© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

5 M 21 407 E

NACHRICHTENBLATT

der Bayerischen Entomologen

Herausgegeben von der Münchner Entomologischen Gesellschaft
Schriftleitung: Dr. Franz Bachmaier, 8 München 19,
Schloß Nymphenburg Nordflügel (Eingang Maria-Ward-Straße)
Postscheckkonto der Münchner Entomolog. Gesellschaft: München Nr. 315 69

13. Jahrgang | 15. September 1964 | Nr. 9

Procris heuseri spec. nov. und Procris statices L., zwei Arten in statu nascendi?

(Lepidoptera, Zygaenidae)

Von **E. R. Reichl**

Die Vermutung, daß sich hinter *statices* L., dem häufigsten mitteleuropäischen Vertreter der Gattung *Procris* F., zwei Arten verbergen könnten, ist nicht neu. So schreibt etwa Osthelder (1932) folgendes: „Auch hier sind anscheinend 2 später noch zu trennende Arten vereinigt, die Stücke von feuchtem Gelände einerseits und trockenem andererseits weisen gewisse Unterschiede in der Größe und Fühlerbildung auf, auch Naufock stellte bei seinen Untersuchungen verschiedener *statices* Unterschiede in der Bildung der Genitalien fest, ohne näher auf die Herkunft der einzelnen Tiere einzugehen. Flugzeit E. V.—VII."

Das Vorkommen in verschiedenartigen Biotopen fand Heuser (1960) an den Populationen der Pfalz bestätigt, ebenso die „gewissen Unterschiede in Größe und Fühlerbildung", die er näher zu präzisieren versuchte. Neu und — wie wir später sehen werden — für eine klare Arttrennung sehr wichtig war hingegen Heusers Feststellung, daß die Tiere der feuchten Wiesen im Mai bis Juni, jene der Trockenwiesen aber im Juli—August fliegen. Auf Grund dieser Unterscheidungsmerkmale — eines ökologischen, eines phänologischen und mehrerer kleiner morphologischer — trennte Heuser die Juli-August-Tiere von den Trockenwiesen als neue Art *lutrinensis* Heuser ab. Leider vergaß er, vorher die *statices*-Type Linnés einer Untersuchung zu unterziehen, so daß ihm das Mißgeschick unterlief, die Art *statices* L. ein zweites Mal zu beschreiben. Die Berechtigung der Arttrennung wird dadurch natürlich in keiner Weise berührt.

Etwa zur gleichen Zeit fiel mir bei einer Untersuchung der Fühler verschiedener *Procris*-Arten auf, daß die Zahl der Fühlerglieder bei „*statices* L." in weit höherem Maße variierte als bei allen anderen Arten der Gattung. Diese Feststellung ließ eine Überprüfung auf breiter statistischer Basis wünschenswert erscheinen, die im Lauf

© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

der letzten vier Jahre erfolgte und nicht weniger als 1400 Exemplare der *statices*-Gruppe umfaßte[1]).

Das Ergebnis dieser gewiß repräsentativen Untersuchung der „*statices*"-Gruppe war, daß das bearbeitete Material deutlich in zwei Gruppen zerfällt: Die Gesamtverteilung des Merkmals „Zahl der Fühlerglieder" ist zweigipfelig (Abb. 1) mit je einem Maximum bei 35—36 und bei 41—42 Fühlergliedern sowie einem Minimum, das bei 38—39 Fühlergliedern liegt (das Basalglied wurde grundsätzlich nicht mitgezählt). Damit konnte eine vorläufige Gruppierung des gesamten Materials in Individuen mit bis zu 38 Fühlergliedern und in solche mit mehr als 38 Fühlergliedern vorgenommen werden. „Vorläufig" deshalb, weil sich die beiden Gruppen ja sichtlich in dem genannten Merkmal etwas überschneiden und ein scharfer Schnitt bei 38,5 Fühlergliedern zu einer unrichtigen Zuordnung dieser Transgredienten führen muß.

