

Bulletin mensuel
de la

SOCIÉTÉ LINNÉENNE DE LYON



Société linnéenne de Lyon, reconnue d'utilité publique, fondée en 1822
33, rue Bossuet • F-69006 LYON

Différences de fréquences d'occurrence entre diverses espèces de micromycètes parasitant une même espèce de plante-hôte, procédure d'appréciation statistique et discussion

Jean Béguinot

Société d'Histoire naturelle du Creusot, 12 rue des Pyrénées, F-71200 Le Creusot

Résumé. – Au-delà du simple recensement des espèces de champignons parasites des plantes sauvages, des aspects plus quantitatifs de leurs distributions méritent d'être considérés. Il est en particulier intéressant de mettre en évidence les différences de fréquences d'occurrence entre espèces fongiques parasites d'une même espèce végétale-hôte et de pouvoir s'assurer objectivement de la signification statistique de telles différences. Quelques points méthodologiques préalables à une étude rationnelle de cette question sont abordés avant analyse des résultats obtenus à partir d'un premier échantillonnage de plus de 200 espèces de rouilles, oïdiums, charbons et mildious récoltés sur 286 espèces de plantes-hôtes en Bourgogne méridionale. La signification évolutive qui peut être hypothétiquement attachée aux écarts entre fréquences relatives d'occurrence des rouilles sur une même espèce-hôte est ensuite discutée en liaison avec le caractère hétéroïque ou autoïque des espèces concernées.

Mots clés. – Champignon, micromycète, parasite, fréquence, test statistique, autoïque, hétéroïque, évolution, Erysiphales, Urédinales, Ustilaginales, Péronosporales.

The differences of prevalence among species of micro-fungi that parasitize a same host-plant species ; how to evaluate their statistical significance, using a newly designed test.

Abstract. – Beyond simply recording the list of parasitic microfungi that occur within a given region - which is a first necessity - some quantitative aspects regarding the distribution of species may also be of additional interest. Among these aspects, the differences between the occurring frequencies of different species of microfungi that parasitize a same host-plant species feature special interest. The subject, however, raises a specific issue regarding the testing for statistical significance of the differences between the recorded occurrence frequencies, since the common practice, while sampling parasitic micro-fungi, involves the census of fungi occurring on host but almost never the complementary census of the absences of the same fungi. Accordingly, enumerative census are available only and not the corresponding frequencies. As knowing those frequencies is mandatory for common statistical tests to be performed, some special adaptation of those tests has to be considered beforehand. Accordingly, a modified χ^2 test has then been designed (see the Appendice in English) to assess appropriately the statistical significance of the gaps between the frequencies of occurrence of different species of fungi parasitizing a same host-species.

This relevant methodology is then applied to the data collected during a survey of the distributions of Erysiphales, Peronosporales, Ustilaginales and Uredinales in Southern Burgundy (mainly Saône-et-Loire department).

The most obvious (statistically significant) differences between the levels of occurrence of different micro-fungi species parasitic on a same given host-plant species are thus disclosed and a particular attention is devoted to the comparison between the respective frequencies of autoecious and heteroecious Rust-species that parasitize a same host-plant species. Autoecious species are generally considered more evolved than heteroecious ones and, accordingly, are logically expected to take benefit from the easier completion of their simpler, one-host life-cycle. Surprisingly, this expected advantage does not reveal statistically significant when occurrence frequencies are compared between heteroecious and autoecious species occurring on a same host, at least on the basis of our recorded data. This trend, however, needs to be substantiate by further investigations based on additional similar works in the same and several other regions.

Key-words. – Micro-fungi, parasite, frequency, occurrence, statistical test, host-plant, autoecious, heteroecious, evolution, Erysiphales, Uredinales, Ustilaginales, Peronosporales.

INTRODUCTION

Beaucoup reste encore à préciser concernant les recensements des champignons (micromycètes) parasites des plantes sauvages (BURDON, 1987 ; KRANZ, 1990 ; FRANTZEN 1994). Et, au-delà même de cette première approche *qualitative*, bien davantage d'informations manquent sous l'aspect des facteurs *quantitatifs* (FROCHOT, 2005) : « il faut inventorier... mais surtout il est important de quantifier : abondance, biomasse ... ». En particulier, peu d'attention a encore été portée aux différences entre fréquences d'occurrence des diverses espèces susceptibles de parasiter une même espèce-hôte (ou, si l'on veut, la réceptivité différentielle des espèces de plantes sauvages vis-à-vis de leurs différents parasites potentiels respectifs a encore été insuffisamment étudiée).

Tant les manuels de détermination que les recensements régionaux n'apportent en effet presque jamais d'indications chiffrées à cet égard.

La présente étude aborde ce sujet de façon encore extrêmement modeste, sur une base de recensement restreinte, limitée à un premier survol de la distribution des rouilles, oïdiums, charbons et mildious en Bourgogne méridionale.

En fait, à ce stade encore tout à fait préliminaire, il s'agit avant tout de chercher à *définir et préciser une méthode de travail appropriée* puis d'en *illustrer l'utilisation* sur l'ébauche de base de données présentement disponible. En gardant en perspective de s'appuyer sur cette méthode pour traiter, à terme, des ensembles de données de terrain beaucoup plus amples, autorisant par là même des interprétations mieux étayées et des conclusions plus assurées.

MÉTHODOLOGIE

Procédure adaptée pour tester la signification statistique des écarts

Vouloir comparer les fréquences implique de pouvoir estimer la signification statistique des écarts qui peuvent être observés entre ces fréquences. Si l'on a affaire à des dénombrements élevés et des écarts relatifs 'importants', jauger de la signification des écarts peut - à la rigueur - s'estimer 'au jugé'. Tel ne sera pourtant pas souvent le cas en ce qui concerne les champignons parasites de plantes sauvages. En effet, les micromycètes parasites - quoique fort nombreux en espèces - sont en revanche bien souvent parcimonieusement distribués parmi leurs hôtes potentiels. Conséquemment, il sera fréquemment assez difficile de parvenir à rassembler des effectifs suffisamment importants de notations de présence pour chacune des diverses espèces parasites, de sorte à pouvoir plus ou moins jauger « à vue » la signification des écarts observés.

Pour le sujet qui nous intéresse, on ne pourra donc généralement *pas éviter* de recourir à un test élémentaire de signification statistique des écarts observés.

Apparaît dès lors une difficulté méthodologique particulière, liée au fait que les procédures habituelles de recensement des parasites conduisent à n'enregistrer, en pratique, que les occurrences de parasites mais pratiquement jamais les (ordinairement bien plus nombreux) cas complémentaires où l'hôte potentiel est rencontré indemne

du parasite considéré (ceci valant aussi bien pour nos propres recensements que pour la généralité de ceux publiés dans la littérature). Il en résulte que, faute de connaître ainsi le dénominateur (le nombre total de rencontres de l'hôte qu'il soit parasité ou non), on ne peut pas passer des dénombrements d'occurrence des parasites aux *fréquences d'occurrence* correspondantes.

