinander folgenden Tagen erhalten bleibt, eine größere Chance, rein zufällig mit dem Pilzwachstum geringfügig zu korrespondieren, als andere Permutationen. Da die Original-Monddaten auch diese natürliche Reihenfolge einhalten, könnte hierdurch ein Scheinzusammenhang vorgetäuscht werden, sofern man den Originalwert $\chi^2_{M,0}$ den entsprechenden Werten χ^2_M beliebiger Monddatenpermutationen gegenüberstellt. Daher ist es erforderlich, bei der Permutation diese Abhängigkeiten zu berücksichtigen, indem man untereinander abhängige Tage als Block betrachtet und dann nur die verschiedenen Blöcke permutiert. In unserem Fall heißt das, dass wir die Original-Monddaten aller Saisontage eines Jahres in ihrer Reihenfolge belassen und nur die Monddaten kompletter Jahre untereinander austauschen. So können z.B. dem Jahr 1980 die Monddaten des Jahres 1973 zugeordnet werden usw. Da in jedem Jahr genau 123 Saisontage (Juli bis Oktober) betrachtet werden, sind also alle 32 Blöcke (1967 bis 1998) gleich groß. Die Monddaten eines Jahres sind im Prinzip durch die Mondphase am ersten Saisontag festgelegt. Diese Mondphasen der ersten Saisontage aller 32 Jahre waren recht gleichmäßig verteilt.

Tabelle 2: **$\hat{p}$-Werte für den Mondeffekt im verallgemeinerten linearen Modell mit den Störfaktoren Wochentag, Jahr und verschiedene Varianten des Saisoneffektes. Die Monddaten wurden jahresweise bzw. tagesweise permutiert.**

Modell für Mondeffekt:	**zu/abnehmend**		**eine Sinuskurve**		**zwei Sinuskurven**	
Permutation ⇒	Jahre	Tage	Jahre	Tage	Jahre	Tage
Modell für Saisoneffekt ⇓						
Polynom 4. Grades	0,29	0,15	0,45	0,19	0,43	0,28
Monate	0,31	0,16	0,45	0,2	0,42	0,30
Saisontage	0,22	0,09	0,39	0,15	0,44	0,30

Die Tabelle 2 zeigt die $\hat{p}$-Werte für verschiedene Varianten. Dabei wird deutlich, dass bei Permutation aller Tage der $\hat{p}$-Wert bedeutend kleiner ist als bei Permutation der Jahre, was die obige Argumentation bestätigt. Wie bei der Originalauswertung von Guiard (2002) wurden auch hier die Störfaktoren Wochentag, Jahr und Saison im Modell berücksichtigt, wobei der Saisoneffekt durch ein Polynom vierten Grades modelliert wurde. Der Mondeffekt wurde durch die Summe zweier Sinuskurven dargestellt.
In Anlehnung an das Modell von Plantiko (2002) wurde in weiteren Rechnungen der Mondeffekt auch nur durch eine Sinuskurve bzw. nur in Abhängigkeit von den beiden Hälften „zunehmend“ und „abnehmend“ des Mondumlaufs dargestellt. In weiteren Varianten wurde auch der Saisoneffekt je Monat bzw. je Saisontag ermittelt.
Bei allen Varianten war der mit der Permutation der Jahre ermittelte $\hat{p}$-Wert fernab von jeglichen sinnvollen Signifikanzgrenzen. Die von Hirschmann und Hirschmann gefundene vermeintliche Mondabhängigkeit liegt also völlig im Bereich des zufällig möglichen.

Zu den Ergebnissen von Plantiko

In seinem Kommentar zu Guiard (2002) betrachtete Plantiko (2002a) zwei Modelle: (a) Unterschied des Mondeffekts bei zunehmendem bzw. abnehmendem Mond, (b) sinusförmiger Mondeffekt. Es wurden dann aber nicht die Monddaten wie bei dem Permutationstest vertauscht, sondern für die Beratungen zufällige Tage aus dem gesamten Untersuchungszeitraum gewählt. Dieses erfolgte so, dass die Anzahlen der Beratungen, die auf die einzelnen