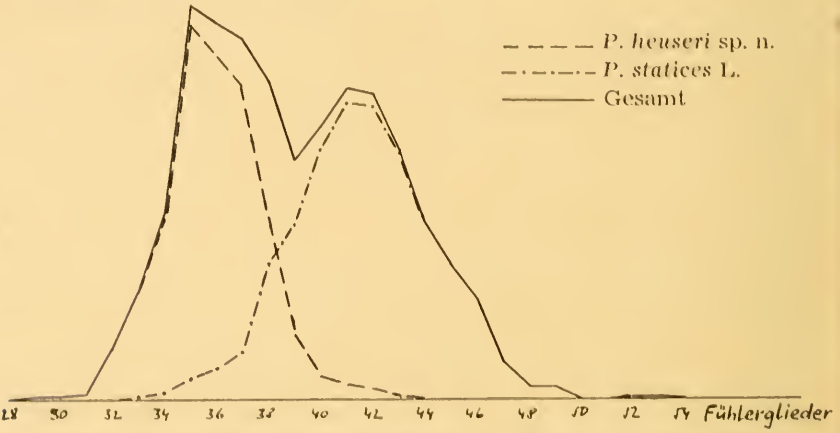

Abb. 1: Häufigkeitsverteilung des Merkmals „Zahl der Fühlerglieder" bei *Procris heuseri* spec. nov. und *P. statices* L.

Als nächster Schritt wurde nun geprüft (das sollte man in solchen Fällen immer tun), ob die Zweigipfeligkeit des Merkmals vielleicht nur auf einen Unterschied zwischen den Geschlechtern zurückzuführen ist. Die Prüfung ergab jedoch eine (im Rahmen der Fehlergrenzen) völlige Gleichverteilung der Geschlechter auf die beiden Gruppen. Auch eine Prüfung innerhalb der einzelnen Populationen brachte das gleiche Resultat: ♂♂ und ♀♀ unterscheiden sich in der Zahl der Fühlerglieder (im folgenden abgekürzt: FG) nicht.

Sodann wurde für jede der beiden FG-Gruppen die Verteilung der Funddaten aufgenommen: Berechnung wie graphische Gegenüberstellung (Abb. 2) führten zu dem klaren Ergebnis, daß die Hauptflugzeit der Gruppe A (bis 38 FG) im Mai—Juni, jene der Gruppe B (über 38 FG) im Juli—August liegt — ein Resultat, das mit H e u s e r s Befund bestens übereinstimmt. Die Gesamtverteilung der

[1]) Besonders dankbar bin ich den Herren F. D a n i e l, München, und H. M e i e r, Knittelfeld, die mir ihr reichhaltiges Sammlungsmaterial, das allein mehr als die Hälfte der genannten Zahl ausmacht, zur Verfügung stellten. Gleicher Dank gebührt aber auch den Mitgliedern der Entomologischen Arbeitsgemeinschaft am Oberösterreichischen Landesmuseum zu Linz, die mich mit heimischem Material unterstützt haben.

© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

Funddaten aller 1400 Individuen ist wieder zweigipfelig mit einem Minimum Ende Juni—Anfang Juli. Auch die von dem vorliegenden Untersuchungsmaterial völlig unabhängigen, umfangreichen Aufzeichnungen des Fundbuchs der Entomologischen Arbeitsgemeinschaft am Oberösterreichischen Landesmuseum zeigen die gleiche, zweigipfelige Verteilung der Funddaten.

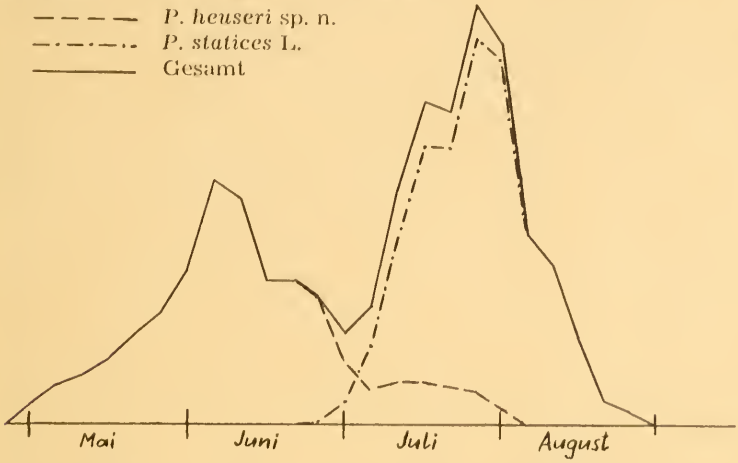

Abb. 2: Flugzeiten von *Procris heuseri* spec. nov. und *P. statices* L.