Or, les tests statistiques standard s'adressent *impérativement* aux seules *fréquences* et nullement aux dénombrements seuls ! (ce qui, au reste, est bien sensible intuitivement : ainsi, il y a *du sens* à se demander si les fréquences d'occurrence 3/20 et 15/20 diffèrent ou non de manière significative l'une de l'autre tandis que ce serait évidemment un non-sens de se demander si 3 occurrences est ou non significativement différent de 10 occurrences). En effet, *tout dépend* des dénominateurs sous les dénombrements 3 et 10 : tandis que 3/20 et 10/20 représentent effectivement des situations significativement différentes statistiquement parlant, rien de tel ne peut être affirmé pour la comparaison entre 3/1000 et 10/1000, par exemple).

Tests nécessaires donc, mais inapplicables sans adaptation appropriée ici.

Il se trouve heureusement que les conditions particulières propres (notamment) à la distribution habituelle des parasites permettent une telle adaptation des tests statistiques élémentaires classiques, de sorte à pouvoir lever cet obstacle de principe quant à leur utilisation (*ainsi qu'il est montré en appendice*).

Représentativité de l'échantillonnage

Ce point de procédure étant précisé, venons-en aux données de terrain exploitées ci-après. Comme il a été dit, les récoltes ont été réalisées en Bourgogne méridionale, essentiellement en Saône-et-Loire, entre Mâcon et Nolay en latitude et en longitude du Morvan à la Bresse. Au cours de ces investigations, 1354 observations de présence ont été listées, intéressant 286 espèces de plantes sauvages, porteuses de 209 espèces de rouilles, oïdiums, charbons et mildious (BÉGUINOT, 2006).

Deux aspects relatifs à la représentativité de cet échantillonnage méritent d'être évoqués : son *degré d'exhaustivité* et sa *régularité*.

En ce qui concerne le premier point, on dispose aujourd'hui d'estimateurs approchés de la richesse spécifique globale en fonction de la richesse observée parmi lesquels l'estimateur non paramétrique 'CHAO 2' (CHAO, 1984) est considéré comme l'un des plus efficaces en même temps que l'un des plus simples (ARNOTT et al., 1998 ; CAO et al., 2004 ; CODDINGTON et al., 1996 ; FOGGO et al., 2003 ; KRUGER et MCGAVIN, 1997 ; MURGUIA et VILLASENOR, 2000 ; POGUE, 1999 ; SCHNEIDER et CULVER, 2004).

Cet estimateur est basé sur la comparaison des nombres de *singletons* (espèces rencontrées seulement dans une unique station parmi celles inventoriées) et de *doubletons* (espèces rencontrés dans deux stations de l'inventaire). Le principe à la base de cet indice (et d'autres indices non paramétriques) est que le recensement réalisé est considéré comme étant d'autant plus complet que le nombre de singletons est faible comparativement au nombre de doubletons, ce qui, en effet, ne heurte pas l'intuition.

Si a et b représentent respectivement les nombres de singletons et doubletons, il vient, conformément à Chao 2 :

$$St = So + \frac{1}{2} a^2/b$$

où St représente la valeur estimée de la richesse spécifique totale du domaine écologique investigué en fonction de la richesse observée So (nombre total d'espèces effectivement échantillonnées), où l'on voit bien que So approche d'autant mieux la richesse totale que la valeur de a diminue au profit de celle de b .

Il vient ici :

$$St = 209 + \frac{1}{2} \frac{53^2}{28} = 259$$

soit un taux d'exhaustivité estimé à $209/259 = 81\%$ (étant bien sûr *entendu* que l'estimation de 259 espèces s'applique seulement à l'ensemble des milieux et espèces-hôtes investigués et non à la totalité régionale dont ils ne représentent qu'une partie).

D'autre part, on peut trouver, non pas une preuve, mais au moins un indice en faveur de la régularité de l'échantillonnage en examinant l'allure de la distribution des fréquences d'occurrence des espèces, successivement ordonnancées par rang de fréquences décroissantes (figure 1).

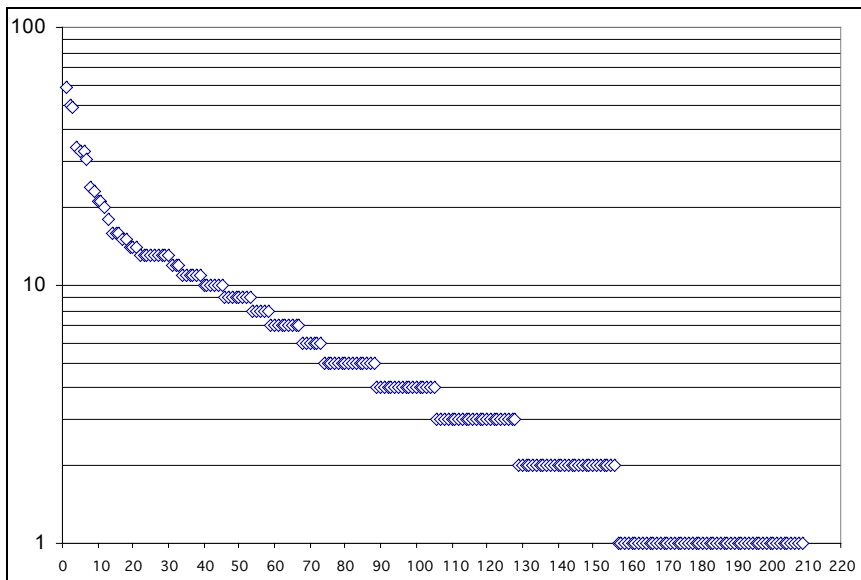


Figure 1 – Nombre d'occurrences des espèces (en échelle logarithmique) en fonction de leur rang de classement par fréquence d'occurrence décroissante

Figure 1 – Ranked abundances of species recorded during our survey : an expected log-linear trend is clear for most species, excepted the dozen of most abundant species which are all (no exception) Erysiphales with consistently weaker host-specificities than other parasites and, accordingly, greater abundance than expected from extrapolated log-linearity

En conditions d'échantillonnage sub-régulières, on observe ordinairement une distribution proche de la log-linéarité (DAGET, 1979), ainsi qu'il apparaît bien ici, sauf pour la douzaine d'espèces les plus abondamment représentées, dont les fréquences en net excès par rapport au traditionnel modèle log-linéaire s'expliquent très naturellement par le fait qu'elles se révèlent être, sans exception, des Erysiphales à relativement faible

spécificité vis-à-vis de l'identité des hôtes. L'écart à la log-normalité, ainsi expliquée, ne remet donc pas en cause la régularité d'échantillonnage.

Les déterminations des espèces parasites ont été réalisées en référence à BRANDENBURGER (1985), BRAUN (1995) et VIENNOT-BOURGIN (1956).

