# Sind *Paxillus involutus* und *P. rubicundulus* anhand ihrer Sporenmaße eindeutig unterscheidbar?

CHRISTOPH HAHN

Hahn, C. (2000) – Is it possible to separate *Paxillus involutus* and *P. rubicundulus* by spore measurements only? Z. Mykol. 66/2: 161 – 171.

**Key words:** *Basidiomycota, Boletales, Paxillaceae, Paxillus involutus, Paxillus rubicundulus*, spore statistics

**Summary:** The two species *Paxillus involutus* and *P. rubicundulus* may be separated by spore measurement only. This statement is proved and shown to be statistically highly significant when more than c. 50 spores are measured.

**Zusammenfassung:** Die beiden Kremplinge *Paxillus involutus* und *P. rubicundulus* werden vielfach anhand ihrer unterschiedlichen Sporenmaße getrennt. Es wird gezeigt, dass diese Aussage statistisch signifikant ist und ab einer gemessenen Sporenmenge von mehr als ca. 50 Stück mit hoher Signifikanz zutrifft.

## Einführung

Die Frage, ob es möglich ist, *Paxillus rubicundulus* P.D. Orton (Erlenkrempling) von *Paxillus involutus* (Batsch: Fr.) Fr. (Kahler Krempling) anhand von getrocknetem Material ohne begleitende Beschreibung der Frischmerkmale eindeutig zu trennen, ist für Aufarbeitungen älterer Herbarbelege wichtig. Zwar kann man die beiden Arten mithilfe ihrer Rhizomorphen oder Sklerotien voneinander trennen (HAHN & AGERER 1999), jedoch sind diese bei den meisten Herbarbelegen nicht erhalten. Da *P. rubicundulus* durch kleinere Sporen ausgezeichnet ist, scheint eine Entscheidung bereits allein durch die Sporenmaße möglich zu sein. Die herkömmliche Bestimmungsliteratur (z. B. MOSER 1983, KALLIO & HEIKKILÄ 1992) stützt dies. Auch SZCZEPKA (1987) kommt in seiner ausführlichen Studie über *P. rubicundulus* zu diesem Ergebnis. BRESINSKY (1996) hingegen diskutiert diese Möglichkeit kritisch, da die Sporenmaße bei verschiedenen Kollektionen stark zu streuen scheinen. Im Nachhinein hat sich anhand von genetischen Untersuchungen gezeigt, dass der bei BRESINSKY (1996) diskutierte, großsporige „*Paxillus rubicundulus*" unter *Corylus avellana* doch nicht konspezifisch mit dem Erlenkrempling ist (BRESINSKY, mdl. Mitt.), wie dies dort auch bereits andiskutiert wurde.

**Anschrift des Autors:** Christoph Hahn, Institut für Systematische Botanik der Ludwig-Maximilians-Universität München, Sektion Mykologie, Menzinger Str. 67, D-80638 München

Die Sporenmaße bieten auch bei sehr schlecht erhaltenem Herbarmaterial eine vergleichsweise einfach reproduzierbare Messgröße. Aus diesem Grund ist die Klärung der Verlässlichkeit dieses Merkmals von großem Interesse. Es wurde daher der Versuch unternommen, eine statistische Auswertung der Sporenmaße von *P. involutus* und *P. rubicundulus* vorzunehmen, um zu prüfen, ob beide Arten mit diesem Merkmal trennbar sind.

Grundlage dafür sind die in der vorliegenden Studie vorgenommenen Sporenmessungen (1383 Sporen von *P. involutus* und 1322 Sporen von *P. rubicundulus*). Die Sporen wurden jeweils von mehreren Aufsammlungen unterschiedlicher Standorte erfasst, um die Schwankung der Maße abschätzen zu können. Die statistische Auswertung bezieht sich dabei auf die Messgröße Sporenlänge. Die Sporenbreite differiert im Vergleich zur Messgenauigkeit nur verhältnismäßig wenig und ist daher nicht so gut geeignet.

Für die ausführliche Beschreibung von *P. involutus*, *P. rubicundulus* sowie weiterer, nahestehender Arten der Gattung *Paxillus* sei auf HAHN & AGERER (1999) verwiesen. Auch die nomenklatorische Problematik um die Namen *P. rubicundulus*, *P. filamentosus* Scop.: Fr. und *P. leptopus* Fr. wird dort behandelt und diskutiert.

## Material und Methoden

### Sporenmessung

Alle Sporenmessungen wurden bei 1000facher Vergrößerung mit Ölimmersion im Hellfeld mit Hilfe eines Messokulares (1 Skalenteil entspricht 0,9 µm) vorgenommen. Zur Verfügung stand ein Zeiss Standard 14 Mikroskop. Die Sporenpräparate wurden sowohl von Frischmaterial als auch von Herbarmaterial erstellt, indem ein Stück Lamelle mehrfach in einen Tropfen Leitungswasser auf dem Objektträger getaucht wurde. Hierdurch wird eine genügend große Zahl von Sporen von der Lamellenfläche in das Medium abgewaschen. Untersuchungen von Sporen aus Abwurfpräparaten wurden in geringerer Zahl zum Vergleich vorgenommen, um auf eventuelle deutliche Unterschiede in den Ergebnissen zu achten. Hierbei bestätigte sich, dass dies nicht der Fall ist, wie auch CLÉMENÇON (1997) anhand ausgewählter dunkelsporiger Vertreter der Ordnung *Agaricales* gezeigt hat. Abweichungen können jedoch nicht generell ausgeschlossen werden. Dennoch wird es als sinnvoller erachtet, Sporen direkt von den Lamellen zu untersuchen, da nur dies gute Vergleichsmöglichkeiten mit älterem Herbarmaterial ermöglicht, bei dem Abwurfpräparate der Sporen häufig fehlen.