Jahre, Monate und Wochentage fielen, etwa den jeweiligen Anzahlen aus den Originaldaten entsprechen (siehe Plantiko 2002b). Anschließend wurde gezählt, wie viele Beratungen auf die einzelnen Mondphasentage fielen. Dieses Ergebnis wurde dann jedoch noch mit der jeweiligen Häufigkeit der einzelnen Mondphasentage im gesamten Untersuchungszeitraum korrigiert. In meiner Erwiderung zu dem Kommentar von Plantiko erhielt ich jedoch für die Beratungsanzahlen für zunehmenden bzw. abnehmenden Mond andere Werte. Eine spätere Diskussion ergab, dass ich die Art der oben genannten Korrektur nicht exakt verstanden hatte. Es handelte sich dabei im Prinzip um die Berechnung der mittleren Anzahl der Beratungen pro Tag über alle Tage, die einem bestimmten Mondphasentag entsprechen. Nach Klärung dieses Missverständnisses fanden wir Übereinstimmung in unseren Ergebnissen. Bedeutend verwunderlicher war jedoch, dass der analog zum oben beschriebenen Permutationsverfahren ermittelte $\hat{p}$ -Wert[2] für beide Modelle (a) und (b) völlig verschieden ausfiel (a: $\hat{p} = 0{,}017$; b: $\hat{p} = 0{,}918$). Ich vermutete zunächst einen Programmfehler. Die nachträgliche Überprüfung des Programms durch R. Plantiko ergab aber dafür keinen Hinweis. Nach genauer Betrachtung der von Plantiko verwendeten Kriterien stellte sich dann folgendes heraus:

Für jede der 1000 Datensimulationen können die mittleren Beratungsanzahlen der einzelnen Phasentage in zwei Summanden zerlegt werden, und zwar in den vermeintlichen Mondeffekt und eine Restabweichung je Phasentag. Die Streuung der Restabweichungen sei durch deren Standardabweichung s dargestellt. Der Mondeffekt wird mit Hilfe der Regressionsanalyse so ermittelt, dass s minimal wird. Die Stärke des so ermittelten Mondeffektes sei durch die Amplitude a charakterisiert. Im Modell (b) ist a die übliche Amplitude der Sinuskurve. Im Modell (a) entspricht a der Differenz der mittleren Mondeffekte bei zunehmendem bzw. abnehmendem Mond. Die aus den Originaldaten ermittelten Werte von a und s seien durch a_0 bzw. s_0 bezeichnet. Der $\hat{p}$ -Wert kann nun analog zum Permutationstest als Anteil aller Simulationen berechnet werden, welche noch extremer als die Originaldaten ausfallen. Dieses „noch extremer“ kann aber auf verschiedene Kriterien bezogen werden, nämlich:

1) $a \geq a_0$

2) $s \leq s_0$

3) $\dfrac{a}{s} > \dfrac{a_0}{s_0}$.

Der vermeintliche Widerspruch bei Plantiko entstand nun dadurch, dass er im Modell (a) das Kriterium 1 und im Modell (b) das Kriterium 2 verwendete.

Ein kleiner $\hat{p}$ -Wert bezüglich Kriterium 1 bedeutet, dass der Mondeffekt in den Originaldaten relativ zu allen simulierten Daten recht groß ausfiel. Analog bedeutet ein großer $\hat{p}$ -Wert bezüglich Kriterium 2, dass die Reststandardabweichung in den Originaldaten ebenfalls sehr groß war. Nun ist es aber recht natürlich, dass bei großen Schwankungen zwischen den Phasentagen die sich aus diesen Daten ergebende Schätzung für den Mondeffekt auch rein

---

[2] Ob hier zur Genauigkeit des Schätzwertes $\hat{p}$ das oben beschriebene Konfidenzintervall geeignet ist, ist unklar.

zufällig größer ausfallen kann. Das eigentlich interessierende Kriterium wäre somit also die Größe a des Mondeffekts relativ zur Reststandardabweichung s, also das Kriterium 3.
Unter Berücksichtigung dieser drei Kriterien wiederholte Plantiko seine Simulationen. Das Ergebnis ist der Tabelle 3 zu entnehmen.