RÉSULTATS ET DISCUSSION

Différences significatives entre fréquences d'occurrence de plusieurs espèces micro-fongiques parasitant une même espèce-hôte

<i>Adoxa moschatellina</i> L.	<i>Puccinia adoxae</i> Hedwig	7	p < 0.10
	<i>Puccinia albescens</i> (Grev.) Plowr.	1	
<i>Arum maculatum</i> L.	<i>Melampsora allii-populina</i> Kleb.	1	p < 0.05
	<i>Puccinia phalaridis</i> Plowr.	13	
<i>Cirsium arvense</i> (L.) Scop.	<i>Bremia lactucae</i> Reg.	1	p < 0.05
	<i>Erysiphe</i> sp.	7	
	<i>Puccinia suaveolens</i> (Pers.) Rostr.	15	
<i>Convolvulus arvensis</i> L.	<i>Erysiphe convolvuli</i> DC.	10	p < 0.05
	<i>Puccinia convolvuli</i> (Pers.) Cast.	1	
<i>Crataegus monogyna</i> Jacq.	<i>Gymnosporangium clavariaeforme</i> (Jacq.) DC.	2	p < 0.05
	<i>Phyllactinia mali</i> (Duby) U. Braun	9	
	<i>Podosphaera clandestina</i> (Wallr.:Fr.) Lév.	10	
<i>Evonymus europaeus</i> L.	<i>Melampsora evonymi-caprearum</i> Kleb.	4	p < 0.10
	<i>Microsphaera evonymi</i> (DC.) Sacc.	12	
<i>Galium mollugo</i> L.	<i>Erysiphe galii</i> Blumer	1	p < 0.05
	<i>Puccinia punctata</i> Lk.	12	
<i>Lamium purpureum</i> L.	<i>Erysiphe galeopsidis</i> DC.	8	p < 0.05
	<i>Peronospora lamii</i> A. Braun	1	
<i>Lapsana communis</i> L.	<i>Bremia lactucae</i> Reg.	2	p < 0.05
	<i>Puccinia lampsanae</i> Fck.	16	
<i>Picris hieracioides</i> L.	<i>Erysiphe cichoracearum</i> DC.	3	p < 0.10
	<i>Puccinia picridis</i> Hatzler	10	
<i>Ranunculus ficaria</i> L.	<i>Aecidium ranunculacearum</i> DC.	11	p < 0.05
	<i>Etyloma ranunculi</i> (Bonord.) Schroet.	8	
	<i>Peronospora ficariae</i> (Nees) Tulasne	2	
	<i>Uromyces ficariae</i> (Schum.) Lév.	14	
<i>Rosa</i> gr. <i>canina</i> L.	<i>Phragmidium disciflorum</i> (Tode) James	10	p < 0.05
	<i>Phragmidium tuberculatum</i> Müller	11	
	<i>Sphaerotheca aphanis</i> (Wallr.) U. Braun	2	
	<i>Sphaerotheca pannosa</i> (Wallr.:Fr.) Lév.	9	
<i>Rumex crispus</i> L.	<i>Erysiphe polygoni</i> DC.	1	p < 0.05
	<i>Puccinia phragmitis</i> (Schum.) Koern.	1	
	<i>Uromyces rumicis</i> (Schum.) Wint.	8	

Tableau 1 – Niveaux de signification statistique des écarts entre fréquences d'occurrence des espèces fongiques parasitant une même espèce végétale-hôte

Table 1 – Levels of statistical significance of the differences observed between the numbers of occurrence of several species parasitic upon a same given host-species

Le tableau 1 rend compte des espèces végétales-hôtes pour chacune desquelles ont été notées des différences de fréquences d'occurrence statistiquement significatives entre les espèces de micromycètes qui les parasitent, d'après nos observations sud-bourguignonnes. Les seuils de signification statistique ($p < 0.10$, $p < 0.05$) sont évalués au moyen du test χ^2 modifié selon la formulation argumentée en Annexe et dont on rappellera simplement ici qu'elle a été prudemment choisie sécurisante par rapport au test χ^2 classique (non applicable en l'état dans le présent contexte d'étude comme indiqué plus haut). Le degré de signification statistique indiqué est calculé pour le plus grand écart de fréquences observé (par exemple, pour *Cirsium arvense*, le seuil $p < 0.05$ s'applique à l'écart entre *Bremia lactucae* et *Puccinia suaveolens*, qui sont respectivement le moins fréquemment et le plus fréquemment rencontrés sur cet hôte).

Ces résultats étant établis, on peut encore élargir l'analyse en prenant en compte, en outre, les espèces parasites qui, bien que non rencontrées lors de nos investigations, sont néanmoins susceptibles de parasiter aussi tel ou tel des hôtes rencontrés d'après les données admises de la littérature (BRAUN 1995 ; VIENNOT-BOURGIN, 1956). On enrichit ainsi l'analyse en intégrant en outre les espèces parasites dont la fréquence nulle dans notre recensement est à considérer cependant comme *non triviale*, dès lors que leurs présences sur les mêmes supports ont été constatées ailleurs. Cet élargissement de point de vue accroît considérablement l'effectif des espèces végétales-hôtes concernées : tableau 2 (pour une analyse détaillée pour chaque espèce-hôte, cf. BÉGUINOT, 2006).

<i>Adoxa moschatellina</i> L.	<i>Lamium purpureum</i> L.	<i>Rosa</i> gr. <i>canina</i> L.
<i>Artemisia vulgaris</i> L.	<i>Lapsana communis</i> L.	<i>Rumex acetosa</i> L.
<i>Arum maculatum</i> L.	<i>Lathyrus pratensis</i> L.	<i>Rumex crispus</i> L.
<i>Berberis vulgaris</i> L.	<i>Lotus corniculatus</i> L.	<i>Salix capraea</i> L.
<i>Carpinus betulus</i> L.	<i>Melandryum album</i> Garcke	<i>Sanguisorba minor</i> Scop.
<i>Cirsium arvense</i> Scop.	<i>Melilotus officinalis</i> Pallas	<i>Senecio fuchsii</i> Gmelin
<i>Cirsium lanceolatum</i> Hill.	<i>Pastinaca sativa</i> L.	<i>Senecio vulgaris</i> L.
<i>Convolvulus arvensis</i> L.	<i>Picris hieracioides</i> L.	<i>Sonchus asper</i> Hill.
<i>Crataegus monogyna</i> Jacq.	<i>Plantago lanceolata</i> L.	<i>Tanacetum vulgare</i> L.
<i>Echium vulgare</i> L.	<i>Polygonum aviculare</i> L.	<i>Taraxacum officinale</i> Web.
<i>Epilobium tetragonum</i> L.	<i>Prunus spinosa</i> L.	<i>Teucrium scorodonia</i> L.
<i>Evonymus europaeus</i> L.	<i>Quercus pedunculata</i> Ehrh.	<i>Trifolium pratense</i> L.
<i>Fagus sylvatica</i> L.	<i>Quercus sessiliflora</i> Salisb.	<i>Tussilago farfara</i> L.
<i>Galium mollugo</i> L.	<i>Ranunculus acer</i> L.	<i>Urtica dioica</i> L.
<i>Geum urbanum</i> L.	<i>Ranunculus ficaria</i> L.	<i>Valeriana officinalis</i> L.
<i>Glechoma hederacea</i> L.	<i>Ribes grossularia</i> L.	<i>Viola odorata</i> L.
<i>Heracleum sphondylium</i> L.		