Als Medium wurde ausschließlich Leitungswasser verwendet, um störende Quellungsvorgänge zu vermeiden. Die Sporenmessungen wurden mit der höchsten Ablesegenauigkeit von $^1/_4$ Skalenteilen vorgenommen (ein Skalenteil entspricht 0,9 µm – die Eichung der Skala erfolgte mit Hilfe eines Objektmikrometers). Genauere Ableseversuche erscheinen wenig sinnvoll, da das Auflösungsvermögen des Lichtmikroskops bei ca. 0,3 µm liegt. Genauere Messwerte sind auch theoretisch nicht möglich. Der mittlere Messfehler wird daher auch als 0,3 µm angenommen, also als etwas größer als die versuchte Ablesegenauigkeit. Es wurde darauf geachtet, die Messungen nur an Sporen vorzunehmen, die völlig plan liegen und sich nicht bewegen. Die etwas klebrige Wand der *Paxillus*-Sporen gewährleistet eine genügend große Anzahl an entweder am Objektträger oder aber am Deckgläschen fixierter Sporen. Es wird immer auf genügend Medium geachtet, so dass die Sporen nicht komprimiert werden und dadurch ihre äußere Form verändern. Um subjektive Fehler bei der Auswahl der zu messenden Sporen zu vermeiden, werden an ver-

schiedenen Stellen des Objektes alle im jeweiligen Gesichtsfeld liegenden Sporen vermessen. Dieses Vorgehen ist nötig, um sichere Mittelwerte der Messgrößen zu erhalten. Zur statistischen Absicherung werden je Kollektion möglichst viele Sporen vermessen – mindestens 30 pro Aufsammlung, meistens jedoch um die 60. Aus den einzelnen Sporenmessungen wird jeweils der Quotient von Länge und Breite der Sporen (Q = L/B), sowie das Sporenvolumen berechnet. Hierbei wird die Sporenform näherungsweise als Rotationsellipsoid betrachtet. Das Volumen berechnet sich nach BRONSTEIN & SEMENDJAJEW (1991: 233) als $V = 4/3\ \pi * (L/2)^2 * (B/2)^2 * (B/2)^2$. L/2 und B/2 sind hierbei die Halbachsen des Ellipsoids, wobei die beiden kleinen Halbachsen jeweils gleich groß sind (Rotationsellipsoid).

## Material

**Untersuchte Kollektionen von *Paxillus involutus*:**

**Deutschland:** Bayern, Bad Wörishofen (MTB 8029), Stockheim, Fichtenwald, leg. J. Stangl, o. D., Stangl 911-76, in M; –, Eggenfelden, Lichtlberg, Geratskirchner Bach, 420 m ü. NN, unter *Picea abies*, saurer Lößlehmboden, in Nadelstreu, Fichtenforst ohne Unterwuchs, leg. C. Hahn, 28. 6. 1997, CH 59/97; –, Fürstenfeldbruck, Rottenried, leg. A. Bresinsky, 30. 8. 1968, Bresinsky 323, in M; –, Füssen, Waldrand südl. der Ruine Hohenfreyberg, 10°35,3'N, 047°36,8'E, unter *Picea*, leg. B. Dichtel, 29. 8. 1970, in M; –, Kelheim, Kohlstadt W, unter *Pinus*, *Betula*, leg. A. Bresinsky, 29. 10. 1995; –, Kelheim, Kohlstatt, Fichtenwald, leg. A. Bresinsky, X. 1995, in REG; –, Kelheim, Paintner Forst, Teufelswinkel, leg. Reisinger, 8. 8. 1991, in REG; –, Kehlheim, Ludwigshain, unter *Quercus* und *Fagus*, leg. A. Bresinsky, 29. 9. 1995; –, Kelheim, Offenstetten, unter *Betula pendula*, reiner Sandboden, leg. C. Hahn, 29. 10. 1998, CH 532/98; –, Rothenbügl, MTB 7037, leg. A. Bresinsky, 24. 9. 1995, in REG; –, Kehlheim, Siegenburg, Dürnbucher Forst; –, Landberg/Lech, Eresing, leg. A. Bresinsky, 4. 9. 1968, Bresinsky 345, in M; –, Landshut, Ergoldsbach, Gemeinde Essenbach, Moorrest südöstl. von Unterwattenbach, bei *Betula pubescens*, leg. L. Beenken, 24. 9. 1998, CH 297/98; –, München, Perlacher Forst, leg. A. Allescher, 9. 1890, in M; –, Regensburg, Walhalla, Forstmühle, Rabenzipfel, unter *Picea abies*, leg. S. Raidl, 16. 9. 1993, SR 217 in M, leg. S. Raidl, 14. 7. 1997, SR 217, in M; –, Rosenheim, Grassau, NSG Kendlmühlfilze, Südende des NSG, MTB 8240/2, Hochmoor, teilentwässert, unter *Betula pubescens*, leg. C. Hahn, 28. 9. 1997, CH 214/97; –, Starnberg, Aschering, Zwischenmoor am Eßsee, in *Sphagnum* am Rand des Moores, bei *Betula*, leg. J. Poelt, 7. 9. 1958, in M; –, Starnberg, Maising, Hochmooranflug westl. des Meisinger Sees, unter *Pinus mugo* und *Betula*, leg. J. Poelt, 9. 1958, in M; –, Starnberg, Schluifelder Moor bei Etterschlag, leg. A. Bresinsky, 12. 9. 1969, Bresinsky 69/279; –, Waging am See, Demmelfilz, MTB 8042/3, unter *Betula pubescens*, Hochmoor, Torffläche, leg. C. Hahn, 24. 10. 1998, CH 523/98; –, Waldkraiburg, im Piceetum zw. Jettenbach und Maximilian, MTB 7840/1, leg H. Marschner, 18. 9. 1971, HM 205, in M; –, Weilheim, Grasleitener Moorlandschaft zw. Huglfing und Schöffau, Schweinmoos, unter *Picea abies*, leg. C. Hahn, 21. 10. 1998, CH 512/98; Mecklenburg-Vorpommern, Rügen, leg. A. Bresinsky, 22. 9. 1995, in REG.

