

埼玉県の農業水路における外来種トンガリササノハガイの 分布と生息環境

三浦一輝^{1*†}・藤岡正博²

¹筑波大学生物資源学類

²筑波大学生命環境系

The Distribution and Habitat Selection of the Alien Unionid *Lanceolaria grayana* in Agricultural Channels in Saitama Prefecture, Central Japan

Kazuki Miura^{1*†} and Masahiro Fujioka²

¹College of Agrobiological Resource Sciences, School of Life and
Environmental Sciences, and ²Faculty of Life and Environmental
Sciences, Tsukuba University, Ibaraki 305-8572, Japan

Abstract: We investigated the occurrence of unionid bivalves during the non-irrigation season of 2013 at 132 locations in two agricultural channels in Kawajima Town, Saitama Prefecture, where a small number of the alien species *Lanceolaria grayana* (Lea, 1834) was first found in 2005. We found a total of 255 individuals at 56 locations widely distributed throughout the channels. Generalized linear models revealed that the density of *L. grayana* depends mostly on water depth and to a lesser extent on substrate type, but not on substrate compaction, current velocity, vegetation cover ratio, electrical conductivity, or dissolved oxygen. We found three native unionid species (*Pronodularia japonensis*, *Unio douglasiae nipponensis*, and *Anodonta* sp.), densities of which were much lower than that of *L. grayana*. Further studies are needed to address to what extent *L. grayana* has spread to surrounding areas and its impact on native unionid species.

Keywords: agricultural channels, distribution, habitat selection, alien species, Unionidae, *Lanceolaria grayana*

緒 言

トンガリササノハガイ *Lanceolaria grayana* (Lea, 1834) はイシガイ目イシガイ科 (Unionoida, Unionidae) に属する淡水二枚貝である。殻は極端に細長く、殻長は最大で 15 cm ほどになる大型の二枚貝である。本種は中国、ロシア沿海地方、朝鮮半島と愛知県以西の本州、四国、九州に分布しており、小川や農業水路の砂礫底から砂泥底に生息している (近藤, 2008)。また、本種は湖沼のような止水環境にも生息し、琵琶湖では砂泥底の水深 10 m 以浅の水深 3~8 m に多く生息する (林, 1972)。環境省の作成するレッドリストにおいて準絶滅危惧種に指定されており、愛知県と兵庫県、福井県では県のレッドデータブックにおいて絶滅危惧 I 類に指定されている (福井県, 2002; 兵庫県, 2003; 愛知県, 2009; 環境省, 2012)。

* Corresponding author: kmiura8-wcml@ees.hokudai.ac.jp

† Present address: Graduate School of Environmental Earth Science, Hokkaido University, N10W5, Sapporo, Hokkaido 060-0810, Japan

その一方で、本来の分布範囲から大きく離れた埼玉県川島町の農業水路の一部では2005年と2007年に本種が確認され、外来種として報告されている(金澤・松本, 2008)。金澤・松本(2008)は川島町内を流れる幅2.16 mの長楽用水路で二枚貝の採捕調査を行い、殻長3.6 cmから11.9 cmの15個体を確認している。この時の密度は0.25 個体/m²であった。ただし、この調査が長楽用水路のどの区間で行われたか記載はされていない。本種の導入経路は不明であるが、本種を含むイシガイ目二枚貝はタナゴ亜科Acheilognathinae 魚類の産卵母貝となることから、タナゴ亜科魚類の増殖を目的とした人為的な導入の可能性があることが指摘され、今後の継続観察が望まれていた(金澤・松本, 2008)。

川島町は埼玉県中部に位置し(東経139°29′・北緯35°59′, Fig. 1B), その周囲を荒川水系に属する5本の河川, 荒川(あらかわ), 都幾川(ときがわ), 越辺川(おっぺがわ), 市野川(いちのかわ), 入間川(いるまがわ)が囲っている(Fig. 1A)。町内にはいずれかの河川につながる総延長50 kmを越える農業水路が広く張り巡らされている(川島町, 2004)。これら周辺の河川や町内の水路からは、埼玉県のレッドデータブック(埼玉県, 2008)に記載されているマツカサガイ *Pronodularia japonensis* (Lea, 1834) (絶滅危惧IB類) やイシガイ *Unio douglasiae nipponensis* von Martens, 1877 (準絶滅危惧種), ドブガイ属 *Anodonta* sp. (準絶滅危惧種) といった希少な淡水二枚貝が確認され(三浦, 未発表), 県内でも重要な淡水二枚貝の生息地であると考えられる。また、これらの種を含むイシガイ目二枚貝は全国的にも数が減少しており, 国内に生息する18種のうち実に70%以上が環境省のレッドリストに記載され, 絶滅が危ぶまれている分類群である(近藤, 2008; 根岸・他, 2008; 環境省, 2012)。川島町は全国的に見ても希少なイシガイ目二枚貝の重要な生息地の一つであり, 外来生物の侵入には特に注意が必要な地域である。

トンガリササノハガイを含むイシガイ目二枚貝の成体の移動能力は極めて低い(近藤・加納, 1993; Balfour & Smock, 1995)。しかし, 幼生期に適正な魚類に寄生する寄生期間を持つことから(近藤, 2008), 魚類の移動に伴って上流方向を含めて広い範囲に分布を拡大させる可能性がある。川島町内の水路は町を取り囲む5本の河川に接続しており, 最終的に荒川に合流することから,

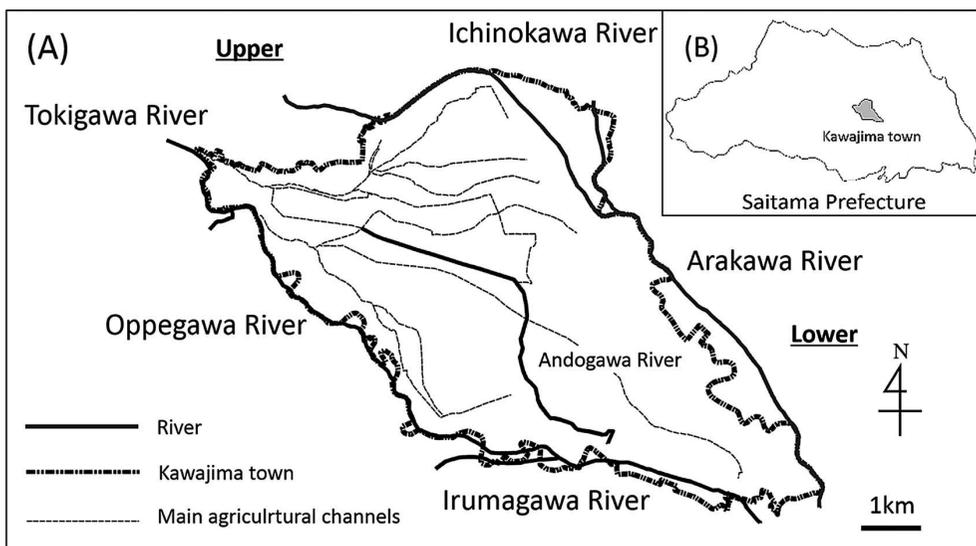


Fig. 1. A map of agricultural channels and five surrounding rivers in Kawajima Town (A), and the location of Kawajima Town within Saitama Prefecture (B).