Vereinigt man die beiden Merkmale (Zahl der FG und Flugzeit) zu einer Vierfeldertafel, so ergibt sich folgendes Bild:

	bis 38 FG	über 38 FG	gesamt
Flugzeit Mai—Juni	505	45	550
Flugzeit Juli—August	183	623	806
gesamt	688	668	1356

Diese Vierfeldertafel zeigt die Korrelation zwischen den beiden Merkmalen sehr deutlich, doch fallen immerhin 183 Tiere (ca 14 %) aus dem Rahmen — Tiere, die ihrer Flugzeit nach eine viel größere Anzahl von Fühlergliedern haben sollten — oder aber der Zahl ihrer FG nach viel früher fliegen sollten. Ein Vergleich mit der Liste der Fundorte zeigt nun, daß es sich bei diesen Individuen zum großen Teil um Tiere aus höheren Lagen (etwa über 1000 m Seehöhe) handelt, für die ein gegenüber Flachlandtieren verspätetes Erscheinungsdatum vollkommen plausibel erscheint und keiner besonderen Erklärung bedarf. Eine graphische Auswertung aller mit verläßlichen Höhenangaben versehenen Funde hat ebenso wie die statistische Berechnung (Regressionsanalyse) ergeben, daß sich die Flugzeit der hier betrachteten *Procris*-Populationen im Durchschnitt pro 100 m Höhendifferenz um etwa 2 Tage verschiebt. Bildet man auf diese Weise aus dem tatsächlichen Funddatum und der Höhenlage des Fundorts ein „korrigiertes Funddatum" (bezogen auf eine mittlere Höhenlage von ca. 300 m ü. d. M.), so tritt die Korrelation gegenüber der Zahl der FG noch deutlicher zutage.

© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

Es kann also kein Zweifel bestehen, daß sich der „*statices*"-Komplex aus zwei Gruppen „A" und „B" zusammensetzt, die sich durch (mindestens) die beiden Merkmale „Flugzeit" und „Zahl der Fühlerglieder" unterscheiden, wobei das Merkmal „Flugzeit" noch von der Höhenlage des Fundorts abhängig ist.

Um die beiden Gruppen möglichst scharf trennen zu können, liegt es nahe, beide Merkmale sowie die modifizierende Größe „Höhenlage" zu einer gemeinsamen „Trennfunktion" zusammenzufassen, einer Größe, an die wir folgende Anforderungen stellen:

a) Sie soll eine optimale Trennung der beiden Gruppen ermöglichen;
b) sie soll Aufschluß über die Verläßlichkeit der Zuordnung (also der Determination) in jedem Einzelfall liefern;
c) sie soll aus praktischen Gründen die beiden genannten Aussagen auf mathematisch möglichst einfache Weise liefern.

Diesen drei Anforderungen entspräche die von R. A. Fisher entwickelte „Lineare Diskriminanzanalyse", eine Methode der biologischen Statistik, die in den Bereich der Lepidopterologie bisher noch wenig Eingang gefunden hat. Sie setzt in der von R. A. Fisher gegebenen Form allerdings voraus, daß die Trennfunktion aus den Merkmalen von Individuen berechnet werden kann, deren Gruppenzugehörigkeit bereits bekannt ist. Man kann also etwa die Unterscheidungsmerkmale alpiner und skandinavischer *Zygaena exulans* Hohenw. studieren und zu einer Trennfunktion zusammenfassen und ist dann in der Lage, auf Grund dieser Trennfunktion auch ein unbezetteltes Tier seiner Herkunft nach festzulegen.

In unserem Fall liegt die Situation freilich anders: Wir wissen von keinem „*statices*"-Individuum a priori genau, welcher der beiden Gruppen es zugehört. Wir stehen vielmehr vor der Aufgabe, den sichtlich in zwei Gruppen gegliederten Gesamtkomplex so aufzuteilen, daß jedes Individuum jener Gruppe zugeteilt wird, der es „tatsächlich" angehört. Wären die Gruppen in einem ihrer trennenden Merkmale völlig scharf geschieden — etwa rote gegen gelbe Flügelfarbe, oder Flugzeit im Mai gegen Flugzeit im August, bei gänzlichem Fehlen im Juni und Juli — so wäre diese Zuteilung kein Problem und höchst einfach zu lösen. Da sich in unserem Fall aber beide Gruppenmerkmale überschneiden, können wir die „tatsächliche" Gruppenzugehörigkeit eines Individuums nicht mit absoluter Sicherheit erfassen und müssen sie durch eine „wahrscheinlichste" Gruppenzugehörigkeit ersetzen.