**Großbritannien:** England, Wimbledon Common, Surrey, in wood, leg. C. E. Hartley-Smith, 14. 9. 1900, in M.

**Italien:** Varena, alla Chuya, in silvis coniferis, leg. G. Bresadola, 26. 8. 1924, Bresadola 1280, in M.

**Norwegen:** Lappland, Finnmark, 2 km westl. Varanngerboten, leg. A. Bresinsky, 7. 9. 1970, Bresinsky 70-542, in M.

**Österreich:** Tirol, Grubenbachtal bei Vinaders, Fichtenwald, leg. M. Moser, 23. 8. 1948, Moser 48/461, in M; Tirol, Ötztal, Ötztaler Alpen, oberhalb Angern (Untergurgl), in über 2000 m Höhe, leg. A. Bresinsky, 8. 1996, Bresinsky 69-154, in M;

**Polen:** Woywodschaft Opolskie, Skelce Opolskie (Großsterlitz) bei Oppeln, Stadtpark, saurer, flachgründiger Boden, bei *Betula pendula* und *Alnus*, leg. C. Hahn & M. Z. Szczepka, 28. 8. 1997, CH 161/97;

**Tschechische Republik:** M.-Weisskirchen, Ohrmsdorf-Neudeck (schwierig zu entziffern, Etikett in Handschrift), „Flora Moravica", leg. F. Petrak, IX 1934, in M.

**Untersuchte Kollektionen von *Paxillus rubicundulus*:**
**Deutschland:** Bayern, Bad Tölz, Vorderriß, Isar-Oberlauf, Ochsensitzer Berge, ca. 1,7 km WSW von Vorderriß, Kalkschotterflächen am nördl. Isarufer, unter *Alnus incana*, leg. C. Hahn, 1. 10. 1997, CH 215/97; –, Berchtesgaden, MTB 8442/2, Nationalpark Berchtesgaden, bei Bindelalm, leg. A. Bresinsky & H. Schmid-Heckel, 2. 10. 1981, Pilze Nat.-Park Berchtsgdn 1153, in M; –, ca. 750 m OSO von Vorderriß, Straßenrand (B 207), Kalkschotter, bei *Alnus incana*, leg. C. Hahn, 1. 10. 1997 226/97; –, Königsdorf, östl. von Babenstuben, ca. 600 m ü. NN, leg. S. Raidl, 23. 8. 1998, CH 215/98; –, München, Isaranlagen, leg. Allescher, 7 / 1889; –, Rosenheim, Chiemsee, Insel Herrenchiemsee, unter *Alnus glutinosa*, leg. L. Beenken, 26. 9. 1998, CH 301/98 in M, CH 302 in M; –, Rosenheim, Grassau, NSG Kendlmühlfilze, Südende des NSG, MTB 8240/2.1233, 535 m ü. NN, Hochmoor, geschotterter Wegrand unter *Alnus incana*, leg. C. Hahn, 28. 9. 1997, CH 207/97; –, Schliersee, „feuchter Grasgrund", leg. C.O. Harz, 13. 9. 1885, Harz 128 in M; –, Starnberg, Erling-Andechs, NSG Mesnerbichl, MTB 8033/3.1, 700 m ü. NN, bei *Alnus glutinosa*, leg. C. Hahn, 15. 6. 1995, CH 34/95; –, Sulzbach, Scheuchenberg, unter *Alnus glutinosa*, leg. A. Bresinsky, 10. 1992; in REG; –, Fridolfing, Wald südl. von Gierling, MTB 8042/2, 420 m ü. NN, unter *Alnus glutinosa*, leg. T. R. Lohmeyer, 24. 9. 1998, CH 251/97, in M; –, Wallerburg bei Miesbach („im Thale"), leg. C.O. Harz, 20. 9. 1885, Harz 164 in M; –, Gars am Inn, MTB 7839/2, unter *Alnus glutinosa*, leg. C. Hahn, 1. 8. 1998, CH 154/98.
**Großbritannien:** Schottland, L. Rannoch, S., Perthshire, leg. P. D. Orton, 22. 10. 1966, Holotypus, Orton 2905 in E.
**Österreich:** Wienerwald, Veigl-Wiese, leg. v. Höhnel, 1913, s. n., in M; –, Tirol, Jochberg, Sinterbachtal, Sinterbacher Wasserfall, Südhang, ca. 1440 m ü. NN, bei *Alnus viridis* und *Alnus incana*, leg. U. Passauer, 10. 9. 1983, Crypt. exs. Mus. Nat. Vindobonensi Nr. 4919.
**Polen:** Wojwodschaft Bielskje, Cieszyn, Parkanlage neben Sportplatz/Stadion/Gasfabrik, Reservat Lasek Miejski nad Puncówka, am Bach Mlynówka, unter *Alnus glutinosa*, leg. S. Sokol & C. Hahn, 27. 8. 1997, CH 154/97; –, Zakopane, Siwa Polana, 970 m ü. NN, unter *Alnus incana*, bachbegleitender Bestand, leg. A. Gminder, 25. 7. 1998, Gminder 98/161.
**Schweden:** Uppland, Ranes, Norra Warleda, Ufer des Gauvellangjon, unter *Alnus*, leg. N. Suber, 22. 8. 1965, J2672 in M; –, Norra Warleda, leg. H. Jahn, VIII. 1962, J2691 in M.

## Statistische Auswertung der erhaltenen Messdaten

### 1. Theorie

Folgende Annahme wurden getroffen:

Alle auftretenden Verteilungen, d. h. die der mittleren Sporenlängen einer Art und der tatsächlichen Sporenlängen je Standort sind normalverteilt. Hierbei ist jeweils der Erwartungswert $\mu$ wie auch die Standardabweichung $\sigma$ unbekannt.

*Paxillus rubicundulus* wird im folgenden als Art A, *P. involutus* als Art B bezeichnet. In den Formeln werden die entsprechenden Größen mit A bzw. B indiziert. Die Sporenlängen von Art A werden a genannt, b die von Art B.