川島町を囲む5本の河川と主要農業水路(A)および埼玉県内における川島町の地理的な位置(B)。

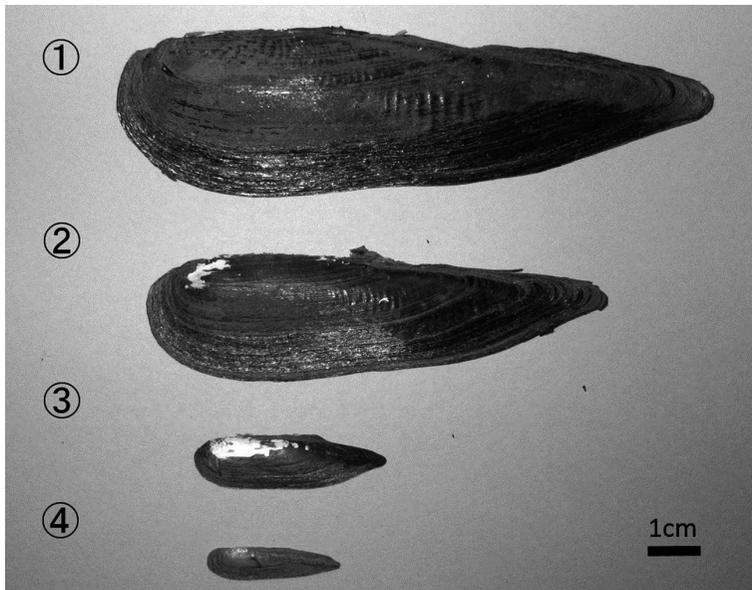


Fig. 2. Some samples of *L. grayana* collected in Kawajima Town, Saitama Prefecture. ① and ② are adult individuals and ③ is a small individual collected in survey points of agricultural channels in Kawajima Town. ④ is an immature individual of *L. grayana* collected in Tokigawa River in June 2013.

埼玉県川島町にて採捕されたトンガリササノハガイ。①、②は調査区で採捕された成貝。③は調査区で採捕された小型の個体。④は2013年6月に都幾川から採捕された幼貝。

農業水路にトンガリササノハガイが定着した場合、荒川水系の広い範囲に分布を拡大する可能性もある。しかし、川島町内の農業水路において発見された外来生物であるトンガリササノハガイの定着の有無や分布範囲、生息環境については明らかになっていない。近年、外来生物の効率的な管理が望まれる中、侵入した外来生物が定着し、今後分布を拡大させるかどうかの生息リスクを評価することや、排除などの具体的な対策を科学的知見に基づいて行うことは非常に重要である。しかし、それらを実行するためには現在の詳細な分布や分布を規定する要因を明らかにすることが必須である（西原・刈部, 2010; Sato *et al.*, 2010）。

そこで、本研究では埼玉県川島町の農業水路において、外来生物であるトンガリササノハガイの現在の分布範囲を明らかにし、トンガリササノハガイの分布を規定する要因を把握することを目的とした。

材料および方法

調査地および調査方法

川島町内を流れる大部分の農業水路は2つの主要な用水から給水されている。都幾川の長楽堰から取水される長楽用水と越辺川の中山堰から取水される中山用水である（Fig. 3）。これら2つの堰は町の北西部にあり、農業水路は水田地帯をおおむね南東方向に流下している。長楽用水の一部は東側を流れる市野川に排水される。その他の長楽用水と中山用水は水田に灌漑された後に、町の南部中央を流れる安藤川に排水され、最終的には町の南側を流れる入間川に排水される。市野川も入間川も最終的に荒川に合流する。長楽用水と中山用水は1年中通水されているが、揚水機が稼動しない非灌漑期（9月中旬～4月）には水位が大きく低下する。

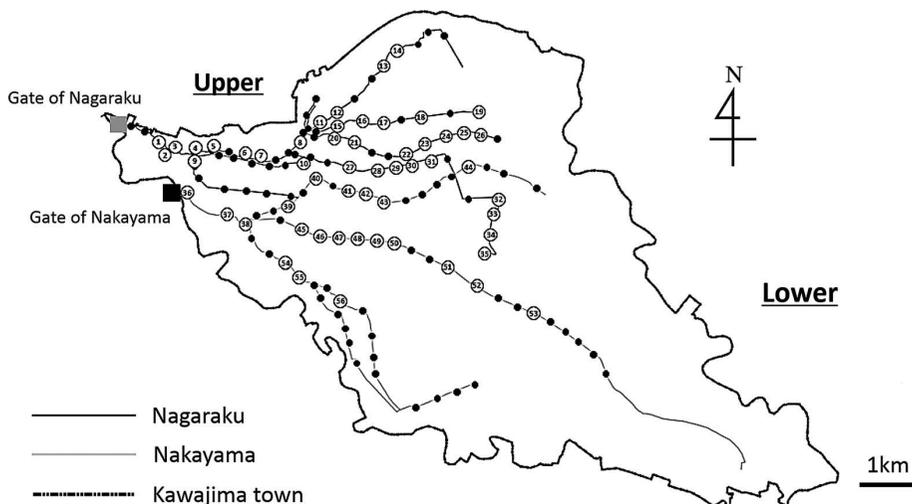


Fig. 3. Two surveyed agricultural channels and the distribution of *L. grayana* in Kawajima Town. Circled numbers indicate locations where *L. grayana* were found and correspond to station numbers in Table 1. Small solid circles indicate locations where *L. grayana* were not found.

川島町内の2系統の用水路とトンガリササノハガイの分布。丸数字は生息が確認された調査区で、番号はTable 1のSt. no.と同じ。黒丸(●)は生息が確認されなかった調査区を示す。

幼生期に魚類に寄生し、宿主の移動を介して分散するトンガリササノハガイにとって、魚類の移動を阻害する構造物や急流はトンガリササノハガイの分布を制限する可能性があるが、どちらの用水系統の水路にも魚類の移動を阻害するような落差や急勾配はほとんどない。トンガリササノハガイが最初に採集された地点は長楽用水路であった(金澤・松本, 2008)。しかし、長楽用水と中山用水は上流部の取水堰同士が2 kmほどしか離れておらず、下流部では共に安藤川と接続するため、両用水路間での魚類の移動が可能である。したがって、本研究では川島町内の主要な用水である長楽用水と中山用水を通水する農業水路を広く調査の対象とした。なお、両系統の用水路の一部は途中で交わるところがあったが、水路は上下方向に分けられて用水は混じらないようになっていた。