Tableau 2 – Liste des espèces de plantes-hôtes pour lesquelles apparaissent des écarts de fréquences d'occurrence statistiquement significatifs au sein de l'ensemble du cortège de leurs différents parasites potentiels (y compris ceux absents dans notre recensement)

Table 2 – A list of host-plant species for which statistically significant differences between frequencies of occurrence were assessed within the whole set of their potential parasites-species (including those species absent from our survey but that may occur according to literature). For supplementary details, see BÉGUINOT (2006)

En même temps s'accusent bien entendu les niveaux de signification statistique des écarts entre fréquences d'occurrence, dès lors que sont ainsi prises en compte les espèces significativement absentes dans notre recensement. On notera d'ailleurs que ces absences

significatives peuvent s'interpréter de deux manières : soit cette absence n'exprime que l'exacerbation d'une réceptivité faible de l'hôte pour le parasite considéré, soit elle résulte d'une absence ou faiblesse circonstancielle (régionale) d'apport extérieur de spores ou conidies nécessaire à l'initialisation de la colonisation sur des supports par ailleurs favorables (cette dernière hypothèse étant moins vraisemblable compte tenu de la forte capacité de dispersion de ces spores ou conidies (VUORINEN et HELANDER, 1995 ; HOVMOLLER *et al.*, 2002 ; VILJANEN-ROLLINSON et CROMEY, 2002 ; KOLMER, 2005 ; PIVONIA et YANG, 2006).

La reconnaissance d'écarts significatifs d'occurrence entre espèces susceptibles de parasiter une même espèce-hôte, tels ceux observés ici en Bourgogne méridionale, laisse néanmoins ouverte la question de savoir si cette tendance régionale est ou non généralisable à d'autres régions. Les contextes de récolte d'une espèce-hôte donnée peuvent en effet différer notablement d'une région à une autre, tant sur le plan écologique (*in situ*) qu'environnemental (*ex situ*), via les apports externes de spores et conidies, effet sans doute secondaire comme déjà évoqué plus haut mais peut-être influant quand même au plan quantitatif (HIRSCH et BRAUN, 1992).

Nous avons donc confronté nos constatations aux résultats des investigations de DURRIEU (1966) réalisés dans un tout autre secteur, le sud-ouest de la France. Deux espèces hôtes du tableau 1, *Craetegus monogyna* et *Lapsana communis* montrent également, chez DURRIEU, des différences statistiquement significatives de fréquences d'occurrence entre leurs espèces parasites respectives. Cependant, tandis que les écarts de fréquences sont de même sens pour les deux régions s'agissant de *Lapsana communis* (avec partout la nette dominance de *Puccinia lamsanae*), la tendance s'inverse en revanche pour *Craetegus monogyna*. Ainsi, *Podosphaera clandestina* co-domine avec *Microsphaera mali* dans nos recensements sud-bourguignons, tandis que c'est *Gymnosporangium clavariaeforme* qui co-domine avec la même Erysiphale dans les relevés aquitains. On peut voir là – à titre d'hypothèse restant à vérifier – un exemple de l'effet différentiel de l'environnement : la présence de *Gymnosporangium clavariaeforme*, espèce hétéroïque (VIENNOT-BOURGIN, 1954) dépend aussi du degré de proximité de son hôte alternatif (*Juniperus sp.*). Quant à *Podosphaera clandestina*, espèce polyphage susceptible de se développer sur toute une série de Rosacées surtout arbustives (BRAUN, 1995), on peut aussi imaginer que sa fréquence d'occurrence sur l'un de ses hôtes – ici *Craetegus* – peut être plus ou moins affectée par la présence de réserves sporales ou conidiales issues d'autres Rosacées arbustives présentes ou non dans l'environnement.

Ainsi, bien des choses restent à étudier et bien des questions se posent dès lors qu'on a loisir de se porter au-delà du simple inventaire pour examiner plus en détail les distributions, sous un angle plus délibérément quantitatif. Sans doute certains traits de distributions apparaîtront ne relever que de particularismes régionaux tandis que d'autres, plus robustes, manifesteront l'effet de causes plus générales, jusque là plus ou moins insoupçonnées et dont ils seront les révélateurs.

Comparaison des fréquences d'occurrence de diverses espèces de champignons parasites sur deux espèces hôtes distinctes mais taxonomiquement proches

A la différence des précédentes analyses, ce type de question peut être traité statistiquement au moyen des tests classiques notamment la forme usuelle du test χ^2 . On évoquera juste un exemple parmi de très nombreux autres similaires.

Les deux espèces les plus communes de plantain, *Plantago major* et *P. lanceolata* peuvent héberger deux Erysiphales assez répandues : *Erysiphe sordida* et *Sphaerotheca plantaginis*. Bien que chacun de ces deux champignons puisse parasiter chacun des deux hôtes (BRAUN, 1995), *E. sordida* se révèle être bien plus fréquent sur *P. major* tandis que *S. plantaginis* est bien plus fréquent sur *Plantago lanceolata* : le contraste est très significatif : $\chi^2_{\text{Yates}} = 16.2$ (ddl =2) d'où $p < 0.001$.

Le type de cycle vital (autoïque ou hétéroïque) et la fréquence de distribution chez les rouilles (Urédinales)