Dieser „Unsicherheitsfaktor" mag im Bereich taxonomischer Untersuchungen befremden. Er begegnet uns aber — freilich nicht immer so klar ausgesprochen — in der Praxis weit häufiger, als es zunächst den Anschein hat. Wenn zur Unterscheidung zweier Gruppen (Arten, Rassen) nur je ein Tier — und seien es die beiden Typen — untersucht wird, dann ist freilich jeder Unterschied „eindeutig". Wir kennen aber genug Fälle (*Zygaena brizae/corycia, Erebia tyndarus/cassioides* und viele andere), wo sich ein anfangs völlig eindeutig scheinendes Artmerkmal nach Untersuchung eines größeren Individuenmaterials als überraschend variabel erwiesen hat — so daß eine Determination nach diesem Merkmal eben auch nur „Wahrscheinlichkeitswert" besitzt.

Zum Glück multiplizieren sich diese Wahrscheinlichkeitswerte, wenn man mehrere voneinander unabhängige Unterscheidungsmerkmale gleichzeitig untersucht. Können wir z. B. ein Individuum auf Grund seiner FG-Zahl mit einer Wahrscheinlichkeit von 10:1 der

© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

Gruppe A zuordnen, auf Grund seiner Flugzeit mit einer Wahrscheinlichkeit von 8:1 ebenfalls der Gruppe A, so beträgt die Gesamtwahrscheinlichkeit, daß dieses Tier zur Gruppe A gehört, immerhin bereits 80:1.

Eine wichtige Kontrolle, inwieweit unsere Aufteilung des Gesamtmaterials „reell" ist, d. h. der natürlichen Gruppenbildung entspricht, gibt uns die Untersuchung größerer Serien vom gleichen Fundort und Funddatum. Wir unterstellen, daß annähernd zur gleichen Zeit und am gleichen Ort gesammelte Tiere durchwegs einer, und nur einer, natürlichen Gruppe angehören (was allerdings nicht immer zutreffen muß, bei Mischpopulationen zwischen zwei geographischen Rassen z. B. mit Sicherheit nicht zutrifft). Trifft dieses Postulat aber zu, dann ist zweifellos jene Trennfunktion die beste, die alle, oder doch wenigstens die allermeisten, Individuen aus einer Population auch einer Gruppe (Art. Rasse) zuordnet.

Die Aufstellung einer optimalen Trennformel erfolgte nun nach folgendem Schema:

1. Alle Populationen mit einer mittleren Zahl der FG unter 38,5 wurden provisorisch zur Gruppe A zusammengefaßt, alle übrigen zur Gruppe B.

2. Für jede der beiden Gruppen wurden Mittelwert M und Streuung (Standardabweichung) s des Merkmals „Zahl der Fühlerglieder" errechnet:

$$M \quad \frac{\Sigma x}{N} \qquad s \quad \sqrt{\frac{\Sigma (x - M)^2}{N - 1}}$$

(x sind die einzelnen Meßwerte, N die Gesamtzahl der untersuchten Individuen in der Gruppe.)

3. Aus den eben errechneten Werten wurde eine Trennfunktion T_{FG} gebildet:

$$T_{FG} \quad \frac{M_B - M_A}{2{,}30 \quad s^2} \cdot \left(x - \frac{M_B + M_A}{2}\right)$$

Die Formel setzt voraus, daß die Standardabweichungen der beiden Gruppen s_A und s_B gleich groß sind; ebenso setzt sie voraus, daß die Meßwerte in beiden Gruppen normal verteilt sind. Sind die Abweichungen von diesen Voraussetzungen wie im gegenständlichen Fall nicht allzugroß, so erhält man durch Einsetzen einer mittleren Standardabweichung noch gut brauchbare Werte. Die Berücksichtigung zweier verschiedener Werte s_A und s_B führt zur quadratischen Diskriminanzanalyse, deren mathematischer Aufwand schon recht beträchtlich ist.

4. In gleicher Weise wie unter 2. und 3. wurde nun auch für das Merkmal „Funddatum" verfahren. Als Resultat ergab sich eine Trennfunktion T_{Dat} für den Einfluß der (bereits auf Grund der Höhenlagen korrigierten) Funddaten auf die Unterscheidung der beiden Gruppen.