長楽用水と中山用水の上流側から原則として300 m間隔で、それぞれ72ヶ所と60ヶ所、合計132ヶ所の調査区を設定した(Fig. 3)。水路が部分的に暗渠になっている場所や、住宅地の間を流れているために水路への侵入が難しい場合などには、その下流で調査可能な場所から再度300 m間隔で調査区を設定した。1つの調査区は水路幅×長さ10 mとし、イシガイ目二枚貝の採捕と局所環境要因の測定を行った。調査作業が別の調査区に影響しないように必ず下流側から調査した。

水路底に生息する二枚貝を精度よく探すために、採捕調査は水路全体の流量が低下し、流量の変動が少ない非灌漑期である2013年9月28日から2013年10月10日に行った。まず、局所環境要因として淡水貝類でしばしば取り上げられる要因のうち現地で測定可能なpH、電気伝導度EC(mS/cm)、溶存酸素DO(mg/l)、水路幅(width of the canal, m)、水深(depth, cm)、流速(current velocity, cm/s)、底質(substrate type)、植生被度(vegetation cover ratio, %)を各調査区において測定した。pHとECはポータブルEC・pH計(HORIBA D-54, 株式会社堀場製作所)を、DOはポータブルDO計(ID-100, 飯島電子工業株式会社)をそれぞれ使用し、調査区の上流端にて測定した。水路幅は調査区の上流端、中央、下流端の3ヶ所で測定し、平均した値を調査区の値とした。水深と底質は上流端・中央・下流端のそれぞれで水路幅を流路方向に4等分した境界部(右岸寄り・中央・左岸寄り)の計9ヶ所で測定した。水深は1 m尺を用いて測定し、9ヶ所で計測し

た値を平均して調査区ごとの値とした。底質は目視で観察し、粒径に応じて、粘土 (clay, < 0.002 mm), シルト (silt, 0.002~0.02 mm), 泥 (mud, 0.02~0.2 mm), 砂 (sand, 0.2~2 mm), 礫 (gravel, 2 mm <) に区分し (岡崎, 2003), コンクリート (concrete) が露出しているところを含めて6種類から該当するものを選択した。流速は調査区流心部の水面直下で測定した。水を入れて大部分が水中に沈むように浮力を調整したフィルムケースを水面に浮かべ, 1 m を流れる時間 (cm/s) をストップウォッチで3回計測し, その平均を算出した。植生被度は調査区をできる限り真上から見て, 目視で抽水および沈水植物が占めている面積を0から10の11段階で記録した (10%未満は四捨五入)。

次に, 各調査区内全体の川底を素手でくまなく探って中・大型の二枚貝個体を採捕した。さらに, 目合い3 mm のタモ網を使用し, 川底の底質を少量ずつ入れながら篩うことで小型の個体を採捕した。水深が深く採捕が難しい場合には, 足で底質を少量ずつタモ網にいれて篩うことによって小型から大型の二枚貝をまとめて採捕した。これらの方法で採捕する深さは底質の表層10 cmとした。採捕した個体は近藤 (2008) を参考にその場で同定した。ドブガイ類は外部形態のみによる種の識別が難しかったため, ドブガイ属 *Anodonta* sp. として記録した。全ての採捕個体は, 電子ノギスを用いて殻長を0.05 mm 単位まで測定して記録した後, 元の調査区に放流した。

同じ非灌漑期である2014年3月9日~3月12日に, 局所環境要因として泥厚 (substrate compaction, cm) を測定した。泥厚は10 kgのおもりをつけた測量用木製ポール (直径3 cm) を垂直に水路底に立てて沈んだ深さを計測した。調査区内の測定位置は水深や底質同様に, 調査区の上流端・中央・下流端の位置でそれぞれ右岸・中央・左岸の3つに分けて全部で9ヶ所を測定し, その平均値を調査区ごとの値とした。

統計解析

生物の分布や生息個体数に及ぼす要因はひとつではなく, 複数の要因が複合的に影響し合っている。そのため, 生物の分布や個体数と環境要因の関係を明らかにするには, 複数の要因を複合的に評価する必要がある (角谷, 2010)。一般化線形モデル (以下, GLM) は生物の「個体数」のような指標と環境要因の関係を, 正規分布以外のデータに対して類別変数を含む要因の複合的な影響を分析できるため汎用性が高い (下野, 2010; 角谷, 2010)。そこで本研究では, 川島町を流れる2つの水路の分布拡大状況の違いとトンガリササノガイの生息に影響を与える局所環境要因

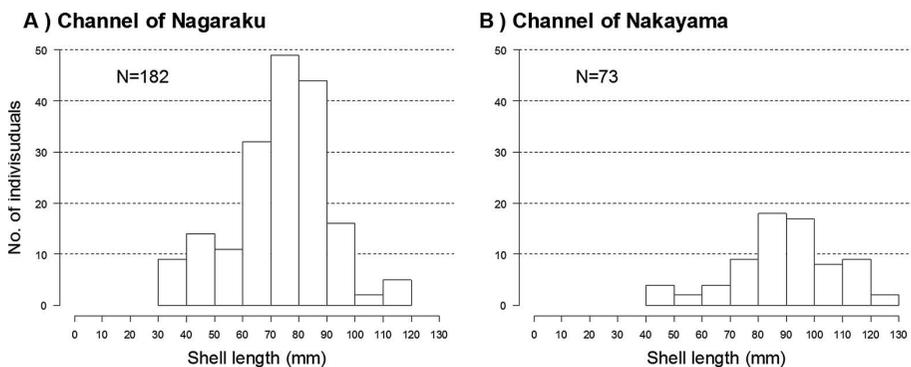


Fig. 4. Shell-length frequency distribution of *L. grayana* captured in Nagaraku Channel (A) and Nakayama Channel (B) in Kawajima Town in September and October, 2013.

2013年9月から10月に川島町の長薬用水 (A) と中山用水 (B) で採捕されたトンガリササノガイにおける殻長頻度分布。

を評価するために、統計ソフト R ver. 3.1.2 (R Core Team, 2014) を用いて GLM を作成した。GLM には全 132 調査区のうち、泥厚調査時に水路改修中であった中山用水路の 1 調査区を除いた 131 調査区のデータを用いた。