Les rouilles présentent souvent des cycles de vie complexes (AIME, 2006 ; REEKIE, 2005 ; WEBSTER et WEBER, 2007). La dualité du développement (hétéroïsme) chez de nombreuses rouilles implique l'intervention de deux hôtes successifs, ordinairement très éloignés taxonomiquement, et cinq formes successives bien distinctes de modes de dissémination. Cette dualité inattendue et les stades de développement multiples furent progressivement découverts par les frères Tulasne (TULASNE et TULASNE, 1847 ; TULASNE, 1854) puis démontrée expérimentalement par DE BARY (1865) (voir aussi BONNIER, 1907 ou HARIOT, 1908, pour de plus amples développements sur les aspects historiques de ces découvertes décisives). S'en sont suivies de nombreuses recherches visant notamment à préciser quelles espèces de rouilles sont hétéroïques et quelles autres sont autoïques c'est-à-dire complètent leur cycle vital sur une seule espèce-hôte. Les tenants et aboutissants de ces deux cycles vitaux bien distincts ont également motivé de nombreuses recherches, notamment s'agissant de savoir quelle signification phylogénétique attacher à chacun des deux cycles. L'autoécie fut tout d'abord considérée assez naturellement comme 'primitive' en raison de sa moindre complexité. Cependant il fut ensuite reconnu, avec ORTON (1927) et JACKSON (1931), que la proposition inverse méritait plus de crédit. L'hétéroécie est ainsi désormais considérée comme constituant un caractère ancestral tandis que l'autoécie est comprise comme caractère dérivé, évolué – par simplification certes, mais des évolutions par simplification sont légions dans la nature : (DUPIAS, 1971 ; SAVILE, 1971 ; VOGLER et BRUNS, 1998 ; WEBER *et al.*, 1998 ; PFUNDER *et al.*, 2001 ; ONO, 2002 ; WEBER *et al.*, 2003 ; ORDONEZ *et al.*, 2004 ; ENGHANINUN *et al.*, 2005 ; REEKIE, 2005). De fait, bien qu'on puisse considérer que 'deux cordes à son arc' ou plus exactement 'deux arches à son pont' soit utile pour boucler un cycle parasitaire annuel (surtout si les plantes-hôtes se trouvent n'avoir que des vies saisonnières), il n'en reste pas moins que les modes de vie plus simples, n'impliquant qu'une seule espèce de plante-hôte, peuvent bien avoir eu la faveur de l'évolution compétitive.

Dans cette perspective, on pourrait corrélativement imaginer que les espèces autoïques puissent aussi bénéficier d'une certaine prévalence quantitative par rapport aux espèces hétéroïques. Pour tenter d'en juger valablement, indépendamment du rôle modulateur de

l'identité de l'hôte, il serait approprié d'envisager la question en comparant les prévalences relatives de parasites autoïques et hétéroïques sur une *même* espèce de plante-hôte, en s'attachant à détecter l'existence d'écarts statistiquement significatifs entre fréquences d'occurrence des espèces autoïques et hétéroïques sur l'hôte considéré.

Parmi les hôtes investigués, sept espèces-support se distinguent par des écarts statistiquement significatifs entre fréquences d'occurrence des espèces autoïques et hétéroïques qui les parasitent : tableau 3.

<i>Adoxa moschatellina</i> L.	<i>Puccinia adoxae</i> Hedwig	7	A
	<i>Puccinia albescens</i> (Grev.) Plowr.	1	A
	<i>Puccinia argentata</i> (Schultz.) Wint.	0	H
<i>Galium mollugo</i> L.	<i>Puccinia punctata</i> Lk.	12	H
	<i>Puccinia valantiae</i> Pers.	0	A
<i>Ribes grossularia</i> L.	<i>Puccinia ribesii-caricis</i> Klem.	8	H
	<i>Cronartium ribicola</i> (Lasch.) F.de Waldh.	0	H
	<i>Melampsora ribesii-viminalis</i> Kleb.	0	H
	<i>Puccinia ribis</i> DC.	0	A
<i>Rumex acetosa</i> L.	<i>Puccinia acetosae</i> (Schum.) Koern.	12	A
	<i>Uromyces acetosae</i> Schroet.	0	A
	<i>Puccinia phragmitis</i> (Schum.) Koern.	0	H
<i>Senecio fuchsii</i> Gmelin	<i>Coleosporium senecionis</i> (Pers.) Fr.	7	H
	<i>Puccinia senecionis</i> Lib.	0	A
<i>Tanacetum vulgare</i> L.	<i>Puccinia tanacetii</i> DC.	6	A
	<i>Puccinia vulpinae</i> Schroet.	0	H
<i>Taraxacum officinale</i> Web.	<i>Puccinia taraxaci</i> Plowr.	15	A
	<i>Puccinia variabilis</i> Grev.	0	A
	<i>Puccinia silvatica</i> Schroet.	0	H

Tableau 3 – Nombres d'occurrence de parasites autoïques (A) et hétéroïques (H) pour les hôtes au sein desquels l'écart entre ces nombres d'occurrence est statistiquement significatif au seuil $p < 0.05$

Table 3 – Host-plants species that may support both autoecious (A) and heteroecious (H) rust-species and the number of occurrence recorded for each parasite species (3rd column) (NB : those host-plant species only are considered for which statistically significant differences of prevalence are recorded between autoecious and heteroecious fungi, at the $p < 0.05$ level)

Aucune tendance appréciable vers un net avantage numérique en faveur de l'un ou l'autre des deux types de cycles vitaux ne ressort de ce tableau : l'autoécie apparaît favorisée lorsqu'on considère les hôtes *Adoxa moschatellina*, *Rumex acetosa*, *Tanacetum vulgare* et *Taraxacum officinale* ; mais l'inverse vaut pour *Galium mollugo*, *Ribes grossularia* et *Senecio fuchsii*. Ce que confirme par ailleurs la comparaison entre les distributions statistiques des nombres d'occurrence d'une part pour l'ensemble des parasites autoïques et d'autre part pour l'ensemble des parasites hétéroïques. La légère différence constatée en faveur des espèces autoïques ne reçoit pas de support statistique (test t de Student unilatéral, $p = 0.32$).

Bien sûr les données, limitées en effectif et régionalement localisées, sur lesquelles se fonde cette analyse ne permettent pas de tirer une quelconque conclusion définitive à cet égard. On se contente pour le moment d'explorer le sujet.

Les données fournies par DURRIEU (1966) ne révèlent pas davantage de lien appréciable entre le type de cycle vital et une quelconque nette prévalence d'un des types par rapport à l'autre sur de mêmes espèces-hôtes : tableau 4.

<i>Galium mollugo</i> L.	<i>Puccinia punctata</i> Lk.	5	H
	<i>Puccinia valantiae</i> Pers.	0	A
<i>Galium cruciata</i> (L.) Scop.	<i>Puccinia punctata</i> Lk.	18	H
	<i>Puccinia valantiae</i> Pers.	5	A
<i>Rumex acetosa</i> L.	<i>Puccinia acetosae</i> (Schum.) Koern.	15	A
	<i>Uromyces acetosae</i> Schroet.	1	A
	<i>Puccinia phragmitis</i> (Schum.) Koern.	0	H
<i>Taraxacum officinale</i> Web.	<i>Puccinia taraxaci</i> Plowr.	11	A
	<i>Puccinia variabilis</i> Grev.	4	A
	<i>Puccinia silvatica</i> Schroet.	4	H

Tableau 4 – Présentation similaire à celle du tableau 3 à partir des données de DURRIEU (1966) acquises dans les Pyrénées

Table 4 – The same as table 3 but with the data recorded by DURRIEU (1966) in the Pyrénées (extreme south-west of France) among those host-species already selected in table 3 which have also sufficient material available in Durrieu thesis (and with *Galium cruciata* in addition to *G. mollugo*). Statistical significance at the $p < 0.05$ level