Tabelle 3: **$\hat{p}$-Werte aus den Simulationen von Plantiko für verschiedene Varianten des Mondeffekts bei fester Gesamtanzahl von Beratungen und zufälliger Auswahl von Beratungsterminen (Daten: Mittlere Anzahl von Beratungen je Tag bei gegebenem Phasentag; *s* = Reststandardabweichung; *a* = Amplitude des Mondeffekts).**

Modell für Mondeffekt	**$\hat{p}$-Wert bezüglich ...**		
	a	s	a/s
zunehmend/abnehmend	0,02	0,94	0,07
eine Sinuskurve	0,02	0,92	0,07

Die $\hat{p}$-Werte stimmen nun etwa überein, sofern man sich jeweils auf das gleiche Kriterium bezieht. Außerdem ergibt das für uns relevante Kriterium a/s den $\hat{p}$-Wert 0,07, also keine Signifikanz. Weiterhin ist zu ergänzen, dass bei den Datensimulationen von Plantiko die Abhängigkeit zwischen aufeinander folgenden Tagen nicht berücksichtigt wurde. Damit entspricht sein Ergebnis inhaltlich (wenn auch nicht völlig in den Werten) den Ergebnissen der Tagespermutationen aus Tabelle 2. Das heißt, dass ein $\hat{p}$-Wert bei geeigneter Berücksichtigung dieser Abhängigkeit wesentlich größer als 0,07 ausfallen dürfte.
Übrigens können sich auch im Modell von Guiard unterschiedliche Ergebnisse bezüglich der Kriterien 1 bis 3 ergeben, sofern man für a die Wurzel aus dem χ^2-Wert des Mondeffektes verwendet und für s den Skalenparameter ϕ. Ermittelt man ϕ mit der χ^2-Methode, so erhält man bezüglich des Kriteriums 2, also bezüglich ϕ, den $\hat{p}$-Wert 0,8, also in Analogie zu Plantiko ein ähnlich hoher Wert. Auch hier ist also bei den Originaldaten der Wert von ϕ recht hoch. Trotzdem wirkt sich diese Eigenschaft von ϕ bei Verwendung des letztendlich verwendeten Kriteriums 3 (χ^2/ϕ^2) kaum aus. Dieses resultiert aus der Tatsache, dass die Variationsbreite von ϕ zwischen den verschiedenen Permutationen sehr gering ist (0,5 % von dem mittleren Wert von ϕ). Dieser Skalenparameter kann also fast als konstant angesehen werden. Da im Gegensatz dazu die Standardabweichung der χ^2-Werte beträchtlich ist (etwa 70% vom Mittel), wird die Reihenfolge (und damit der $\hat{p}$-Wert) der Werte χ^2/ϕ^2 gegenüber den Werten χ^2 somit kaum verändert.

Diskussion

Außer dem Ergebnis, dass aus den Daten von Hirschmann und Hirschmann kein Hinweis auf einen Zusammenhang zwischen Mondphase und Pilzwachstum zu entnehmen ist, zeigt der Artikel weiterhin, wie schnell man in methodische Fallen tappen kann. Da wäre also zunächst das Problem der Skalenparameterschätzung bei geringen Erwartungswerten der Klassenhäufigkeiten. Dieses Problem konnte zwar mit dem Permutationstest gelöst werden, aber auch der vermeintlich einfache Permutationstest hat seine Tücken. So muss z.B. sehr gründlich darüber nachgedacht werden, ob die Voraussetzung der Unabhängigkeit erfüllt ist. Außerdem ist das für das jeweilige Problem geeignete Kriterium zu wählen. Hierbei sollte man zunächst die übliche Testgröße der zu prüfenden Hypothese verwenden. Im Interesse der Vereinfachung kann aber auch eine Transformation dieser Größe verwendet werden, sofern sie monoton ist und damit die Bewertungsreihenfolge der verschiedenen Permutationen nicht verändert.