GLM 作成に先立って、トンガリササノハガイの空間分布に対して今回の調査区の配置が適当であったかどうかを検討するために、2 地点間の近接度を元に計算される Morans' I を使って空間的自己相関の強さを分析した (Rangel *et al.*, 2006)。調査区はほぼ等距離で設けたことから、任意の 2 調査区の距離はお互いに水路に沿っていくつ目の調査区かによって評価し、距離の逆数を近接度とした。長楽用水と中山用水のそれぞれについて、すべての 2 調査区の組み合わせにおいて近接度を求めて、R の ape ライブラリを用いてトンガリササノハガイの密度について Moran's I を計算したところ、長楽用水については 0.026 ± 0.014 SD、中山用水については 0.087 ± 0.026 SD であった。Morans' I は -1 (均一分布) から 1 (集中分布) の間の値を取り、0 は空間的自己相関がないことを示すことから、今回の空間的自己相関は以下の分析では無視しうるほど十分小さかったと判断した。

pH については各調査区間でほとんど違いがなかった (平均 7.78 ± 0.23 SD) ため説明変数から除外した。残る 5 つの連続変数 (EC, DO, 水深, 流速, 泥厚) について総当りでピアソンの相関係数を算出したところ、すべての組み合わせで相関係数の絶対値が 0.5 未満であったため、多重共線性を配慮して説明変数を減らす必要はないと判断した。さらに、連続値をとる 5 つの説明変数とトンガリササノハガイの密度の関係を個別に散布図で検討したところ、水深についてはトンガリササノハガイの採捕数との間に直線ではなく二次曲線で近似される山形の関係が見られた (Fig. 5)。そのため、水深の 2 乗項を説明変数に追加した。また、本研究の対象地である長楽用水と中山用水は異なる堰から取水され、トンガリササノハガイが最初に確認されたのが長楽用水であったことから、2 つの水路間の分布拡大状況の違いを評価するために、水路の違いを説明変数として加えた。以上の事前検討の結果、GLM の応答変数はトンガリササノハガイの採捕数とし、説明変数は 7 つの数値変数 (EC, DO, 水深, 水深の 2 乗, 流速, 植生被度, 泥厚) と 2 つの類別変数 (底質, 水路) とした。各調査区の採捕面積が均等でないため、調査地の面積 (川幅 \times 10 m) をオフセット項とすることで面積の違いを考慮した。ただし、GLM 以外の分析や図では 1 m^2 あたりの密度を用いた。トンガリササノハガイ個体数の頻度分布はポアソン分布では近似できず、過分散となると思われたので、MASS ライブラリの glm.nb 関数を使用して負の二項分布を指

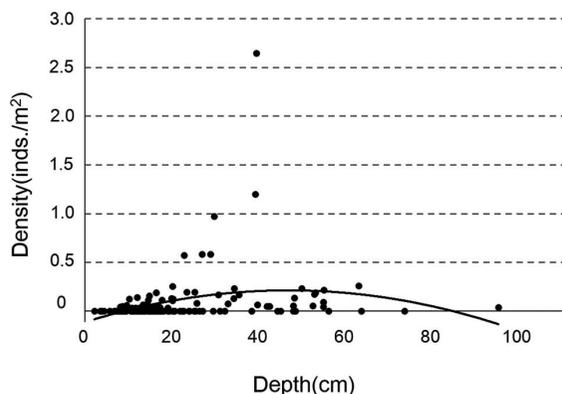


Fig. 5. The correlation between water depth and density of *L. grayana* captured in Kawajima Town in September and October 2013. The solid line is the quadratic regression curve.

2013年9月から10月に川島町で採捕されたトンガリササノハガイの密度と水深の関係。実線は2次回帰線を示す。

定してモデルを構築した。続いて MuMIn ライブラリの dredge 関数を用いてすべての変数を含むフルモデルからすべての説明変数を外したナルモデルまでの全モデルについて標本数を配慮した赤池情報量基準 (AICc: Burnham & Anderson, 2002) を算出し、 $\Delta AICc$ が 2 未満のモデルを「有効モデル」とした。各有効モデルにおいて、選択された説明変数の係数 (傾き) がゼロからずれているかどうか、すなわち応答変数に対して有意にプラスまたはマイナスの効果があるかどうかを Wald 統計量に基づいて検定した。説明変数のうち、類別尺度の説明変数 (底質、水路) については、同様の方法では検定できないため、当該の変数が採用された各モデルについて当該の変数のみを抜いたモデルとの間で尤度比検定を行い、応答変数に対して有意に効果があったかどうかを検定した。

結 果

貝の分布状況

132 調査区での採捕調査によりトンガリササノハガイ (Fig. 2)、マツカサガイ、イシガイおよびドブガイ属の 4 種、合計 327 個体が採捕された。そのうち、3 種が在来種であり、外来種はトンガリササノハガイ 1 種のみで、その採捕地点と採捕数、小型個体の有無については Table 1 に示した。採捕個体数のうち、トンガリササノハガイが 255 個体 (全体の 78.0%) を占め、次いでマツカサガイ 32 個体 (9.8%)、ドブガイ属 22 個体 (6.7%)、イシガイ 18 個体 (5.5%) であった。ただし、マツカサガイのうち 3 個体はヨコハマシジラガイ *Inversiunia jokohamensis* (Ihering, 1893) の可能性があったが、外部形態のみによる同定であったため、本報ではマツカサガイに含めて扱った。それぞれの種の確認調査区数は、トンガリササノハガイが 56 調査区 (全調査区の 42.4%) と最も多く、次いでドブガイ属 13 調査区 (9.8%)、マツカサガイ 8 調査区 (6.1%)、イシガイ 3 調査区 (2.3%) であった。採捕数、確認調査区数共に外来種であるトンガリササノハガイが最も多かった。また、調査区ごとのトンガリササノハガイの最大密度は 2.65 個体/m² であった。

トンガリササノハガイは長楽用水系統、中山用水系統どちらの水路からも確認された (Fig. 3)。長楽用水では 72 調査区中 35 調査区 (48.6%) で確認されたのに対して、中山用水では 60 調査区中 21 調査区 (35.0%) であったが、確認調査区の比率の違いは有意でなかった (カイ二乗テスト、 $\chi^2 = 1.956$, $df = 1$, $P = 0.162$)。長楽用水では上流部から下流部まで広く生息が確認されたが、中山用水では生息が確認されなかった調査区が最下流側で最大 10 調査区連続していた (Fig. 3)。

採捕されたトンガリササノハガイの殻長は最大 122.7 mm、最小 30.65 mm であった。殻長頻度分布において、長楽用水、中山用水でそれぞれ殻長 70~80 mm、80~90 mm の個体の頻度が最も高かった (Fig. 4)。また、どちらの水路からも殻長 50 mm 以下の小型の個体が多数確認された (Fig. 4)。

調査区の局所環境要因は、川幅は平均 2.23 m \pm 0.73 SD (1.01~5.79 m)、EC は平均 26.6 mS/cm \pm 3.8 SD (23.1~43.6 mS/cm)、DO は平均 8.9 mg/l \pm 1.9 SD (2.4~14.6 mg/l)、流速は平均 9 cm/s \pm 11 SD (0~97 cm/s)、水深は平均 23 cm \pm 16 SD (2~96 cm)、植生被度は平均 9% \pm 19 SD (0~90%)、泥厚は 11.4 cm \pm 13.0 SD (0~54 cm) であった。底質は、コンクリート 8 調査区 (全調査区中 6.1%)、シルト 41 調査区 (31.3%)、泥 36 調査区 (27.5%)、砂 32 調査区 (24.4%)、礫 14 調査区 (10.7%) であった。底質が粘土の調査区はなかった。

GLM による解析の結果、 $\Delta AICc$ が 2 未満であることを基準として 9 個の有効モデルが選択された (Table 2)。説明変数を含まないナルモデルの $\Delta AICc$ は 32.0 であった。AICc が最も小さかったベストモデルでは、説明変数として水深、水深の 2 乗、底質が選択され、係数は水深が正、水深の 2 乗が負であった (Table 2)。有効モデルにおける残差自由度は 123~126 に対して残差逸脱度は 103~106 であり、過分散の目安とされる 1.5 (Zuur *et al.*, 2009) を下回っていた。水深と水

Table 1. All survey points where *L. grayana* was captured, with its numbers and whether small individuals were included.