Die Fundtage wurden, beginnend mit dem 1. Mai, einfach fortlaufend numeriert, so daß also z. B. der 31. Mai mit $x = 31$, der 2. Juni mit $x = 33$ usw. in Rechnung gestellt wurde.

© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

5. Die beiden Trennfunktionen T_{FG} und T_{Dat} wurden zu einer gemeinsamen Trennformel addiert:

$$T \quad K_1 \cdot f + K_2 \cdot t' + K_3$$

Setzt man nun in diese Formel für ein beliebiges Individuum die Zahl der Fühlgerglieder f und das korrigierte Funddatum t' ein, so ergibt sich ein ganz bestimmter Wert von T: Ist er negativ, so gehört das betrachtete Tier wahrscheinlich zur Gruppe A, ist er positiv, so gehört es wahrscheinlich zur Gruppe B. Darüber hinaus gibt dieser Wert T auch noch den Grad der Wahrscheinlichkeit dieser Zuordnung an; er ist nämlich nichts anderes als der Logarithmus dieser Wahrscheinlichkeit. Bekommen wir etwa für ein bestimmtes Tier einen Wert T = —1, so gehört dieses Tier mit einer Wahrscheinlichkeit von 10:1 zur Gruppe A; bei einem T = +2 dagegen mit einer Wahrscheinlichkeit von 100:1 zur Gruppe B; bei einem T = —3 wiederum mit einer Wahrscheinlichkeit von 1000:1 zur Gruppe A usw.

Es sei betont, daß diese Gleichsetzung des Trennwerts T mit dem Logarithmus der Determinationswahrscheinlichkeit an gewisse Bedingungen geknüpft ist, die nicht immer erfüllt sind. Vor allem wird vorausgesetzt, daß die betrachteten Merkmale voneinander stochastisch unabhängig sind. Eine Argumentation der folgenden Art: „Dem linken Fühler nach gehört das Tier mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% zur Gruppe A, dem rechten Fühler nach auch, also gehört das ganze Tier mit 99% Wahrscheinlichkeit zur Gruppe A" wäre natürlich verfehlt, da ja praktisch nur zweimal dasselbe Merkmal gemessen wurde. Meist ist der Zusammenhang zwischen zwei Merkmalen aber nicht so offensichtlich, sondern erst durch eine Korrelationsrechnung erfaßbar. Bei teilweiser gegenseitiger Abhängigkeit einzelner Merkmale ist das einfache Aufsummieren der Trennfunktionen nicht mehr statthaft; das Problem wird mathematisch komplizierter, bleibt aber durchaus noch lösbar.

6. Die auf Grund der Trennformel erfolgte Aufteilung des Materials auf die beiden Gruppen stimmte mit der provisorischen, nur auf Grund der FG-Zahl getroffenen, nicht immer überein. Da die Neuaufteilung aber auch das zweite Merkmal „Flugzeit" mit berücksichtigt, ist sie zweifellos die genauere. An der Zuordnung ganzer Populationen änderte sich nur wenig; nur bei etlichen Einzelstücken und ganz kleinen Serien erwies sich die unter 1. durchgeführte erste Determination als unzutreffend.

Immerhin veränderte diese Neugruppierung einiger weniger Populationen die Merkmalsverteilung innerhalb der beiden Gruppen ein wenig, so daß sich eine nochmalige Durchrechnung des Problems von Punkt 2. ab als nötig erwies. Diese führte zu kleinen Änderungen in den Trennwerten T für jedes einzelne Individuum. Eine nochmalige Wiederholung der ganzen Rechnung brachte schließlich keinerlei Veränderungen mehr mit sich: das Optimum der Trennformel war sichtlich erreicht.

7. Ersatz des „korrigierten Funddatums" t' durch das tatsächliche Funddatum t und die Höhenlage h (in Metern ü. d. M.) führte nun zu folgender endgültigen Trennformel der beiden Gruppen:

$$T = 0{,}4260\ f + 0{,}0979\ t - 0{,}0019\ h - 22{,}2925$$

Nun sind die taxonomischen und nomenklatorischen Konsequenzen dieser Aufteilung zu ziehen. Aus den folgenden Populationslisten ist zu ersehen, daß beide Gruppen zumindest über ganz Mitteleuropa etwa gleichmäßig verbreitet sind. Sie als geographische Rassen einer Art zu betrachten, ist somit ausgeschlossen. — Auch an zwei Gene-

© Münchner Ent. Ges., Download from The BHL http://www.biodiversitylibrary.org/; www.biologiezentrum.at

rationen einer Art zu denken, ist nicht möglich. Der Entwicklungsrhythmus der ersten Stände in der Gattung *Procris* F. schließt eine Generationsfolge im Abstand von kaum 7 Wochen völlig aus.

