

除去法によるチャコウラナメクジの生息個体数推定

大阪府環境農林水産総合研究所

たなか
田中ひろし
寛・柴尾まなぶ
学

はじめに

チャコウラナメクジ *Lehmannia valentiana* (FÉRUSSAC) はヨーロッパ原産で (BAKER, 1999), 第二次世界大戦後に日本に侵入して、それまで生息していたナメクジ類と置き換わったようであるが、その経緯は明らかではない (黒住, 2002)。大阪府内の農作物圃場や庭園では本種のほかのナメクジ類を見ることはほとんどなく、日本各地でも同様の状況であると思われるが、詳細は明らかではない。なお、外部形態の酷似する隠蔽種が本種とされる個体に含まれる可能性もある (黒住, 私信)。

本種はカンキツなどの果樹類 (田中・柴尾, 2001), コマツナ, シュンギクなどの野菜類 (柴尾ら, 2004), サルビア, ペチュニア, マリーゴールドなどの花き類 (柴尾ら, 2001) などで被害が多発し、食品混入害虫としても問題になる (田中・柴尾, 2002)。一方、本種の防除を考えるうえで、生態的・行動的な情報は、メタアルデヒド剤に対する本種の誘殺消長 (田中・柴尾, 2001), 野外での成熟期と寿命の推定 (KANO et al., 2001), 夜間の行動観察 (國本, 1998) 等で、非常に少ない。なお、最近、本種が秋から春にかけて産卵することが明らかにされた (UDAка et al., 2007)。一方、防除効果を的確に評価するためには生息個体数の推定が必要と考えられるが、行われたことがない。本種が昼間は土中や遮蔽物下に潜み、夜間も天候などによって地上や樹上に見られる個体数が大きく異なり、調査が難しいためである。

動物の個体数推定のための一つの方法として除去法がある。筆者らはコナガ成虫の生息数を推定するために、除去法の実例として成虫飛翔数と害虫吸引機による累積捕獲数の関係を明らかにした (田中, 1992)。コナガが多発するクレソンのハウスの一部 (250 m^2) を使用し、①水耕ベッド間の通路を歩いて両側 1 m (計 2 m) の幅に飛翔する成虫数、②害虫吸引機により水耕ベッド上のコナガ成虫を吸引するとともに捕獲された成虫数を調査し、①と②を繰り返して、x 軸に累積成虫捕獲数、y 軸に

各回の成虫飛翔数をプロットする、という方法である。

図-1 に結果を示した。調査開始時の成虫飛翔数は $1.78/\text{m}^2$ であり、第1回の吸引捕獲により $11.1 \text{ 個体}/\text{m}^2$ が除去され、その後、吸引捕獲を繰り返すごとに成虫飛翔数がほぼ半減した。この回帰直線の x 切片 (21.6) は、無限回の吸引捕獲を繰り返した場合の 1 m^2 当たりの成虫除去数であり、調査開始時の 1 m^2 当たりの成虫生息数を意味している。なお、x 切片と y 切片 (1.79 ; 調査開始時の成虫飛翔数/ m^2) の比 (12.1) から、成虫生息数 = $12.1 \times \text{成虫飛翔数}$ の関係式が導かれ、調査時の成虫飛翔数は成虫生息数の 8.3% であることもわかった。

SOUTHWOOD (1978) は除去法を用いる際の条件として、①調査期間を通じて捕獲効率が増減しないこと、②調査期間中に出生、死亡、移出入が少ないと、③捕獲することが他の個体に大きな影響を及ぼさないこと (脊椎動物ではしばしばある)、④捕獲の機会がすべての個体で同等であること、の4点を挙げている。これらの条件が満たされているという証明は厳密には困難であるが、上記のコナガ成虫生息数の推定ではほぼ満たされていると思われる。筆者らは、これらの条件ができるだけ満たされるよう工夫し、チャコウラナメクジ生息個体数の推定を行った (田中ら, 2005)。