トンガリササノハガイが再捕された全調査区と採捕数, 小型個体の有無.

St. no. ¹⁾	No. <i>L. grayana</i>	Small individuals ²⁾	St. no. ¹⁾	No. <i>L. grayana</i>	Small individuals ²⁾
St. 1	7		St. 29	13	Yes
St. 2	15		St. 30	55	Yes
St. 3	6		St. 31	1	
St. 4	4	Yes	St. 32	13	
St. 5	7	Yes	St. 33	13	
St. 6	6	Yes	St. 34	2	
St. 7	1		St. 35	1	
St. 8	5	Yes	St. 36	3	
St. 9	2		St. 37	7	
St. 10	1		St. 38	3	
St. 11	3		St. 39	1	Yes
St. 12	3		St. 40	1	
St. 13	3		St. 41	3	
St. 14	1		St. 42	2	
St. 15	1		St. 43	2	Yes
St. 16	1		St. 44	1	Yes
St. 17	1		St. 45	4	
St. 18	1		St. 46	2	
St. 19	1		St. 47	4	
St. 20	2	Yes	St. 48	6	
St. 21	2	Yes	St. 49	5	
St. 22	1	Yes	St. 50	1	
St. 23	3	Yes	St. 51	5	
St. 24	1	Yes	St. 52	16	
St. 25	1		St. 53	1	
St. 26	1		St. 54	6	
St. 27	1		St. 55	1	
St. 28	1		St. 56	1	Yes

1) Coincides with circled numbers in Fig. 3.

2) "Yes" means that individuals of 30 – 50 mm in shell length were included.

深の2乗はすべての有効モデルで、底質は1つを除く8個の有効モデルで説明変数として選択された (Table 2)。その他の要因は説明変数として採用された回数が9個の有効モデル中4個以下であった (Table 2)。また、0から1の値で説明変数の相対的な重要度を示す IOV (relative importance of variance) は、水深とその2乗が1.00~0.98と非常に高い値を示し、次いで底質が0.74と高く、それらに次いで高かった水路 (水系) の0.48, 泥厚の0.47と大きな差があった (Table 2)。

すべての有効モデルの係数の推定値とその有意性検定から各説明変数とトンガリササノハガイとの関係をさらに検討した。水深と水深の2乗値はすべての有効モデルで危険率が1%未満の基準で有意であった。係数の推定値は、水深については0.138~0.153, 水深の2乗値については

Table 2. Selected generalized linear models, of which delta AICc was less than two, to predict *L. grayana* densities from abiotic local factors.トンガリササノハガイの密度と物理化学要因について $\Delta AICc$ が 2 未満であった一般化線形モデル。

Model	Depth	Square of depth	Substrate type ¹⁾	Channel ¹⁾	Substrate compaction	DO ²⁾	Current velocity	EC ³⁾	df	AICc	Delta AICc
1	<i>0.1469</i>	<i>-0.0015</i>	**						8	390.33	0.00
2	<i>0.1391</i>	<i>-0.0015</i>	*		-0.0290				9	390.67	0.34
3	<i>0.1459</i>	<i>-0.0015</i>	*	NS					9	391.20	0.88
4	<i>0.1425</i>	<i>-0.0015</i>	**				-0.0203		9	391.76	1.44
5	<i>0.1384</i>	<i>-0.0014</i>	NS	NS	-0.0271				10	391.85	1.52
6	<i>0.1398</i>	<i>-0.0015</i>	*		-0.0310	0.1058			10	391.90	1.57
7	<i>0.1479</i>	<i>-0.0016</i>	**			0.0848			9	391.90	1.57
8	<i>0.1530</i>	<i>-0.0016</i>		*	-0.0300				6	392.13	1.80
9	<i>0.1494</i>	<i>-0.0016</i>	**					-0.0319	9	392.32	2.00
IOV ⁴⁾	0.9979	0.9863	0.7425	0.4831	0.4721	0.2985	0.2898	0.2855			

Italicized values mean that the estimated coefficients were statistically significant. Vegetation cover was not selected in any models.

1) For these categorical variables, results of the likelihood ratio test are given as “***” ($P < 0.01$), “**” ($P < 0.05$), or “NS” (P was 0.05 or more).

2) Dissolved Oxygen; 3) Electric Conductivity

4) Relative importance of values, calculated by summing the Akaike weights of a variable across all the models that include the variable.

-0.00159~-0.00145 といずれのモデルでも類似した値を示した。水深の係数がプラスでその 2 乗値の係数がマイナスということは、水深とトンガリササノハガイ密度の関係が上に凸型であることを意味している。そこで、トンガリササノハガイの密度と水深の相関関係を Fig. 5 に示す。本調査地においてはトンガリササノハガイの密度が最大となる水深は 45 cm 前後であり、それより浅くても深くても減少する傾向があり、水深が 5 cm 以下や 70 cm 以上の調査区では採捕されなかった。底質については、1 つを除く有効モデルで説明変数として採択され、尤度比検定の結果、いずれのモデルにおいても 1 モデルを除いてトンガリササノハガイの個体数への影響は有意であった。有意でなかった 1 モデルでも、危険率は 0.05 であった。個々の底質については、まずコンクリートが露出していた 8 調査区では、トンガリササノハガイおよび他のイシガイ目二枚貝はまったく採捕されなかった。残る 4 つのタイプのうち底質が砂ないし泥の調査区でトンガリササノハガイの密度が比較的高かった (Fig. 6)。水深と底質に次いで IOV が高かった水路については、中山用水 (平均 1.0 ± 1.8 SD, 0~7 個体) よりも長楽用水 (平均 2.5 ± 7.1 SD, 0~55 個体) でトンガリササノハガイが多かった。ただし、泥厚を測定できなかったために GLM 分析には用いなかった中山用水の 1 調査区ではトンガリササノハガイ 16 個体とドブガイ属 1 個体が採集されていた。尤度比検定の結果、水路が有意であると判断されたのは、採択された 3 個の有効モデルのうち 1 つだけであった (Table 2)。泥厚、溶存酸素量、流速、電気伝導度も 1~4 個の有効モデルで説明変数として採択されたが、いずれのモデルでも係数は有意ではなかった (Table 2)。

考 察

トンガリササノハガイは 132ヶ所の調査区中 42.4%にあたる 56 調査区、採捕したイシガイ科二枚貝全体の 78.0%を占める 255 個体が採捕された。また、長楽用水・中山用水のいずれの水路からも広い範囲でトンガリササノハガイが確認された (Fig. 3)。調査区の最大密度は 2.56 個体/m²