Es gibt jedoch auch Situationen, bei denen die Kriterien 1 bis 3 aus Kapitel 4 jeweils zu dem gleichen Ergebnis führen. Solch eine Situation trat auf, als ich im Sinne eines Vergleichs zu dem Vorgehen von Plantiko nicht das verallgemeinerte Modell verwendete, sondern die Beratungsanzahlen aller Tage als linear abhängig von den Störfaktoren (Jahr, Wochentag, Saisontag) und dem Mondeffekt modellierte und dann nur die Monddaten permutierte. Bei der Auswertung wurden dabei zunächst nur die Störeffekte geschätzt, wobei die Mondphasen unberücksichtigt blieben, d.h. die Effektschätzungen und damit auch alle Residuen und ihre Quadratsumme (Summe der Abweichungsquadrate, kurz: SQ) waren von der jeweiligen Permutation unabhängig. Anschließend wurde bei jeder Permutation der Einfluss des Mondes auf diese Residuen ermittelt. Somit wurde der konstante SQ-Wert jeweils in zwei Summanden zerlegt: $SQ=SQ_M+SQ_R$. Dabei entspricht SQ_M der Summe der durch den Mondeffekt bedingten Abweichungsquadrate und SQ_R der dann verbleibenden Restabweichungsquadratsumme. Analog zu den Kriterien 1 bis 3 könnte man hier die Werte SQ_M, SQ_R bzw. SQ_M/SQ_R als Kriterien verwenden. Da aber SQ konstant ist, kann SQ_R auch durch $SQ-SQ_M$ dargestellt werden, womit diese drei Kriterien den Größen SQ_M, $SQ-SQ_M$ bzw. $SQ_M/(SQ-SQ_M)$ entsprechen. Diese sind aber alle nur monotone Transformationen von SQ_M, womit alle drei Kriterien in diesem Falle das selbe Ergebnis liefern.

Diese Kriteriumsunabhängigkeit basiert in diesem linearen Modell wesentlich auf der Tatsache, dass die Regression jeweils mit den durch die Permutationen nicht veränderten Originaldaten durchgeführt wurden. Bei dem Vorgehen von Plantiko wurde dagegen die Regression mit den Beratungshäufigkeiten der einzelnen Phasentage durchgeführt. Bei jeder neuen Permutation wurden aber diese Beratungstage zu neuen Mondphasengruppen zusammengestellt, so dass die Regression stets von veränderten Daten ausgeht, wobei also auch das „Gesamt-SQ" dieser Daten, welches dem oben genannten SQ entspricht, sich jeweils verändert. Wegen der Nicht-Konstanz dieses SQ ist also davon auszugehen, dass die Kriterien 1 bis 3 jeweils andere Ergebnisse liefern, weswegen bei dieser Variante der Auswertung es von besonderer Bedeutung ist, das zu dem Problem passende Kriterium zu wählen.

Greift man bei der Auswertung auf die Originaldaten zurück, also auf die Beratungsanzahlen an allen Tagen des Untersuchungszeitraums, so bleibt dabei die Zuordnung der Tage zu den Stufen der Störfaktoren Jahr, Wochentag und Saisontag erhalten, so dass diese Störeffekte explizit geschätzt werden können. Verwendet man jedoch zur Auswertung nur die Beratungsanzahlen an den einzelnen Mondphasentagen, so ist eine Zuordnung dieser Mondphasentage zu den Stufen der Störfaktoren und damit auch die Schätzung der Störeffekte nicht mehr möglich. Plantiko versuchte deswegen zumindest die Häufigkeiten der einzelnen Stufen der Störfaktoren ungefähr konstant zu halten. Ob mit diesem Vorgehen aber die Störeffekte ausreichend berücksichtigt werden, muss einer weiteren Untersuchung vorbehalten bleiben.

Danksagung

Für die sehr gute konstruktive Zusammenarbeit möchte ich mich bei Rüdiger Plantiko sehr bedanken. Weiterhin möchte ich mich auch für die sehr zuvorkommende Beratung durch Herrn Professor Osius bedanken.

Literatur

Edgington, E.S. (1993): Randomization Tests. Marcel Dekker, New York /Basel.

Guiard, V. (2002): Beeinflusst der Mond das Pilzwachstum? Eine Reanalyse. *Zeitschrift für Anomalistik* 2, 292-307.

Plantiko, R. (2002a): Im Rahmen der Zufallshypothese erklärbar? Kommentar zum Artikel von Guiard (2002). *Zeitschrift für Anomalistik* 2, 308-310.

Plantiko, R. (2002b): Mondphasen und Pilzwachstum. http://www.anomalistik.de/mondpilze.htm.

Rasch, D., Herrendörfer, G.;, Bock, J., Victor, N., Guiard, V. (1998, Hrsg.): Verfahrensbibliothek Versuchsplanung und -auswertung. Band II. Oldenbourg, München/ Wien.

Good, P. (1993): Permutation Tests. A practical Guide to Resampling Methods for Testing Hypotheses. Springer, New York/Heidelberg.