I 除去法によるチャコウラナメクジ生息個体数の推定

調査は、1992年6月にチャコウラナメクジが多発する大阪府環境農林水産総合研究所 (旧 大阪府立農林技

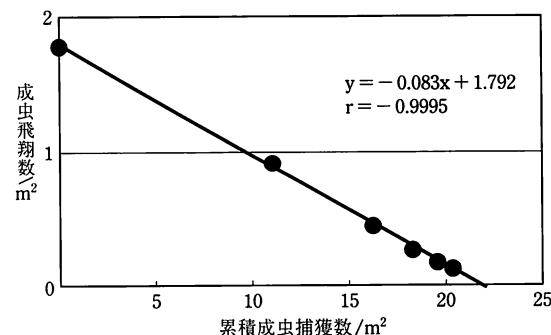


図-1 害虫吸引機によるコナガの累積成虫捕獲数と成虫飛翔数の関係 (田中, 1992 を改変)

Estimation of Population in the Valencia Slug, *Lehmannia valentiana* (FÉRUSSAC) by the Removal Method. By Hiroshi TANAKA and Manabu SHIBAO

(キーワード: チャコウラナメクジ, 個体数推定, 除去法, 防除率, カンキツ)

術センター)の露地カンキツ圃場(33a, 東向き緩斜面)において、15m×11mの調査区(1m×1mの区画165個; 165m²)を設定して実施した。調査区内外ではウンシュウミカンが多品種混植されており、栽植密度は70樹/10a(樹間距離は4m, 一部2m)であった。なお、5月下旬に除草剤が散布されたため、大半の草は枯死して地表面に倒伏しており、調査区内の各区画の地表面環境を樹下、密な枯草地、まばらな枯草地、裸地の4タイプに区分した(図-2)。ナメクジの除去(誘殺)は6月15~19日の毎日と6月21日の計6回、メタアルデヒド剤(ナメキール®)1gを保土谷化学(株)製六角錐型ナメクジ捕獲器(底面直径11cm×高さ8cm, 図-3, 4)内に入れたメタアルデヒドトラップを各区画中央に夕方配置して翌朝回収することにより行い、誘殺数を調査した(以下、メタアルデヒドトラップ法)。

結果はまず、試験区外部からの侵入の影響を検討するために、全体を中央部117区画と外縁部48区画に分け、上記の除去法の手順に基づいて解析したところ、有意な相関関係が認められ、回帰直線のx切片である推定生息個体数は中央部が25.6個体/m²、外縁部が28.6個体/m²であった(図-5)。上記のコナガ成虫の生息数推定に比べてややばらつきはあるが、SOUTHWOODの4条件はほぼ満たされていると考えられる。なお、中央部と外縁部の生息個体数の差は外縁部において試験区外部から移入した個体数(1週間当たり幅1m当たり3.0個体)と仮定できる。

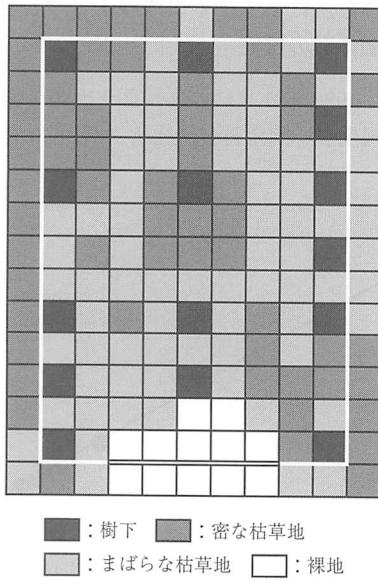


図-2 調査区内の区画の環境(田中ら, 2005を改変)