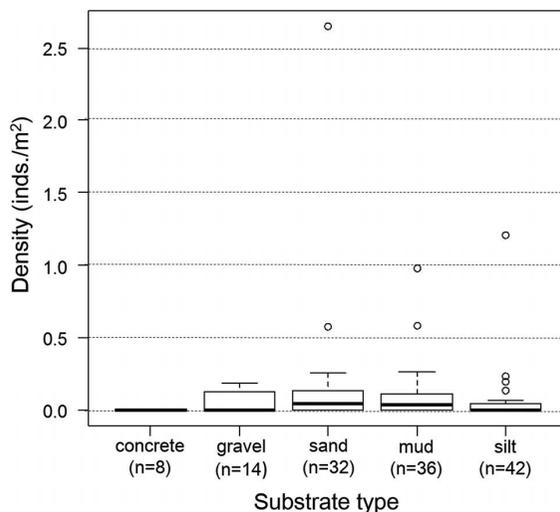


Fig. 6. Box plot of *L. grayana* densities in Kawajima Town in relation to the substrate type. Top ends, lower ends, and bold center lines indicate 75 percentile, 25 percentile, and median. Error bars indicates maximum value within 1.5 times of the box height, with outliers as blank circles. Minimum values are zero for all substrate types.

2013年9月から10月に川島町で採捕されたトンガリササノハガイの密度と底質の関係を示した箱ひげ図。箱の上端は75パーセント、下端は25パーセント、箱中の横線は中央値、上部のエラーバーは箱の高さの1.5倍以内での最大値（最小値はゼロのため表示されていない）、白丸は外れ値を示す。底質が粘土の調査区はなかったので示していない。

と、金澤・松本（2008）で確認されていた0.25 個体/m²を上回っていた。採捕されたトンガリササノハガイより得られた殻長頻度分布から、長楽用水、中山用水どちらの水路からも50 mm以下の小型の個体が多数確認された（Fig. 4）。また、本調査で得られたトンガリササノハガイの最小殻長は30.6 mmであった（Fig. 2: ③）。トンガリササノハガイは2年で性成熟し、殻長がおおよそ4 cmになることが知られている（近藤，2008）。したがって、50 mm以下の小型の個体はトンガリササノハガイが本調査地で最初に確認された2005年以降に再生産された個体であると推測される。

以上のことから、川島町の調査地においてトンガリササノハガイは広く定着、繁殖していると推測される。また、金澤・松本（2008）による本種の発見が定着の初期であるとするならば、短期間に分布を拡大させ個体数を増加させている可能性が高い。本種が最初に確認された詳細な地点は不明であるが、長楽用水の一部であった（金澤・松本，2008）。本調査により中山用水においてもトンガリササノハガイが広く確認され、GLM分析により「水路」が選択されたモデル数も9個中3個と少なく、局所環境要因に対して水路の違いがトンガリササノハガイの生息に強く影響を与えているとは言えなかった。このことから、長楽用水に定着した後、異なった水系である中山用水にまで分布を拡大させたものと思われる。ただし、中山用水の下流部には本種が生息していない調査区が多かったことやGLMによる分析の結果、選択されたモデル数は少ないものの有効モデル9個のうち1個で係数が有意であったこと、有意な差ではないものの中山用水よりも長楽用水でトンガリササノハガイが多く、生息していた調査区の比率も長楽用水で高かったことから、調査範囲内においてもまだ分布が拡大中である可能性も残されている。

トンガリササノハガイを含むイシガイ目二枚貝は、幼生期に他の適正な魚類に寄生する寄生期間を持ち、イシガイ目二枚貝の分布は淡水魚類の分布と大きく重複することが知られている（Watters, 1992; Vaughn & Taylor, 2000; Negishi *et al.*, 2013）。幼生が寄生した宿主が水路内を移動することで、上流側を含めて分布を拡げる可能性がある。本調査で対象となった水路は、周辺の河川と取水口、

排水口によって接続している。また、川島町を取り囲んでいる5本の河川は最終的には荒川に合流する。したがって、今回の調査結果は、川島町を介して荒川流域全体にトンガリササノハガイが分散する可能性があることを示唆している。本研究で得られた物理化学的環境も、関東地方においては一般的に見られる値であり、本種の定着できる環境は荒川流域に多く存在すると予想される。実際に、2013年6月には都幾川から殻長2.4 cmの小型のトンガリササノハガイが1個体 (Fig. 2: ④)、都幾川と長楽用水を繋ぐ導水路から殻長10.7~12.7 cmの大型の個体が4個体採捕されている (三浦, 未発表)。したがって、トンガリササノハガイが魚類の移動に伴い、今後流域内で分布を拡大させる可能性は高いと考えられる。今後もトンガリササノハガイの分布について周囲の河川を含めてより広域な調査を行っていく必要があると考えられる。

トンガリササノハガイの個体数と局所環境要因の関係をGLMによって分析した結果、一般的に有効なモデルとされる ΔAIC (または $\Delta AICc$) が2未満のモデルが9個もあった (Table 2)。このように多数のモデル、つまり様々な環境要因の組み合わせによる回帰が選択された理由はいくつか考えられる。まず、説明変数が9個と多く、全変数を組み込んだフルモデルからすべての変数を除いたナルモデルまでの組み合わせ総数が512個にも及んだことが挙げられる。全候補モデルに対する有効モデルの割合は1.8%となり、それほど高いわけではなかった。もう一つは、いずれの説明変数も単独ではトンガリササノハガイに決定的な影響を与えていなかったことが挙げられる。これはさらに、いくつかの環境要因が複合的に複雑に局所的な貝の生息数に影響していた可能性と、もっと決定的な環境要因を計測していない可能性に分けられるであろう。こうした問題点はあるものの、GLMの結果は分布拡大途上にあると考えられるトンガリササノハガイの環境選択についてある程度の傾向は示しているので、以下に考察する。

GLMの結果は、まず、非灌漑期のトンガリササノハガイの生息に水深が重要であることを示している。すべての有効モデルで水深とその2乗値が説明変数として選択され、係数の推定値が有意であり、IOVも上限値の1近くを示した (Table 2)。トンガリササノハガイの密度は、水深が浅いところでは低く、40~45 cmあたりで最大になり、水深が45 cmより深くなると低下した (Fig. 5)。このように特定の水深を好んで生息することは、絶対的な深さが違うものの、原産地の湖沼において研究を行った林 (1972) の結果とも一致する。本研究の対象となった農業水路において、水深45 cmのある程度深い場所で密度が高かったのは、干ばつ時や非灌漑期の流量低下への適応によるものだと考えられる。特に干ばつは長距離を移動できない二枚貝にとって、乾燥により直接的に死亡率を上げる重要な要因である。また、流量の低下を介して水中の貧酸素状態を引き起こし、間接的にも淡水二枚貝の死亡率を高めることもある (Gagnon *et al.*, 2004; Haag & Warren, 2008)。国内の水路においても一時的な水涸れが二枚貝の死亡率を高める事例が報告されている (Kakino *et al.*, 2011)。調査地の農業水路は周辺河川と比較して極端に規模が小さい水系であり、干ばつ時に河川よりも水涸れが起きやすいと考えられる。また、非灌漑期には揚水機場が停止することにより流量が大きく低下するため、水路の水涸れや凍結、溶存酸素量の低下が起きやすくなる。水深の比較的深いところはこうしたリスクが少ないためにより多くのトンガリササノハガイが生息していたと考えられる。