Ainsi, bien que peu de doute subsiste aujourd'hui quant au caractère évolué du type autoïque par rapport au type ancestral hétéroïque et bien qu'un cycle de vie à un seul hôte semble en effet devoir logiquement favoriser survie et propagation du parasite, il n'en demeure pas moins que n'apparaît pas clairement le succès en terme de prévalence relative qui pourrait être attendu. Plusieurs raisons peuvent être évoquées à cet égard :

on notera d'abord, sur un plan tout à fait général, que l'idée d'exprimer l'avancement évolutif en terme de succès numérique (ou plus généralement de biomasse), pour logique qu'elle semble être, est sûrement une approche à manier avec précaution : le succès numérique et même volumique des vers de terre ou des bactéries, la quasi-ubiquité de leurs présences en témoignent ;

d'autre part, et se restreignant au sujet traité lui-même, on notera d'abord que l'appartenance au type hétéroïque ne signifie pas pour autant que cette hétéroécie soit systématique ; il n'est pas rare qu'elle soit même tout à fait facultative (DURRIEU, 1966 ; INMAN, 1970 ; KASANEN, 2001), ce qui ramène alors trivialement l'hétéroécie à une autoécie hésitante ;

la difficulté de propagation associée au cycle de vie hétéroïque, exigeant plusieurs hôtes successifs, est peut-être surestimée, eu égard à l'impressionnant volume de production de propagules (spores et conidies) chez ces parasites et à leur aptitude à la dispersion aéroportée (VUORINEN et HELANDER, 1995 ; HOVMOLLER *et al.*, 2002 ; VILJANEN-ROLLINSON et CROMEY, 2002 ; KOLMER, 2005 ; PIVONIA et YANG, 2006) voire transportée par les insectes (RAGUSO et ROY, 1998 ; PFUNDER *et al.*, 2001) ;

enfin l'autoécie (et plus encore le caractère micro-cyclique souvent associé) peut avoir le désavantage de restreindre les opportunités de brassage génétique et limiter les processus de recombinaison (BARRÉS *et al.* ; ONO, 2002), réduisant ainsi l'amplitude de variabilité considérée comme source de souplesse adaptative favorablement sélectionnée.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AIME C., 2006 - Towards resolving family-level relationships in rust fungi (Uredinales). *Mycoscience*, 47 (3) : 112-122.
- ARNOTT S.E., MAGNUSON J.J. et YAN N.D., 1998 - Crustacean zooplankton species richness : single- and multiple-year estimates. *Canadian Journal of Fishing and Aquatic Science*, 55 : 1573-1582.
- BARRÉS B., ANDRIEUX A., DUTECH C., PINON J. et FREY P. - *Clonalité et diversité génétique hiérarchique de Melampsora larici-populina, agent de la rouille foliaire du peuplier*. On line.
- BÉGUINOT J., 2006 - Comparing the frequencies of occurrence among micro-fungi parasitic upon a same host-plant species : a statistical approach. *Mémoires de la Société d'Histoire naturelle du Creusot*, 2 : 58-79.
- BONNIER G., 1907 - *Le Monde Végétal*. Flammarion, Paris, 392 p.
- BRANDENBURGER W., 1985 - *Parasitische Pilze an Gefäßpflanzen in Europa*. Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, New York, 1248 p.
- BRAUN U., 1995 - *The powdery mildews (Erysiphales) of Europe*. Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, New York, 331 p.
- BURDON J.J., 1987 - *Diseases and plant population biology*. Cambridge University Press, 208 p.
- CAO Y., LARSEN D.P. et WHITE D., 2004 - Estimating regional species richness using a limited number of survey units. *Ecoscience*, 11(1) : 23-35.
- CHAO A., 1984 - Non-parametric estimation of the number of classes in a population. *Scandinavian Journal of Statistics*, 11 : 265-270.
- CODDINGTON J.A., YOUNG L.H. et COYLE F.A., 1996 - Estimating spider species richness in a Southern Appalachian cove hardwood forest. *The Journal of Arachnology*, 24 : 111-128.
- DAGET P., 1979 - *Les modèles mathématiques en Ecologie*. Masson, Paris, 172 p.
- DE BARY A., 1865 - Neue Untersuchungen über die Uredineen, insbesondere die Entwicklung der *Puccinia graminis*. *Monats. Berichte der Akademie der Wissenschaften zu Berlin*. Berlin.
- DUPIAS G., 1971 - Essai sur la biogéographie des Urédinées. Son apport à la systématique. *Bulletin Société Mycologique de France*, 87 (1-2) : 129-412.
- DURRIEU G., 1966 - *Etude écologique de quelques groupes de champignons parasites des plantes spontanées dans les Pyrénées (Péronosporales, Erysiphales, Ustilaginales, Urédinales)*. Thèse d'Etat, Privat éditeur, Toulouse, 207 p.
- ENGHANINUN J., ONO Y. et KAKISHIMA M., 2005 - Phylogenetic relationships of four *Puccinia* species on *Artemisia* in Japan. *Mycoscience*, 46 (1) : 61-65.
- FOGGO A., ATTRILL M.J., FROST M.T. et ROWDEN A.A., 2003 - Estimating marine species richness : an evaluation of six extrapolative techniques. *Marine Ecology Progress Series*, 248 : 15-26.
- FORZY G., 2005 - *Manuel de Statistique*. Ellipses édit., Paris, 160 p.
- FRANTZEN J., 1994 - An epidemiological study of *Puccinia punctiformis* (Str.) Röhl as a stepping stone to the biological control of *Cirsium arvense* (L.) Scop. *New Phytologist*, 127 : 147-154.
- FROCHOT B., 2005 - Connaître pour mieux protéger et gérer. In : *Actes des 11^{èmes} Rencontres régionales du Conservatoire des sites naturels bourguignons*, Dijon.
- HARIOT P., 1908 - *Les Urédinées*. Doin éditeur, Paris, 392 p.
- HIRSCH G. et BRAUN U.W., 1992 - Communities of parasitic microfungi. In *Fungi in Vegetation Science*, Winterhoff W. ed., Kluwer Academic Publishers, The Netherlands : 225-250.
- HOVMOLLER M.S., JUSTESSEN A.F. et BROWN J.K.M., 2002 - Clonality and long-distance migration of *Puccinia striiformis* f.sp. *tritici* in North-West Europe. *Plant Pathology*, 51 : 24-32.
- INMAN R.E., 1970 - Observations on the biology of *Rumex* rust *Uromyces rumicis* (Schum.) Wint. *Botanical Gazette*, 131 (3) : 234-241.
- JACKSON H.S., 1931 - Present evolutionary tendencies and the origin of life cycles in the Uredinales. *Mem. Torrey Botanical Club*, 18 : 1-108.
- KASANEN R., 2001 - *Relationship between Cronartium flaccidum and Peridermium pini*. Academic dissertation, University of Helsinki, 34 p.
- KOLMER J.A., 2005 - Tracking wheat rust on a continental scale. *Current Opinion in Plant Biology*, 8 : 441-449.
- KRANZ J., 1990 - Fungal diseases in multispecies plant communities. Tansley Review n° 28. *New Phytologist*, 116 : 383-405.
- KRUGER O. et MCGAVIN G.C., 1997 - The insect fauna of *Acacia* species in Mkomazi Game Reserve, North-East Tanzania. *Ecological Entomology*, 22 : 440-444.