図-3 チャコウラナメクジの誘殺容器および誘殺状況



図-4 除去法によるチャコウラナメクジ個体数推定の試験状況

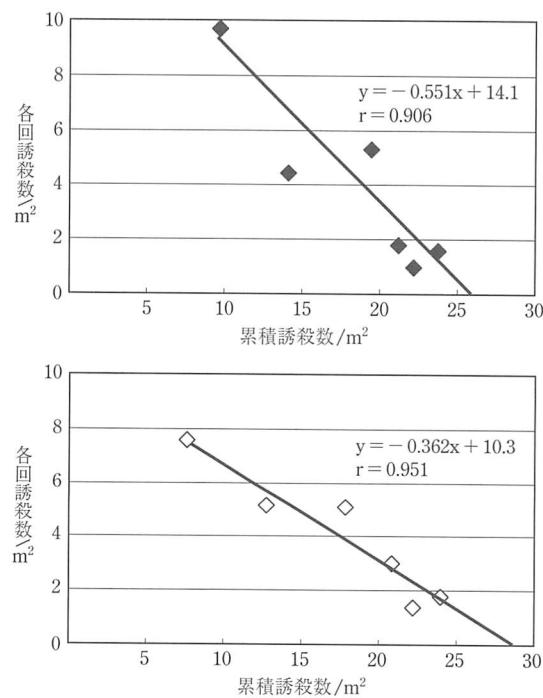


図-5 除去法によるチャコウラナメクジの累積誘殺数と各回誘殺数の関係(田中ら, 2005を改変)
上：中央部, 下：周縁部。

表-1 地表面環境別のチャコウラナメクジ誘殺数の除去法パラメータ（田中ら、2005を改変）

| 調査区 | 区画数 | 回帰式 ^{a)} | 推定生息個体数/m ² ^{b)} | 初回誘殺率（%） ^{c)} |
|-----|---------|-------------------------------|--------------------------------------|------------------------|
| 中央部 | 樹下 | 15 $y = -0.439x + 17.8^*$ | 40.5 | 29.8 |
| | 密な枯草地 | 32 $y = -0.519x + 16.2^*$ | 31.1 | 34.9 |
| | まばらな枯草地 | 63 $y = -0.595x + 13.0^*$ | 21.9 | 41.8 |
| | 裸地 | 7 $y = -1.366x + 7.7$ | 5.6 | 76.3 |
| | 全体 | 117 $y = -0.551x + 14.1^*$ | 25.6 | 37.8 |
| 周縁部 | 樹下 | 0 — | — | — |
| | 密な枯草地 | 27 $y = -0.339x + 13.2^*$ | 38.9 | 23.8 |
| | まばらな枯草地 | 16 $y = -0.362x + 7.6$ | 21.0 | 30.3 |
| | 裸地 | 5 $y = -1.607x + 6.6$ | 4.1 | 82.9 |
| | 全体 | 48 $y = -0.362x + 10.3^*$ | 28.6 | 26.6 |

^{a)}* : $p < 0.05$, ^{b)}x 切片, ^{c)} $100 \times \text{初回誘殺数} (\text{/m}^2) / \text{推定生息個体数} (\text{/m}^2)$.

中央部について環境別に見ると、樹下、密な枯草地、まばらな枯草地では有意な相関関係が認められ、裸地では相関関係が有意でなかったが、推定生息個体数 (/m^2) は樹下 40.5、密な枯草地 31.1、まばらな枯草地 21.9、裸地 5.6 の順に多く、本種にとって好適な環境ほど生息数が多いと考えられる（表-1）。一方、初回誘殺率 ($100 \times \text{初回誘殺数} (\text{/m}^2) / \text{推定個体数} (\text{/m}^2)$ %) は、裸地 76.3、まばらな枯草地 41.8、密な枯草地 34.9、樹下 29.8 の順に多く、推定生息個体数と逆転していた。この結果は、好適な環境では 1 m 間隔で設置したトラップに誘殺される個体の比率が低いことを示している。

外縁部について環境別に見ると、まばらな枯草地と裸地では相関関係が有意でなかったが、推定生息個体数は密な枯草地 38.9、まばらな枯草地 21.0、裸地 4.1 であり、中央部と同じ順に多かった。中央部と比較した場合、密な枯草地では 7.8 多く、まばらな枯草地と裸地ではそれぞれ 0.9、1.5 と少なかった。上記のように両者の差は外縁部において試験区外部から移入した個体数と仮定できることから、好適な環境である密な枯草地には移入個体数も多いと考えられる。