本調査より、水深が45 cm以上になるとトンガリササノハガイの密度は低下した (Fig. 5)。イシガイ目二枚貝にとって溶存酸素の低下は分布を制限する要因となる (Horne & McIntosh, 1979)。水田・水路周辺でも水温の高い夏季は溶存酸素量が減少しやすく (皆川, 2009)、水深の深い底部ではより貧酸素状態になりやすくなると考えられる。本調査の対象地である農業水路も水温が高くなる夏季の灌漑期には水深が深くなる。水深のより深い場所の底部では、貧酸素状態を引き起こしやすいため、水深が45 cmより深い場所ではトンガリササノハガイの密度が低下したと考えられる。

日本国内において、農業水路におけるイシガイ目二枚貝の好適生息環境に関する既存研究は非

常に少なく（根岸・他，2008），そのほとんどが底質環境に注目している。一般的にイシガイ目二枚貝は細粒成分の過剰な堆積に非常に脆弱であるとされている（根岸・他，2008）。近藤（1998）では，福岡県の用水路においてトンガリササノハガイを含む5種のイシガイ目二枚貝の密度の増減に対する環境要因の影響を調べ，イシガイ目二枚貝は底質が砂礫底から砂底にかけて密度が高く，泥底になると急激に密度が低下することを示した。また，柿野・水谷（2008），Akiyama & Maruyama（2010）ではマツカサガイとヨコハマシジラガイが両種とも泥やシルトの堆積した場所では生息密度が低下することが示されている。しかし，トンガリササノハガイの生息環境に言及した文献では，砂泥底に生息すると記載されているものもある（林，1972；近藤，2008）。本研究においては，ほとんどの有効モデルで底質が説明変数として選択され，トンガリササノハガイへの影響は有意で，IOVも0.74と比較的高い値を示した（Table 2）。密度が比較的高かったのは底質が砂と泥の調査区で，礫底やシルト底ではやや低下した（Fig. 6）ことから，トンガリササノハガイについての既存研究とおおむね一致する結果であった。ただし，本研究での底質は粒径を定量的に評価したわけではなく目視によって判断したものであり，底質の名称や区分も陸上の土壤分類に準拠したものであるので，底質の影響については今後の研究を待つ必要があるだろう。一方，水路底面をコンクリート張りにはすることは，二枚貝が自己の定位に利用できる底質材料の量を極端に減少させ，二枚貝の生息に負の影響を与える（根岸・他，2008）。本研究でも底にコンクリートが露出した水路ではイシガイ目二枚貝は全く採捕されなかった（Fig. 6）。しかし，本調査地では3面コンクリート水路が全調査区中38.6%を占めたものの，多くの調査区では水路底に底質材料が厚く堆積しており，コンクリートが露出していた調査区は全体の6.1%（8調査区）に過ぎなかったことから，水路底がコンクリートであることはトンガリササノハガイの生息を大きく制限する要因にならなかったと考えられる。

本研究における環境調査の対象は非灌漑期の物理化学要因に限られている。解析の結果，水深がトンガリササノハガイの生息に重要であることが明らかになったが，水深がある程度深い調査区であってもトンガリササノハガイがまったく採捕されなかった調査区も多く見られた（Fig. 5）。他の二枚貝の好適生息環境に関する研究では，水深や底質の他に，二枚貝の呼吸量が増加する夏季の溶存酸素の低下が二枚貝の分布を制限すること（Home & McIntosh, 1979）や，溶存酸素の低下や二枚貝の定位のしやすさという観点から流速が重要となる事例も報告されている（近藤，1998；照井・他，2011）。さらに，平水時だけでなく洪水時の水利条件によって二枚貝の分布が制限される事例も知られている（Howard & Cuffey, 2003）。したがって，灌漑期や増水時などの物理的要因が川島町のトンガリササノハガイの生息により重要な影響を与えている可能性もある。

本調査より，多数のトンガリササノハガイが町内から広く確認された。一方，在来種の採捕数，確認調査区数はトンガリササノハガイに比べ非常に少なく，分布は水路の一部に限定されていた。ヨーロッパに侵入した東アジア原産外来イシガイ科二枚貝 *Anodonta woodiana* Lea, 1834 の侵入の潜在性について調べた Doua *et al.* (2012) は，外来のイシガイ科二枚貝が在来二枚貝に及ぼす負の影響として，餌資源の競合や宿主魚類の競合の可能性を挙げている。また，寄宿主となる個体にグロキディウム幼生の寄生が繰り返されることで，寄生者に対する宿主の抵抗性が獲得されることが知られていることから（Rogers & Dimock, 2003），外来種が在来種の寄生の機会を失わせる可能性があるかと推察している。本研究からはトンガリササノハガイと在来イシガイ目二枚貝との競合の有無については明らかになっていないが，本調査地において現在，トンガリササノハガイが圧倒的な優占種となっている。今後は，トンガリササノハガイの分布拡大が本調査地の外側に広がっているかどうかと，定着したトンガリササノハガイと在来イシガイ目二枚貝の競合の有無について，寄生-宿主関係を含めた調査を行っていく必要があると考えられる。

謝 辞

本論文は藤岡の指導の下に三浦が筑波大学在学時に行った卒業研究をまとめたものである。本研究を行うにあたり、筑波大学生命環境系の上條隆志教授、清野達之准教授、川田清和助教、大橋春香博士（当時）、（財）自然環境研究センターの諸澤崇裕博士には有益なご助言をいただいた。北海道大学大学院地球環境科学研究院の根岸淳二郎准教授、博士後期課程渡辺のぞみ氏には、論文の投稿にあたり重要なコメントと助言を頂いた。立正大学地球環境科学部環境システム学科泉北斗氏には現地調査にご協力いただいた。また、筑波大学院生・学生諸氏には本研究を行うにあたり多くの有益な意見を頂いた。川島町町民生活課の方々には町内での調査を快く許可していただいた。論文の投稿にあたり2名の査読者と編集委員会の方々には建設的かつ多くの有益な指摘をいただいた。以上の方々には心よりお礼申し上げる。