Zunächst müssen die Konfidenzintervalle für den Erwartungswert $\mu_A$ der mittleren Sporenlänge zum Niveau $1-\alpha$ (mit der Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha$) der Art A und $\mu_B$ zum Niveau $1-\alpha$ der Art B bestimmt werden. Hierzu werden zuerst die arithmetischen Mittel der Sporenlängen der einzelnen Aufsammlungen berechnet. Anhand dieser Ergebnisse und der Streuung der mittleren Sporenlängen aus den einzelnen Aufsammlungen werden die jeweiligen Konfidenzintervalle bestimmt. Hierbei wird angenommen, dass auch die mittleren Sporenlängen der einzelnen Aufsammlungen normalverteilt sind (siehe unter Annahme). D. h. der Standort (Boden, Mykorrhizapartner etc.) darf keinen Einfluss auf die Messgröße Sporenlänge besitzen, da ansonsten hierdurch die Gesamtheit der einzelnen Mittelwerte nicht mehr normalverteilt wäre.

## Berechnung

Das Konfidenzintervall für $\mu_A$:

Bilde jeweils für jede Aufsammlung das arithmetische Mittel der Sporenlänge a:

$$\underline{a}_i := \frac{1}{n_i} \sum_{l=1}^{n_i} a_l$$

i ist hier der Index für die jeweilige Aufsammlung ($i \in \mathbb{N}$ mit i = 1 bis r, r : = Anzahl der Kollektionen).

Das arithmetische Mittel aller (mittleren) Sporenlängen $\underline{a}_i$ der r Kollektionen wird gebildet als:

$$\underline{\mu}_A := \frac{1}{r} \sum_{i=1}^{r} \underline{a}_i$$

Da die Standardabweichung $\sigma$ bzw. die Varianz $\sigma^2$ der (wahren) Sporenlängenverteilung dieser Art nicht bekannt ist, muß sie durch einen Schätzer $\zeta_{A,r}^2$ der (wahren) Varianz angenähert werden als (nach LEHN & WEGMANN 1992: 109, Satz 3.5.ii.):

$$\zeta_{A,r}^2 := \frac{1}{r-1} \sum_{i=1}^{r} (\underline{a}_i - \underline{\mu}_A)^2$$

Dann ist

$$I_{\mu A,\alpha}(\underline{a}_1, ..., \underline{a}_i, ..., \underline{a}_r) := [\underline{\mu}_A \pm t_{r-1,1-(\alpha/2)} \bullet (1/r)^{1/2} \bullet (\zeta_{A,r}^2)^{1/2}]$$

ein Konfidenzintervall für den Erwartungswert der Sporenlänge bei Pilz A (*P. rubicundulus*), (siehe auch LEHN & WEGMANN 1992: 125) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha$. Den Wert von t entnimmt man Tabellen für die t-Verteilung (siehe z. B. ZÖFEL 1988).

Analog wird für Pilz B (*P. involutus*) das arithmetische Mittel $\underline{b}_j$ der einzelnen Aufsammlungen berechnet. Daraus wird wiederum entsprechend $\mu_B$ ermittelt und es wird ein Schätzer $\zeta_B^2$ für die Varianz eingeführt. Nun wird auch für Pilz B ein Konfidenzintervall für den Erwartungswert der Sporenlänge angegeben:

$$I_{\mu B,\alpha}(\underline{b}_1, ..., \underline{b}_j, ..., \underline{b}_s) := [\underline{\mu}_B \pm t_{s-1,1-(\alpha/2)} \bullet (1/s)^{1/2} \bullet (\zeta_{B,s}^2)^{1/2}]$$

mit $j \in \mathbb{N}$ mit j = 1 bis s, s : = Anzahl der Kollektionen.

Es muß nun entschieden werden, ob das Kriterium der mittleren Sporenlänge überhaupt zur Trennung der beiden Arten A und B verwendet werden kann:

Es muß für alle $a_i$ und alle $b_i$ gelten, daß $\underline{a}_i < \underline{b}_i$, da sonst eine sichere mögliche Unterscheidung der beiden Arten A und B aufgrund der mittleren Sporenlänge nicht immer möglich ist. Das heisst, keine einzige Kollektion von *P. rubicundulus* darf eine mittlere Sporenlänge aufweisen, die größer wäre als die kleinste bei *P. involutus*. Dies ist bei den ermittelten Sporenlängen der einzelnen Kollektionen von *P. involutus* und *P. rubicundulus* der Fall (Tab. 1, 2), eine Unterscheidung ist somit prinzipiell möglich.

Nun werden die beiden Konfidenzintervalle $I_{\mu A,\alpha A} = : [p, q]$ und $I_{\mu B,\alpha B} = : [f, g]$ betrachtet.

Es lassen sich zwei Fälle unterscheiden:

1. $q < f \Rightarrow$ Pilz A läßt sich von Pilz B trennen.
2. $q > f \Rightarrow$ Pilz A läßt sich auf dem Niveau $\sigma$ nicht von Pilz B trennen.

   Im Fall 2 müßte als Abhilfe q und f durch die Wahl von größerem $\alpha$ so weit verschoben werden, dass für die resultierenden q', f' gilt: $q' < f'$.

Für *P. involutus* und *P. rubicundulus* tritt Fall 1 ein.

Zusätzlich wird nun die kleinste Anzahl der zu messenden Sporenlängen (Stichprobenlänge k) ermittelt, anhand deren Mittelwert die beiden Arten A und B auf dem Fehlerniveau $\alpha$ eindeutig zu trennen sind. Dies ist die minimale Anzahl von Sporen, die man als Anwender ausmessen muss, um Art A bzw. B aufgrund des Mittelwertes der Sporenlänge mit einer Sicherheit von $1-\alpha$ bestimmen zu können (z. B. 99,9% bei $\alpha = 0{,}001$).