II チャコウラナメクジの防除効果試験を考えるに当たって

前章の調査において調査区全体の中央部の初回誘殺率は 37.8% であったが、この誘殺率は季節や天候などによって大きく異なると考えられる。1992 年 4 ~ 11 月の間、上記のカンキツ圃場の一部 (20 a) において週 2 ~ 3 回、毎回異なる 6 箇所でメタアルデヒドトラップ法により誘殺数を調査したところ、調査期間を通じて誘殺が認められたが、誘殺数は 5 ~ 7 月に多く、他の月の 10 ~ 100 倍であった (田中・柴尾, 2001)。また、2000 年 4 ~ 12 月の堺市の施設花壇苗圃場 (13 a) および 03 年 4 ~ 11 月

表-2 メタアルデヒド粒剤および水和剤によるチャコウラナメクジの防除効果（田中ら、2005を改変）

| | 3日前 6/12 | 5日後 6/20 | 11日後 6/26 | 19日後 7/04 | 27日後 7/12 |
|---------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| メタアルデヒド | 20.3 | 4.8 | 6.3 | 5.7 | 3.3 |
| 粒剤 | | (11.8) | (16.6) | (38.4) | (50.9) |
| メタアルデヒド | 13.0 | 0.3 | 1.8 | 5.2 | 5.0 |
| 水和剤 | | (1.3) | (7.5) | (54.8) | (119.4) |
| 無処理 | 24.8 | 50.2 | 46.7 | 18.0 | 8.0 |
| | | (100) | (100) | (100) | (100) |

数値は 1 トラップ当たり誘殺個体数、() 内は補正密度指数 (補正誘殺指數)。

の岸和田市の施設軟弱野菜圃場 (51 a) において害虫発生状況を調査したところ、本種の被害は 4 ~ 5 月に認められた (柴尾ら, 2001; 2004)。したがって、大阪府における本種の活動、メタアルデヒドトラップへの誘殺、および農作物の加害が活発な時期は、施設では 4 ~ 5 月、露地では 5 ~ 7 月であると考えられる。

一方、本種の薬剤による防除効果試験は長らく優れた方法がなく、防除効果の評価に苦慮していた。本種の移動分散距離は季節、天候、地表面環境等によって大きく異なると考えられるが、移動が一定方向ではないかぎり、広い面積で薬剤処理した場合、区画外縁部から離れた場所では移動分散による個体数増加は少ないと考えられる。そこで、2000 年 6 月 15 日に上記カンキツ圃場において、1 区 420 ~ 500 m² (1 区制) とし、メタアルデヒド粒剤 (ナメキール®) 1 g/m² 手散布ばらまき処理、およびメタアルデヒド水和剤 (マイキラー®) 200 倍液 0.4 l/m² 地表面散布処理を行って、処理 3 日前 ~ 27 日後の間、メタアルデヒドトラップ法により誘殺数を調査した (表-2)。トラップへの誘殺数は生息密度を反映しており、補正密度指数 (補正誘殺指數) を見ると、処理

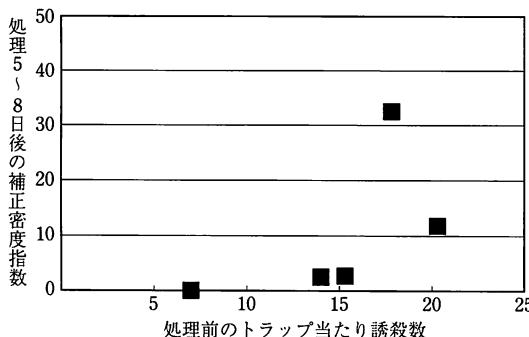


図-6 チャコウラナメクジのメタアルデヒド粒剤処理前のトラップ当たり誘殺数と処理 5 ~ 8 日後の補正密度指数の関係 (田中ら, 2005 を改変)