- MERCIER M., MORIN J.F., VIEL J.F., JOLLY D., DAURES J.P. et CHASTANG C., 1996 - *Biostatistique et Probabilités*. Ellipses édit., Paris, 192 p.
- MURGUÍA M. et VILLASENOR J.L., 2000 - Estimating the quality of the records used in quantitative biogeography with presence-absence matrices. *Ann. Bot. Fennici*, 37 : 289-296.
- ONO Y., 2002 - The diversity of nuclear cycle in microcyclic rust fungi (Uredinales) and its ecological and evolutionary implications. *Mycoscience*, 43 (5) : 421-439.
- ORDONEZ M., SZABO L. et GROTH J., 2004 - Evolutionary relationship between sympatric microcyclic forms of *Tranzschelia* spp. *Phytopathology*, 94 : 79-89.
- ORTON C.R., 1927 - A working hypothesis on the origin of rusts, with special reference to the phenomenon of heteroecism. *Botanical Gazette*, 84 : 113-138.
- PFUNDER M., SCHÜRCH S. et ROY B.A., 2001 - Sequence variation and geographic distribution of pseudoflower-forming rust fungi (*Uromyces pisi* s. lat.) on *Euphorbia cyparissias*. *Mycological Research*, 105 (1) : 57-66.
- PIVONIA S. et YANG X.B., 2006 - Relating epidemic progress from a general disease model to seasonal appearance time of rusts in the United States: implications for Soybean rust. *Phytopathology*, 96 (4) : 400-407.
- POGUE M.G., 1999 - Preliminary estimates of Lepidoptera diversity from specific sites in the neotropics using complementarity and species richness estimator. *Journal of the Lepidopterist Society*, 53 (2) : 65-71.
- RAGUSO R.A. et ROY B.A., 1998 - Floral scent production by *Puccinia* rust fungi that mimic flowers. *Molecular Ecology*, 7 : 1127-1136.
- REEKIE T., 2005 - Evolutionary relationships among rust fungi in the genus *Melampsora*. *On line* : cpbr-info@anbg.gov.au
- SAVILLE D.B.O., 1971 - Coevolution of the rust fungi and their hosts. *The Quarterly Review of Biology*, 46 (3) : 211-218.
- SCHNEIDER K. et CULVER D.C., 2004 - Estimating subterranean species richness using intensive sampling and rarefaction curves in a high density cave region in West-Virginia. *Journal of Cave and Karst Studies*, 66 (2) : 39-45.
- TULASNE L.R. et TULASNE C., 1847 - Mémoire sur les Ustilaginées comparées aux Urédinées. *Annales des Sciences naturelles, Botanique*, série 3 : 12-17.
- TULASNE L.R., 1854 - Second mémoire sur les Urédinées et les Ustilaginées. *Annales des Sciences naturelles, Botanique*, série 4 : 77-196.
- VIENNOT-BOURGIN G., 1956 - *Mildious, Oïdiums, Caries, Charbons, Rouilles des plantes de France*. Lechevalier, Paris, 318 p. et 90 pl.
- VILJANEN-ROLLINSON S.L.H. et CROMEY M.G., 2002 - Pathways of entry and spread of rust pathogens : implications for New-Zealand's biosecurity. *New-Zealand Plant Protection*, 55 : 42-48.
- VOGLER D.R. et BRUNS T.D., 1998 - Phylogenetic relationships among the pine stem rust fungi (*Cronartium* and *Peridermium* spp.). *Mycologia*, 90 (2) : 244-257.
- VUORINEN P. et HELANDER M.L., 1995. - Variation in airborne urediniospore concentration of *Melampsorium betulinum*. *Aerobiologia*, 11 (4) : 259-264.
- WEBER R.W.S., WEBSTER J. et AL-GHARABALLY D.H., 1998 - *Puccinia distincta*, cause of the current daisy rust epidemic in Britain, in comparison with other rusts recorded on daisies, *P. obscura* and *P. lagenophorae*. *Mycological Research* 102 : 1227-1232.
- WEBER R.W.S., WEBSTER J. et ENGEL G., 2003 - Phylogenetic analysis of *Puccinia distincta* and *P. lagenophorae*, two closely related rust fungi causing epidemics on *Asteraceae* in Europe. *Mycological Research*, 107 : 15-24.
- WEBSTER J. et WEBER R.W.S., 2007 - *Introduction to Fungi*. Cambridge University Press, Cambridge, 841 p.

APPENDICE

Deriving a “surrogate” to the conventional statistical tests for comparison when the required relative frequencies are not available

Comparing the levels of occurrence n_1, n_2, \dots, n_i of two or several events 1, 2, ..., i and considering whether the discrepancies between these levels are statistically

significant or not would necessarily involve, at first, the knowledge of the associated frequencies $f_1 = n_1/N_1$, $f_2 = n_2/N_2$, ... where N_1, N_2, \dots are the sizes of the samples within which are observed the n_1, n_2, \dots, n_i occurrence of the events 1, 2, ..., i respectively.

This is because the standard statistical tests for comparison, such as Student t or χ^2 tests, do imply the previous knowledge of the frequencies f_i (and not only the n_i).

However, either the context of study or some particular circumstances during data collections may yet prevent the practical possibility of recording the N_i besides the n_i , thus precluding the estimation of the $f_i (= n_i/N_i)$. And this is usually the case, here, since field-sampling of parasitic micromycetes generally consists in recording the n_i but rarely the N_i .

While, normally, this would preclude any possibility of statistical testing for differences, there still remains a particular case which would allow an efficient statistical testing to be performed, as will be argued later on. This is when the N_i , while still unknown in values, are yet deemed to be *equal each-other*, i.e. all of them equal to a common, still unknown value N. One particular occasion for this is when, by nature, the different events 'i' are to be recorded on *one and the same* sample. And, obviously, this is the case for the comparison between the numbers of occurrences of several species of parasitic fungi on a *same* given host species. All the N_i would then identify to the total number N of visited stands supporting the host species under consideration.

Although this is in no way compelling, we will select here the χ^2 approach as the basic procedure to be used. Therefore, it is the estimation of χ^2 that we have to appropriately adapt to the lack of knowledge of N.