**1. Schritt:** Es müssen die Schätzer für die Varianz **für alle Kollektionen** gebildet werden:

$$\zeta_{\sigma^2;a^i;n^i}{}^2 := \frac{1}{n_i - 1} \sum_{h=1}^{n_i} (a_h - \underline{a}_i)^2 \quad \text{für alle i}$$

und analog

$$\zeta_{\sigma^2;b^j;n^j}{}^2 := \frac{1}{n_j - 1} \sum_{h=1}^{n_j} (b_h - \underline{b}_j)^2 \quad \text{für alle j}$$

**2. Schritt:** Es werden nach LEHN & WEGMANN (1992: 126, Satz 3.27.) die Obergrenzen der Konfidenzintervalle für $\sigma_{a,i}{}^2$ und $\sigma_{b,j}{}^2$ für alle i, j auf dem Konfidenzniveau $1-\alpha$ bestimmt:

$$\max l_{\sigma^{a,i}}{}^2 (a_{1^i}, \ldots, a_{n^i}) = \frac{(n_i - 1) \bullet \zeta_{\sigma^{a,i}/n^i}}{\chi^2_{n^i-1;\, \alpha/2}} =: \sigma_{a,i}{}^2 \quad \text{für alle i}$$

analog

$$\max l_{\sigma^{b,i}}{}^2 (b_{1^i}, \ldots, b_{n^i}) = \frac{(n_i - 1) \bullet \zeta_{\sigma^{a,i}/n^i}}{\chi^2_{n^i-1;\, \alpha/2}} =: \sigma_{b,i}{}^2 \quad \text{für alle j.}$$

D. h. es wird je Kollektion ein Konfidenzintervall für die Varianz dieser Kollektion bestimmt. Von diesen betrachten wir nur die Obergrenze als ungünstigsten Fall; die Werte für die jeweiligen $\chi^2_n$ entnimmt man Tabellen der $\chi^2_n$-Verteilung von HELMERT UND PEARSON (siehe z. B. ZÖFEL 1988).

**3. Schritt:** Um von dem ungünstigsten Fall auszugehen wird nun für beide Arten das größte überhaupt aufgetretene $\sigma^2$ für die weitere Rechnung verwendet:

Setze $\sigma_A{}^2 = \sigma_B{}^2 := \max \{\sigma_{a,i}{}^2, \sigma_{b,j}{}^2\}$ für alle i, j

**4. Schritt:** Bestimmung der minimalen Stichprobenlänge k:

Der Gaußtest (LEHN & WEGMANN 1992: 132) liefert als Signifikanz-Wahrscheinlichkeit p für die gesamte mittlere Sporenlänge μ hinsichtlich der Entscheidungsgröße $\underline{x}_k$ (arithmetisches Mittel)

$$P_{\mu A}\left(\underline{x}_k \geq (\mu_B + \mu_A)/2\right) = \alpha_c$$

zudem ist

$$P_{\mu A}\left(\frac{k^{1/2}}{\sigma_A^2}\left(\underline{x}_k - \mu_A\right) \geq u_{1-\alpha/2}\right) = \alpha_c$$

$u_{1-\alpha/2}$ ist die obere Schranke der N(0,1)-Verteilung zum Niveau α [$u_{1-\alpha/2}$ wird als das 1-α/2-Quantil der N(0,1)-Verteilung bezeichnet (siehe LEHN & WEGMANN 1992: 130)].

mit $\mu_B := \min I_{\mu^B,\,\alpha^B}$ und $\mu_A := \max I_{\mu^A,\,\alpha^A}$

Die Entscheidung für Art A oder Art B wird anhand der oberen Grenze des Konfidenzintervalles für $\mu_A$ (da Art A die kleineren Sporen aufweist) und der unteren Grenze des Konfidenzintervalles für $\mu_B$ (da Art B größere Sporen besitzt) getroffen, indem man die Mitte dieser beiden Grenzen wählt. Liegt das vom Bestimmer gefundene arithmetische Mittel der Sporenlänge über diesem Wert, so ist das Bestimmungsergebnis Art B, liegt er darunter, so ist es Art A. Um mit der Sicherheit 1-α die Determination der Art anhand dieses Entscheidungskriteriums durchführen zu können, müssen mindestens k Sporen vermessen werden.

k erhält man aus dem Gauß-Test, indem man $\underline{x}_k$ durch $(\mu_B + \mu_A)/2$ ersetzt:

$$\Rightarrow \quad \frac{k^{1/2}}{\sigma_A^2}\left(\frac{\mu_B + \mu_A}{2} - \mu_A\right) \geq u_{1-\alpha/2}$$

$$\Rightarrow \quad k \geq \left(\frac{\sigma_A^2 \bullet u_{1-\alpha/2}}{(\mu_B - \mu_A)/2}\right)^2$$

Misst der Bearbeiter nun mindestens k Sporen zufällig aus und bildet das arithmetische Mittel dieser Messwerte, so kann er mit der Sicherheit 1-α davon ausgehen, anhand dieses Mittelwertes die Art richtig zu bestimmen, wenn die Sporenlängen wirklich normalverteilt sind.

## 2. Berechnung anhand der Sporenmessungen von *Paxillus involutus* und *Paxillus rubicundulus* (Tab. 1, 2):

Die erhaltenen Sporenmaße (siehe HAHN & AGERER 1999) sind für

***Paxillus involutus*:** (6,5–)7–**8,6**–11(–14) x (4,5–)5–**5,4**–6,5(–7) μm; Q = (1,3–)1,4–**1,6**–2(–2,5); V = (62–)81–**135**–200(–326) $\mu m^3$;

***P. rubicundulus*:** (5–)5,5–**7,0**–8,5(–11) x (3,5–)4–**4,5**–5(–6) μm; Q = (1,2–)1,3–**1,5**–1,9(–2,1); V = (36–)44–**76**–125(–196) $\mu m^3$.

Es wird von einer gewünschten Genauigkeit von 99,9% ausgegegangen (α = 0,1%).