引用文献

- 愛知県. 2009. レッドデータブックあいち2009 愛知県の絶滅のおそれのある野生生物 —動物編—. <http://www.pref.aichi.jp/kankyo/sizen-ka/shizen/yasei/rdb/> (2014年9月1日閲覧).
- Akiyama, Y. B. & Maruyama, T. 2010. Habitat characteristics influencing distribution of the freshwater mussel *Pronodularia japonensis* and potential impact on the Tokyo bitterling, *Tanakia tanago*. *Zoological Science* 27: 912–916.
- Balfour, D. L. & Smock, L. A. 1995. Distribution, age structure, and movements of the freshwater mussel *Elliptio complanata* (Mollusca: Unionidae) in a headwater stream. *Journal of Freshwater Ecology* 10: 255–268.
- Burnham, K. P. & Anderson, D. R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach* (2nd ed.). 488 pp. Springer-Verlag, New York.
- Douda, K., Vrtilik M., Slavik, O. & Reichard, M. 2012. The role of host specificity in explaining the invasion success of the freshwater mussel *Anodonta woodiana* in Europe. *Biological Invasions* 14: 127–137.
- 福井県. 2002. 福井県の絶滅のおそれのある野生生物 福井県レッドデータブック (動物編) <http://www.erc.pref.fukui.jp/gbank/rdb/rdbindex.html> (2014年9月1日閲覧).
- Gagnon, P. M., Golladay, S. W., Michener, W. K. & Freeman, M. C. 2004. Drought responses of freshwater mussels (Unionidae) in coastal plain tributaries of the Flint River Basin, Georgia. *Freshwater Ecology* 19: 667–679.
- Haag, W. R. & Warren, M. L. Jr. 2008. Effects of severe drought on freshwater mussel assemblages. *Transactions of the American Fisheries Society* 137: 1165–1178.
- 林 一正. 1972. 琵琶湖産有貝類の生態について (後編). 貝類学雑誌 *Venus* 31: 71–101.
- Horne, F. R. & McIntosh, S. 1979. Factors influencing distribution of mussels in the Blanco River of central Texas. *The Nautilus* 93: 119–133.
- Howard, J. K. & Cuffey, K. M. 2003. Freshwater mussels in a California North Coast Range river: occurrence, distribution, and controls. *Journal of the North American Benthological Society* 22: 63–77.
- 兵庫県. 2003. 兵庫県版レッドデータブック2003. <http://www.pref.hyogo.lg.jp/JPN/apr/hyogoshizen/reddata2003/rdb/data/kairui.htm> (2014年1月7日閲覧).
- 角谷 拓. 2010. 広域スケールでの生物空間分布解析法. *In: 鷲谷いづみ・宮下 直・西廣 淳・角谷 拓 (編), 保全生態学の技法 - 調査・研究・実践マニュアル*, pp. 129–155. 東京大学出版会, 東京.
- Kakino, W., Itoh, T., Yoshida, Y. & Kobayashi, A. 2011. Difference of ratio of dead *Inversunio jokohamensis* individuals between two ditches where presence of temporary drying up and the environmental property are different. *Ecology and Civil Engineering* 14: 155–159.
- 柿野 亘・水谷正一. 2008. 谷津内水路の環境がヨコハマシジラガイ (*Inversunio jokohamensis*) の生息に及ぼす影響. 農業農村工学会論文集 (255): 309–312.
- 金澤 光・松本充夫. 2008. 埼玉県初記録のトンガリササノハガイ. 埼玉県立自然の博物館研究報告 (2): 41–43.
- 環境省. 2012. 環境省報道発表資料 第4次レッドリスト貝類. <http://www.env.go.jp/press/press.php?serial=15619>. (2014年1月2日閲覧)
- 川島町. 2004. 川島町史 地史編. 464 pp. 川島町.
- 近藤高貴・加納正子. 1993. イシガイ類 (淡水産二枚貝) 6種の移動行動. 陸水生物学報 8: 1–4.
- 近藤高貴. 1998. 用水路の淡水二枚貝群集. *In: 江崎保男・田中哲夫 (編), 水辺環境の保全 —生物群集の視点から—*, pp. 88–92. 朝倉書店, 東京.
- 近藤高貴. 2008. 日本産イシガイ目貝類図譜. 69 pp. 日本貝類学会特別出版物第3号.
- 皆川明子. 2009. 田んぼが育む淡水魚とその保全. *In: 水谷正一・森 淳 (編), 春の小川の淡水魚 —その生息場と保全—*, pp. 9–29. 学報社, 東京.
- 根岸淳二郎・萱場祐一・塚原幸治・三輪芳明. 2008. 指標・危急生物としてのイシガイ目二枚貝: 生息環

- 境の劣化プロセスと再生へのアプローチ. 応用生態工学 11: 195–211.
- Negishi, J. N., Nagayama, S., Kume, M., Sagawa, S., Kayaba, Y. & Yamanaka, Y. 2013. Unionoid mussels as an indicator of fish communities: a conceptual framework and empirical evidence. *Ecological Indicators* 24: 127–137.
- 西原昇吾・刈部治紀. 2010. 水辺の侵略的外来種排除法. In: 鷺谷いづみ・宮下直・西廣淳・角谷拓(編), 保全生態学の技法—調査・研究・実践マニュアル—, pp. 179–197. 東京大学出版会, 東京.
- 岡崎正規. 2003. 粒径分布. In: 土壤標準分析測定法委員会(編), 土壤標準分析・測定法, pp. 14–22. 博友社, 東京.
- Rangel, T. F., Diniz-Filho, J. A. F. & Bini, L. M. 2006. Towards an integrated computational tool for spatial analysis in macroecology and biogeography. *Global Ecology and Biogeography* 15: 321–327.
- Rogers, C. L. & Dimock, R. V. Jr. 2003. Acquired resistance of bluegill sunfish *Lepomis macrochirus* to glochidia larvae of the freshwater mussel *Utterbackia imbecillis* (Bivalvia: Unionidae) after multiple infections. *Journal of Parasitology* 89: 51–56.
- R Core Team. 2014. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org/>.
- 埼玉県. 008. 埼玉県レッドデータブック2008—動物編—. <http://www.pref.saitama.lg.jp/site/red/animal-menu.html> (2014年9月1日閲覧).
- Sato, M., Kawaguchi, Y., Yamanaka, H., Okunaka, T., Nakajima, J., Mitani, Y., Shimahata, Y., Mukai, T. & Onikura, N. 2010. Predicting the spatial distribution of the invasive piscivorous chub (*Opsariichthys uncirostris uncirostris*) in the irrigation ditches of Kyushu, Japan: a tool for the risk management of biological invasions. *Biological Invasions* 12: 3677–3686.
- 下野嘉子. 2010. 特集 統計解析(再?)入門 Rを用いた一般化線形モデル(回帰係数編): カウントデータを例に. 雑草研究 55: 287–294.
- 照井 慧・宮崎佑介・松崎慎一郎・鷺谷いづみ. 2011. 北海道朱太川水系におけるカワシンジュガイ個体群の現況と局所密度に影響する要因. 保全生態学研究 16: 149–157.
- Vaughn, C. C. & Taylor, C. M. 2000. Macroecology of a host-parasite relationship. *Ecography* 23: 11–20.
- Watters, G. T. 1992. Unionids, fishes, and the species-area curve. *Biogeography* 19: 481–490.
- Zuur, A. F., Ieno, E. N., Walker, N. J., Saveliev, A. A. & Smith, G. M. 2009. *Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R*. 574 pp. Springer, New York.

(Received October 5, 2014 / Accepted April 2, 2015)