11 日後まで両剤とも本種の防除効果が認められ、その後、周辺からの個体の侵入に伴って見かけの防除効果が低下することがわかる。

図-6 に、2000 ~ 07 年 (5 月下旬 ~ 6 月下旬) に上記のカンキツ園場 ($420 \sim 520 \text{ m}^2$)、および羽曳野市内のプロック塀に囲まれた民家庭園 (100 m^2) においてメタアルデヒド粒剤 (ナメキール®) 1 g/m^2 手散布ばらまき処理を行い、メタアルデヒドトラップ法による処理 5 ~ 8 日後の補正密度指数 (補正誘殺指数) を示した。処理前のトラップ当たり誘殺数が 10 を超えて増加するにつれて補正密度指数も増加する傾向が認められる。このことは、処理前の密度が高い場合は処理されたメタアルデヒド粒剤がそこに生息する個体に十分行き渡らず (短期間に消費され尽くして)、防除率が低いことを示している。なお、上記の除去法による生息個体数推定において 1 m 間隔に設置したメタアルデヒドトラップの初回誘殺率が 37.8% であったことは、メタアルデヒド粒剤の 1 m 間隔 1 g 処理が 1 g/m^2 ばらまき処理に比べて防除率が低い (生息個体とメタアルデヒド粒剤の遭遇確率が低い) ことを示唆している。

おわりに

除去法による生物の生息個体数推定は原理が単純で、わかりやすいにもかかわらず、害虫における実例は非常に少ない。原因の一つは他の方法による推定が可能な場合が多いためであるが、もう一つは SOUTHWOOD の 4 条件、特に調査中の移出入が少ないという条件が満たされないためであると考えられる。移出入を補正する方法もあるが、煩雑になり、精度も低下するため、むしろ、①施設など移出入のない条件で行う、②障壁を設置して移出入を少なくする (本調査では外縁部が障壁に相当する)、③短期間に除去を繰り返して移出入や出生・死亡の影響を小さくする、などの工夫をするほうがよいと考えられる。

生息個体数推定には、単なる密度推定にはないメリットがある。コナガの成虫生息数推定は、害虫掃除機や電撃殺虫機による防除率の推定を可能にした (田中, 1992)。また、今回のチャコウラナメクジの生息数推定はその過程で薬剤防除効果の評価法の改善に寄与した。除去法は農作物の害虫調査においてほとんど着目されていないが、施設栽培が多いこともあり、利用できる場面はかなりあるように思われる。

引用文献

- BAKER, G. M. (1999) : Naturalised terrestrial Stylommatophora (Mollusca: Gastropoda), Lincoln, New Zealand, p. 79 ~ 81.
- KANO, Y. et al. (2001) : Yurigai (J. Malacozool. Ass. Yamaguchi) 8 : 1 ~ 13.
- 國本佳範 (1998) : 関西病虫研報 40 : 51 ~ 53.
- 黒住耐二 (2002) : 外来種ハンドブック, 日本生態学会編, 地人書館, 東京, p. 164.
- 柴尾 学ら (2001) : 関西病虫研報 43 : 33 ~ 34.
- ら (2004) : 同上 46 : 33 ~ 38.
- SOUTHWOOD, T. R. E. (1978) : Ecological method, 2nd ed., Chapman & Hall, London, p. 230 ~ 236.
- 田中 寛 (1992) : 植物防疫 46 : 300 ~ 303.
- ら (2005) : 関西病虫研報 47 : 25 ~ 29.
- ・柴尾 学 (2001) : 今月の農業 45(9) : 58 ~ 61.
- ・——— (2002) : 環境管理技術 20 : 134 ~ 142.
- UDAKA, H. et al. (2007) : Invertebrate Biol. 126 : 154 ~ 162.

発生予察情報・特殊報 (19.11.1 ~ 11.30)

各都道府県から発表された病害虫発生予察情報のうち、特殊報のみ紹介。発生作物：発生病害虫（発表都道府県）発表月日。都道府県名の後の「初」は当該都道府県で初発生の病害虫。

※詳しくは各県病害虫防除所のホームページまたは JPP-NET (<http://www.jppn.ne.jp/>) でご確認下さい。

- キク、ヒマワリ、ルリタマアザミ等：アワダチソウグンバイ（神奈川県：初）11/5
- プラタナス：プラタナスグンバイ（埼玉県：初）11/5
- イチジク：イチジクヒトリモドキ（鳥取県：初）11/7

- りんどう：リンドウ黒斑病（長野県：初）11/7
- トマト：トマトすかび病（群馬県：初）11/21
- トマト：トマト黄化葉巻病（福島県：初）11/30