Die arithmetischen Mittel der einzelnen Aufsammlungen sind in Tab. 1 und 2 aufgeführt. Es ergibt sich als mittlere Sporenlänge $\underline{\mu}$ über alle Messungen für

*Paxillus rubicundulus*: $\mu_A = 6{,}99\ \mu m$ (Tab. 2),

und für

*Paxillus involutus*: $\mu_B = 8{,}57 \mu m$ (Tab. 1).

Die Entscheidungslänge ist das arithmetische Mittel dieser beiden Werte (7,78 µm).

Für den Schätzer der Varianz $\sigma^2$ ergeben sich für *P. rubicundulus* $\zeta^2 = 0{,}12$ und für *P. involutus* $\zeta^2 = 0{,}18$.

Die Konfidenzintervalle für den Erwartungswert µ der Sporenlänge sind somit

[6,99±0,29 µm] für *P. rubicundulus*

und

[8,57±0,28 µm] für *P. involutus*.

Die Obergrenze des Intervalls für *P. rubicundulus* (7,28 µm) liegt deutlich unter der Untergrenze des Intervalls für *P. involutus* (8,29 µm). Eine Trennung der beiden Arten anhand der Sporenlängen ist also möglich.

Die Berechnung der Schätzer der Varianzen für jede einzelne Kollektion ergab als größten Wert für

$\sigma_A^2 = 0{,}44\ \mu m^2$ für *P. rubicundulus* und

$\sigma_B^2 = 1{,}74\ \mu m^2$ für *P. involutus*.

Es wird nun, wie oben erklärt, der größere Wert für die Rechnung verwendet. Mit $u_{1-\alpha/2} = 3{,}09$ (LEHN & WEGMANN 1992: 193) für $\alpha = 0{,}1\%$ ergibt sich folglich für die Mindestanzahl der zu messenden Sporen

**$k \geq 47$.**

Misst man also mindestens 47 Sporen aus, so ist die Entscheidung für *Paxillus rubicundulus*, wenn die mittlere gemessene Sporenlänge unter 7,78 µm liegt (bzw. für *P. involutus*, wenn sie über 7,78 µm liegt) mit einer Sicherheit von 99,9% richtig.

Es müssen jedoch die mit dieser Rechnung verbundenen Probleme angesprochen werden. Die ganzen Betrachtungen stehen und fallen damit, ob die Sporenlänge normalverteilt ist oder nicht. So geht CLÉMENÇON (1997) von der Normalverteilung dieser Messgröße aus. Sollte dies wirklich der Fall sein, so kann beispielsweise das Sporenvolumen nicht mehr ohne Weiteres als normalverteilt angenommen werden. Entsprechend gilt in diesem Fall auch der Umkehrschluss. Sollten nicht die Sporenmaße, sondern das von der Basidie an die Sporen abgegebene Gesamtvolumen um einen Mittelwert normalverteilt schwanken, wäre die obige Rechnung hinfällig. Zur Kontrolle könnte man die selbe Rechnung aber auch anhand des Volumens vornehmen, aber hier ist eine Trennung der Arten kaum möglich, da sich die einzelnen arithmetischen Mittel beinahe überlappen. Dies ist der Fall, obwohl im Gesamtdurchschnitt das Volumen von *Paxillus involutus* fast doppelt so groß ist wie das von *P. rubicundulus*.

Eine leichte Abweichung von der Normalverteilung bei den Sporenlängen könnte nach den erhobenen Daten vorliegen. Bei der Datenauswertung der Sporenmessungen dieser Studie fiel auf, dass „Ausreisser" nach oben meist weiter streuen als „Ausreisser" nach unten. Hier kommt ein Problem zum Tragen, das bislang vernachlässigt wurde. In Wirklichkeit treten vier verschiedene „Sporenpopulationen" bei einer Art auf. Sporen von viersporigen Basidien sind bei *Paxillus*

**Tab. 1:** Mittelwerte der Sporenmaße von *Paxillus involutus* s. str.:

| Beleg Nr. | Lm | Bm | Qm | Vm | n |
|---|---|---|---|---|---|
| Allescher 9/90 | 9,40 | 5,56 | 1,69 | 153,21 | 32 |
| Bresadola | 8,96 | 5,62 | 1,59 | 149,15 | 39 |
| Brsky. 323 | 9,10 | 5,55 | 1,63 | 149,88 | 58 |
| Brsky. 345 | 7,91 | 5,34 | 1,48 | 119,51 | 49 |
| Brsky. 69-154 | 8,42 | 5,96 | 1,41 | 158,43 | 51 |
| Brsky. 69-279 | 8,23 | 5,32 | 1,55 | 123,22 | 35 |
| Brsky. 70-542 | 8,99 | 6,06 | 1,49 | 176,52 | 43 |
| Brsky X.95 Kohlst. | 8,62 | 5,48 | 1,57 | 136,57 | 60 |
| Brsky. Kohlst. Pinus | 8,72 | 5,48 | 1,59 | 138,15 | 60 |
| Brsky. Ludwigshain | 9,24 | 5,70 | 1,62 | 159,61 | 60 |
| Brsky. Rothenbügl | 8,17 | 5,36 | 1,52 | 123,59 | 60 |
| Brsky. Rügen | 8,40 | 5,31 | 1,58 | 125,44 | 60 |
| CH 161/97 | 8,82 | 5,37 | 1,64 | 134,84 | 20 |
| CH 214/97 | 8,48 | 5,44 | 1,56 | 133,05 | 22 |
| CH 297/98 | 9,18 | 5,60 | 1,64 | 152,39 | 60 |
| CH 512/98 | 8,43 | 5,63 | 1,50 | 141,40 | 60 |
| CH 523/98 | 8,29 | 5,49 | 1,51 | 132,31 | 59 |
| CH 532/98 | 8,59 | 5,36 | 1,60 | 131,00 | 60 |
| CH 59/97 | 9,32 | 5,16 | 1,81 | 131,18 | 49 |
| Dichtel 1970 | 8,00 | 5,25 | 1,53 | 116,94 | 40 |
| HM 205 | 8,72 | 5,28 | 1,65 | 128,09 | 31 |
| Moser 48-461 | 8,56 | 5,73 | 1,49 | 150,56 | 46 |
| Petrak IX.34 | 7,90 | 4,76 | 1,66 | 95,08 | 39 |
| Poelt 7.9.1958 | 7,97 | 5,03 | 1,58 | 106,88 | 31 |
| Poelt 9/58 | 8,42 | 5,25 | 1,60 | 123,36 | 51 |
| Reisinger, Paint. Forst | 8,43 | 5,40 | 1,56 | 129,44 | 60 |
| SR 217 | 8,27 | 5,52 | 1,50 | 134,97 | 20 |
| SR 444 | 8,65 | 5,59 | 1,54 | 143,26 | 42 |
| Stangl 911-76 | 8,65 | 5,30 | 1,63 | 128,23 | 30 |
| Hartley-Smith | 8,13 | 5,14 | 1,58 | 113,47 | 62 |
| | Lm = 8,57 | | | | |