A current estimation of χ^2 (here when two events, '1' & '2', only are considered for simplification of writing) is,

$$\chi^2 = (N_1 + N_2) \cdot (n_1(N_2 - n_2) - n_2(N_1 - n_1))^2 / N_1 / N_2 / (n_1 + n_2) / (N_1 - n_1 + N_2 - n_2).$$

When $N_1 = N_2 = N$:

$$\chi^2 = 2N(n_1(N - n_2) - n_2(N - n_1))^2 / N / N / (n_1 + n_2) / (N - n_1 + N - n_2) \quad (1)$$

When n_1 and/or n_2 is less than 10, which is often the case in practice, the Yates correction (MERCIER *et al.*, 1996, FORZY, 2005) would apply appropriately:

$$\chi^2_{\text{Yates}} = 2N(|n_1(N - n_2) - n_2(N - n_1) - N|)^2 / N / N / (n_1 + n_2) / (N - n_1 + N - n_2) \quad (2).$$

At last, when N is substantially higher than n_1 and n_2 (and ultimately would go to infinity) these expressions would simplify to :

$$\chi^2 = (n_2 - n_1)^2 / (n_1 + n_2) \quad (3)$$

or

$$\chi^2_{\text{Yates}} = (n_2 - n_1 - 1)^2 / (n_1 + n_2) \quad (4)$$

(with $n_2 \geq n_1$).

Now, it is easy to verify :

a) that according to the expressions (1) or (2), χ^2 is continuously decreasing with N growing, thus resulting in expressions (3) or (4) giving under-estimations of the actual value of χ^2 and, accordingly, providing a *secured evaluation* of χ^2 in term of estimation of the statistical significance,

b) that, on the provision that N is not too low (in practice, say $N \geq (n_1 + n_2)$, preferably $N \geq 2(n_1 + n_2)$), the under-estimation of the actual value of χ^2 , using expressions (3) or (4), *remains limited and fairly acceptable*, as shown in Table 1 (which gives the minimum n_2 value to ensure a significant difference as compared to a given n_1 at the $p = 0.05$ level).

The above condition on N ($\geq (n_1 + n_2)$, preferably $N \geq 2(n_1 + n_2)$) is largely secured in practice since, in the wild, parasitism is not so frequent (DURRIEU, 1966 (p. 106) ; KRANZ, 1990 (p. 384-385) ; FRANTZEN, 1994) and certainly, very often if not always, N would be largely greater than $(n_1 + n_2)$ or even $2(n_1 + n_2)$.

n1	n2 mini for N = ∞	n2 mini for N = (n1+n2)	n1	n2 mini for N = ∞	n2 mini for N = (n1+n2)
0	6	5	6	17	15
1	8	7	7	18	16
2	10	8	8	19	17
3	12	10	10	22	20
4	13	12	15	29	27
5	15	13	20	36	33

Table A1 – The minimum value of n_2 (as a function of n_1) that ensures that n_2 is significantly greater than a given n_1 at the $p = 0.05$ level, for $N = \infty$ and for $N = (n_1 + n_2)$

Accordingly, when the N_i are unknown but deemed to be equal to a common value N, still unknown but that may be considered at least equal to $(n_1 + n_2)$ (or better at least equal to $2(n_1 + n_2)$), it is suggested then to make use of expression (3) (or expression (4) when required) as a surrogate procedure to the genuine χ^2 test. This surrogate procedure,

* is (according to a)) a conservative approach which secure the validity of the test whatever the unknown value of N ($\geq (n_1 + n_2)$),

* yet remains (according to b)) reasonably effective in practice since the gap between the estimated and the actual (unknown) value of χ^2 remains slight.

The minimum sampling size $(n_1 + n_2)$ allowing comparisons between n_1 and n_2 at a minimum level of statistical significance

From Table A1 above, it can be seen that:

* for $n_1 = 0$, it is necessary that n_2 be at least 6 and thus $(n_1 + n_2) \geq 6$

* for $n_1 = 1$, it is necessary that n_2 be at least 8 and thus $(n_1 + n_2) \geq 9$

Thus, it would be of no interest to consider any case where $(n_1 + n_2)$ amounts less than 9, since in such case, the difference between n_1 and n_2 could never lead to $\chi^2 > 3.8$ and thus, could never be considered as statistically significant.

SOCIÉTÉ LINNÉENNE DE LYON

Siège social : 33, rue Bossuet, F-69006 LYON

Tél. et fax : +33 (0)4 78 52 14 33

<http://www.linneenne-lyon.org> — email : societe.linneenne.lyon@wanadoo.fr

Groupe de Roanne : Maison des anciens combattants, 18, rue de Cadore, F-42300 ROANNE

Rédaction : Marie-Claire PIGNAL - Directeur de publication : Bernard GUÉRIN

Conception graphique de couverture : Nicolas VAN VOOREN

Tome 77 • Fascicule 7-8 • Septembre - Octobre 2008

SOMMAIRE

Delaigue J. - Fin d'une station ligérienne de <i>Serapias lingua</i> L. (Orchidaceae)	97-98
Béguinot J. - Différences de fréquences d'occurrence entre espèces de micromycètes parasitant une même espèce de plante-hôte; procédure d'appréciation statistique	99-112
Mein M.T. et Guérin-Faublée V. - Sorties botanique dans l'Isle Crémieu (Isère)	113-116
Cavet J. et Martin M. - Fonge du parc de Bron-Parilly (Rhône) - Première partie	117-132
Pieri M. et Rivoire B. - <i>Cerrena unicolor</i> (Basidiomycota, polypore)	133-146
Coulon J. - Une deuxième station française d' <i>Agonum</i> alpestre alpestre (Heer, 1841) (Coleoptera Harpalidae Platynini)	153-154
Berthet P. - Présence de gui sur chêne d'Amérique	155

Couverture : *Lepiota subincarnata* J.E. Lange. Crédit : M. Martin

CONTENTS

Delaigue J. - End of a ligenian resort of <i>Serapias lingua</i> L. (Orchidaceae)	97-98
Béguinot J. - Differences of prevalence among species of micro-fungi parasitizing a same host-plant species; statistical significance evaluation	99-112
Mein M.T. et Guérin-Faublée V. - Herborizing in Isle Crémieu (Isère)	113-116
Cavet J. et Martin M. - Mycological flora from Bron-Parilly park (Rhône) - First part	117-132
Pieri M. et Rivoire B. - <i>Cerrena unicolor</i> (Basidiomycota, polypore)	133-146
Coulon J. - A new collecting place of <i>Agonum</i> alpestré alpestré (Heer, 1841) in the French Alps (Coleoptera Harpalidae Platynini)	153-154
Berthet P. - Presence of <i>Viscum album</i> L. on <i>Quercus palustris</i> Münch	155

Prix 10 euros

ISSN 0366-1326 • N° d'inscription à la C.P.P.A.P. : 1 109 G 85671

Imprimé par Vasti-Dumas Imprimeurs, 42000 ST-ÉTIENNE

N° d'imprimeur : 08-04-0241 • Imprimé en France • Dépôt légal : septembre 2008

Copyright © 2008 SLL. Tous droits réservés pour tous pays sauf accord préalable.