Somit bleiben noch 3 Möglichkeiten:

a) Es handelt sich um zwei Stämme (Zeitrassen) einer Art;
b) es handelt sich um zwei gute Arten;
c) wir sind Zeugen einer Artspaltung: Die zeitliche und zum Teil auch ökologische Isolation ermöglicht beiden Gruppen eine Auseinander-Entwicklung, die nicht durch ständige Hybridation wieder paralysiert wird.

Der Unterschied zwischen diesen drei Möglichkeiten ist nur gradueller Natur, die natürliche Entwicklung führt von a) über c) nach b); eine Entscheidung wird daher, falls überhaupt, nur durch quantitative Auswertung systematisch aufgesammelten Materials oder durch experimentelle Untersuchungen möglich sein. Die Auswertung zufällig zusammengetragener Serien, wie sie diese Arbeit letzten Endes darstellt, kann wohl Anhaltspunkte liefern, aber kaum exakte Lösungen bieten.

Eine Differenz von durchschnittlich 6 Fühlergliedern zwischen zwei verwandten Formen ist an sich eine Tatsache, die wohl von den meisten Autoren als unbedingtes Artkriterium gewertet würde. Der beträchtliche Abstand in den Erscheinungszeiten stützt diese Auffassung. Gegen eine völlige Arttrennung spricht aber der Umstand, daß in größeren Serien der Gruppe B sich doch immer wieder, wenn auch selten, einzelne Individuen finden, die nach der Zahl ihrer Fühlerglieder unbedingt der Gruppe A angehören müßten. Wenn in einer Population wie der von mir selbst besammelten in Plesching bei Linz neben 57 Tieren mit durchschnittlich 44 FG auch vier Stücke mit 33, 35, 37 und 37 FG festgestellt wurden, und das am gleichen Tag und auf derselben Wiese, so muß doch angenommen werden, daß die Differenzierung der beiden Gruppen noch nicht die volle Artstufe erreicht hat.

Noch weitaus seltener finden sich in Populationen der Gruppe A Tiere, die man, wenn sie als Einzelstücke vorlägen, unbedingt zur Gruppe B stellen würde. Die beiden mir bisher bekannt gewordenen Fälle könnten vielleicht auch auf Irrtümer bei der Bezettelung beruhen. — Spätere Forschungen werden unser Wissen erweitern; vorerst scheint jedenfalls die Feststellung einen hohen Grad von Wahrscheinlichkeit zu besitzen, daß die beiden Formen der Artstufe schon recht nahe gekommen sind.

(Fortsetzung folgt!)

Kleine Mitteilung

109. Wo kamen 1963 die Baumweißlinge (Aporia crataegi L.) her?

Anläßlich einer Grenzlandwanderung am 9. 6. 63 noch Hohenberg a. d. Eger fing ich bei dem hart an der Grenze liegenden kleinen Ort Bayrisch Fischern den ersten Baumweißling. Es war ein Männchen und da dieses beschädigt war, ließ ich es wieder fliegen. Am 13. 6. 63 sah ich bei Sofienreuth in der Nähe von Schönwald das zweite Stück fliegen. Am 18. 6. 63 bemerkte ich auf einer Waldwiese bei Brunn am Großen Kornberg vier Baumweißlinge und fing mir ein Stück davon als Belegexemplar. Der letzte Massenflug in unserem Gebiet war im Jahre 1940. Ich darf auf meinen diesbezüglichen Artikel in der Ent. Zeitschrift, vol. 55 (1941), Nr. 18, pp. 137—138 verweisen. G. Vollrath fing ein Stück bei Wunsiedel am 2. 7. 63 und bei Göringsreuth am 27. 6. 63. H. Taubald,

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: Nachrichtenblatt der Bayerischen Entomologen

Jahr/Year: 1964

Band/Volume: 013

Autor(en)/Author(s): Reichl Ernst Rudolf

Artikel/Article: Procris heuseri spec. nov. und Procris statices L., zwei Arten in statu nascendi? (Lepidoptera, Zygaenidae) 89-95