hauptsächlich vorhanden, aber es gibt, wenn auch viel seltener, auch drei-, zwei- und einsporige Basidien. Es kann aber nicht einfach a priori davon ausgegangen werden, dass auch die Sporen von abnormalen Basidien sich wie Sporen von viersporigen Basidien verhalten. Würde man als Arbeitshypothese davon ausgehen, dass das Volumen, welches die Basidie in die Sporen abgibt, gleich sei, so wären z. B. Sporen von zweisporigen Basidien im Durchschnitt doppelt so voluminös wie „gewöhnliche". In den absoluten Sporenmaßen fiele dies jedoch nicht besonders auf. Die Verteilung der Sporenvolumina müsste dann, genügend Messungen vorausgesetzt, entsprechend aus einer Überlagerung von vier Kurven mit Maxima bei $V_{ges}/4$, $V_{ges}/3$, $V_{ges}/2$ und $V_{ges}$

**Tab. 2.** Mittelwerte der Sporenmaße von *Paxillus rubicundulus*:

| Beleg Nr. | Lm | Bm | Qm | Vm | n |
|---|---|---|---|---|---|
| Allescher 7/1889 | 6,61 | 4,45 | 1,49 | 68,93 | 60 |
| Berchtgdn. 1153 | 6,49 | 4,32 | 1,50 | 64,21 | 60 |
| Brsky. Scheuchenb. | 7,23 | 4,75 | 1,52 | 86,32 | 60 |
| CH 154/97 | 7,15 | 4,64 | 1,54 | 81,70 | 60 |
| CH 154/98 (Sp.-Abwurf) | 7,07 | 4,55 | 1,56 | 78,49 | 30 |
| CH 154/98 | 7,05 | 4,58 | 1,54 | 78,51 | 60 |
| CH 207/97 | 6,89 | 4,32 | 1,59 | 67,67 | 20 |
| CH 215/97 | 6,80 | 4,41 | 1,54 | 70,65 | 60 |
| CH 215/98 | 7,17 | 4,62 | 1,55 | 80,63 | 60 |
| CH 226/97 | 6,44 | 4,34 | 1,48 | 64,11 | 65 |
| CH 251/97 | 7,40 | 4,77 | 1,55 | 89,73 | 68 |
| CH 301/98 | 7,22 | 4,89 | 1,48 | 91,67 | 59 |
| CH 302/98 | 7,23 | 4,49 | 1,61 | 77,12 | 60 |
| CH 34/95 | 6,77 | 4,44 | 1,52 | 70,58 | 60 |
| Dr. Harz 128 | 7,17 | 4,60 | 1,56 | 81,05 | 60 |
| Dr. Harz 164 | 6,82 | 4,55 | 1,50 | 74,25 | 60 |
| Gminder 98/161 | 6,15 | 4,31 | 1,43 | 60,01 | 60 |
| Holotypus | 6,99 | 4,50 | 1,55 | 75,89 | 60 |
| Jahn 2672 | 7,37 | 4,76 | 1,55 | 88,13 | 60 |
| Jahn 2691 | 7,44 | 4,75 | 1,57 | 88,63 | 60 |
| Passauer, Cr. exs. 4919 | 7,05 | 4,50 | 1,57 | 76,00 | 60 |
| v. Höhnel 1913 | 7,40 | 4,63 | 1,60 | 83,30 | 60 |
| | —— | | | | |
| | Lm = 6,99 | | | | |

bestehen. $V_{ges}$ wäre das von der Basidie insgesamt an die Sporen abgegebene mittlere Volumen. Das Maximum bei $V_{ges}/4$ ist hierbei besonders stark ausgeprägt und überlagert die schwächeren anderen Maxima. Um letztere herauszumitteln müsste daher eine sehr große Anzahl an Einzelmessungen vorgenommen werden. Auch wäre eine Auswertung sehr schwierig, wenn man die Verteilungen der einzelnen der vier „Sporenpopulationen" nicht kennt (bzw. sie nicht normalverteilt sind). Es zeigt sich aber, dass viele „Ausreisser" in der Nähe des doppelten mittleren gesamten Sporenvolumens liegen[1)], insgesamt aber kaum ins Gewicht fallen.

Groß & Schmidt (1974) diskutierten die Abhängigkeit des Sporenvolumens von der Kernzahl der Sporen. Demnach besteht auch die Möglichkeit einer versteckten Heterosporie aufgrund fehlerhafter Mehrkernigkeit der Sporen.

---

[1)] Das mittlere Sporenvolumen würde aber durch die „Ausreisser" selbst, bzw. durch die „anderen Sporenpopulationen" selbst etwas nach oben hin verändert werden.

Andere Gründe für Abweichungen von der Normalverteilung wären z. B. ein möglicher Einfluss des Fruchtkörperalters auf die Sporengröße. Auch die Position auf der Lamelle, an der die Sporen gebildet wurden, könnte bedeutsam sein.

### Konsequenzen:

Sollte sich, aus welchen Gründen auch immer, eine leichte Verzerrung der Verteilung der Sporenlängen nach oben hin bestätigen (mehr „Ausreisser" nach oben als nach unten), so steigt die Wahrscheinlichkeit an, beim Ausmessen zu hohe Durchschnittswerte zu erhalten, wenn zufälligerweise gerade besonders viele „Ausreisser" im Gesichtsfeld lagen. Damit stiege die Möglichkeit, *P. rubicundulus*, obwohl kleinsporig, als *P. involutus* fehlzubestimmen, der umgekehrte Fall würde hingegen seltener eintreffen. Wie die erhobenen Daten zeigen, variieren die ermittelten Sporenlängen bei *P. rubicundulus* weniger stark als bei *P. involutus*. Aus diesem Grund ist der Abstand der gewonnenen Messdaten zur Entscheidungslänge (7,8 µm) zur oberen Grenze der *P. rubicundulus*-Daten (7,4 µm) größer als der Abstand zur Untergrenze der bei *P. involutus* festgestellten mittleren Sporenlängen (7,9 µm). Eine leichte Verschiebung nach oben hin erscheint daher nicht kritisch zu sein. Auch unter der Annahme von Einflüssen der hier diskutierten Effekte, welche geringe Abweichungen von der Standardabweichung bewirken könnten, wird daher der errechnete Wert von mindestens 47 zu messenden Sporen für eine sichere Aussage zur Artbestimmung als guter Anhaltspunkt gewertet.

## Dank

Den Herren Dr. S. Sokół, Dr. M. Z. Szczepka (beide Katowice, Polen) und P. Mlezco (Krakóv, Polen) möchte ich herzlich für Ihre Gastfreundschaft und Ihre Geländeführungen danken. Weiterhin sei für die Bereitstellung von Herbarmaterial gedankt: L. Beenken (München), A. Gminder (Stuttgart), Till R. Lohmeyer (Taching a. See) und Dr. S. Raidl (München). Herrn M. Promberger (München) sei für Hilfe bei den statistischen Berechnungen sehr gedankt. Den Kuratoren der Herbarien E, M und REG danke ich für die Ausleihe von Herbarbelegen. Herrn Prof. Dr. A. Bresinsky (Regensburg) sei für wertvolle Diskussionen über die Gattung *Paxillus* gedankt.

## Literatur

Bresinsky, A. (1996): Über *Leccinum subcinnamomeum, Rhizopogon pumilionus* und *Paxillus filamentosus* (*Boletales*). Z. Mykol. **62**: 61-68.

Bronstein, I. N. & K. A. Semendjajew (1991): Taschenbuch der Mathematik. 25. Aufl. Stuttgart, Leipzig.

Clémençon, H. (1997): Statistische Erfassung des Sporenpolymorphismus. Beitr. Kenntn. Pilze Mitteleuropas **11**: 113-118.

Groß, G. & J. A. Schmidt (1974): Beziehungen zwischen Sporenvolumen und Kernzahl bei einigen Höheren Pilzen. Z. Pilzk. **40**: 163-214.

Hahn, C. & R. Agerer (1999): Studien zum *Paxillus involutus* Formenkreis. Nova Hedwigia **69**: 241-310.

Kallio, P. & H. Heikkilä (1992): *Paxillus* Fr. In Hansen, L. & H. Knudsen (Hrsg) Nordic Macromycetes vol. 2. *Polyporales, Boletales, Agaricales, Russulales*: 54-55. Nordsvamp, Copenhagen.

Lehn, J. & H. Wegmann (1992): Einführung in die Statistik. Stuttgart.

Moser, M. (1983): Die Röhrlinge und Blätterpilze. In Gams, H. (Hrsg) Kleine Kryptogamenflora Bd. IIb/2. Stuttgart, New York.

Szczepka, M. Z. (1987): Bestimmungsschlüssel für europäische Arten der Gattung *Paxillus* Fr. Beitr. Kenntn. Pilze Mitteleuropas 3: 79-94.

Zöfel, P. (1988): Statistik in der Praxis. 2. Aufl. Uni-Taschenbücher 1293. Stuttgart.

Eingereicht am 29.7.2000

DGfM Deutsche Gesellschaft für Mykologie e.V.
German Mycological Society

Dieses Werk stammt aus einer Publikation der **DGfM**.

www.dgfm-ev.de

Über Zobodat werden Artikel aus den Heften der pilzkundlichen Fachgesellschaft kostenfrei als PDF-Dateien zugänglich gemacht:

- **Zeitschrift für Mykologie**
  Mykologische Fachartikel (2× jährlich)
- **Zeitschrift für Pilzkunde**
  (Name der Heftreihe bis 1977)
- **DGfM-Mitteilungen**
  Neues aus dem Vereinsleben (2× jährlich)
- **Beihefte der Zeitschrift für Mykologie**
  Artikel zu Themenschwerpunkten (unregelmäßig)

Dieses Werk steht unter der Creative Commons Namensnennung - Keine Bearbeitungen 4.0 International Lizenz (CC BY-ND 4.0).

- **Teilen:** Sie dürfen das Werk bzw. den Inhalt vervielfältigen, verbreiten und öffentlich zugänglich machen, sogar kommerziell.
- **Namensnennung:** Sie müssen die Namen der Autor/innen bzw. Rechteinhaber/innen in der von ihnen festgelegten Weise nennen.
- **Keine Bearbeitungen:** Das Werk bzw. dieser Inhalt darf nicht bearbeitet, abgewandelt oder in anderer Weise verändert werden.

Es gelten die vollständigen Lizenzbedingungen, wovon eine offizielle deutsche Übersetzung existiert. Freigebiger lizenzierte Teile eines Werks (z.B. CC BY-SA) bleiben hiervon unberührt.

# ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: Zeitschrift für Mykologie - Journal of the German Mycological Society

Jahr/Year: 2000

Band/Volume: 66_2000

Autor(en)/Author(s): Hahn Christoph

Artikel/Article: Sind Paxillus involutus und P. rubicundulus anhand ihrer Sporenmaße eindeutig unterscheidbar? 161-171