

小河川内の整備区間と保全区間に生息する魚類の個体数変動の推定 —階層モデルを用いた欠損値を含む長期モニタリングデータの解析—

Population dynamics of fishes in a small stream inferred from hierarchical model

○森 晃*・守山拓弥**・水谷正一**

MORI Akira, MORIYAMA Takumi, MIZUTANI Masakazu

1. はじめに

長期的なモニタリング調査によって生物の個体数変動を把握することは、保全対策の必要な種の選定や種の増減に関わる要因の解明のために必要である。しかし、長期間のモニタリング調査には多大な労力が必要とされることから、調査方法の簡便化や調査の中断(欠損値)などが生じ、取得したデータの性質に影響すると考えられる。個体数変動の正確な推定のためには、こうしたモニタリングデータの問題を考慮する必要があり、近年ではその対策として様々な解析方法が開発されており、中でも階層モデルは強力な手法として注目されている¹⁾。

栃木県宇都宮市の谷川では、圃場整備により全長 2.8km の内、1.4km が付け替えられ(以下、整備区間)、同時に自然環境の保全を目的として、上流 0.7km の区間は保全区間として、自然状態の河道が維持された²⁾。これらの環境改変による在来魚類相の影響を評価するため、1996 年から 2014 年まで魚類調査が実施されている。モニタリングデータを保全区間と整備区間に分けて解析し、個体数変動を把握することは、圃場整備による魚類の応答の経年変化や保全区間設定の意義といった、水田水域の魚類の保全策を検討する上で貴重な情報を提供すると考えられる。しかし、魚類調査は一時的な中断や採捕方法などの変更があった。そこで、本研究では、欠損値や調査方法を考慮した階層モデルを適用し、モニタリングデータを解析することで、整備区間と保全区間に生息する魚類の個体数変動を推定することを目的とした。

2. 調査の方法

2.1 魚類調査の方法 魚類調査は時期によって方法に違いがあった。圃場整備以前は谷川本流に 1 区間 100m の 16 調査区間(St.)を設定した。圃場整備以降は流路が変更されたことから、1 区間 100m の 17St.を設け、St.1 から St.11 を整備区間、St.12 から St.17 までを保全区間とした。96 年から 2002 年度の調査の方法は 1St.につき調査者 3 名がタモ網を用いて 40 分間の努力量一定で採捕した(網採捕)³⁾。2003 年以降は、背負式エレクトロフィッシャー(Smith-root, model 12B)を用いて電撃により流下した個体をサデ網 2 人、タモ網 1 人により 40 分間採捕した(電撃採捕)²⁾。2003 年から 2009 年まで魚類調査は実施されなかった。2010 年以降、過去の調査方法(電撃採捕)に準拠し、魚類調査を夏期に実施した。

2.2 調査方法の違いによる採捕効率の比較 2002 年夏期と秋期に網採捕と電撃採捕による魚類の採捕効率を比較するための調査を実施した。調査は 5St.を選定し、最初に網採捕を実施し、次に同じ St.において十分時間を空けてから電撃採捕することで、魚類の採捕数を比較した(表 1)。

表 1 各魚種の採捕効率

種名	網採捕/電撃採捕 (平均値±標準誤差)
ウグイ	0.45±0.15
スナヤツメ	1.06±0.14
フナ	0.63±0.14
カワムツ	0.67±0.12
ホトケドジョウ	1.88±0.52
ギバチ	4.92±1.98
ドジョウ	2.18±0.44
アブラハヤ	1.92±0.35

*小山市役所 (Oyama City Hall) **宇都宮大学 (Utsunomiya University)

キーワード 淡水魚・個体数変動・階層モデル・モニタリング・保全

2.3 データ データは夏期に実施された調査で 1996 年から 2014 年までの（圃場整備前の 96 年から 97 年を除く）10 年分を用いた（表 2）。また、谷川の主要な魚類 8 種を対象とした。

年	未調査St数
2003	1
2004	17
2005	17
2006	17
2007	17
2008	17
2009	17
2013	17

2.4 モデリング モデルの構築は Johnson・Fritz⁴⁾を参考にした。すなわち、MCMC サンプリングにより、地点*i*年*j*での真の個体数 *N*を推定し、それを領域（ここでは、保全区間と整備区間）で合計し、領域ごとに傾向（年平均変化率）*r*を求める。事後分布

は式 1 で示され、I 観測、II 発見可能性、III 真の個体数の階層性をもった 3 つのサブモデルから構成される。つまり、ある地点での採捕数 *n_i* は真に生息している個体数 *N_i* のうち、ある地点特有の生物の発見可能性 *q_i* や調査方法 *γ* に影響を受けたものであると考えられる。

$$[N, q, \varphi | n] \propto \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J \left\{ \left[n_{ij} | q_{ij}, N_{ij}, \gamma, \sigma_i \right]^{S(i,j)} \left[q_{ij} | \theta_i, \alpha_{ij} \right] \left[N_{ij} | \beta_i, \omega_{ij} \right] \right\} [\varphi] \quad \text{式 1}$$

$\log(n_{ij}) = Xy + Mz + \epsilon$ 観測モデル (I) $\text{probit}(q_{ij}) = h'_{ij}\theta_i + a_{ij}$ 発見可能性モデル (II) $\log(N_{ij}) = T_i\beta_i + \omega_i + \delta_i$ 真の生息量モデル (III)
ここで調査方法 *γ* は正規分布と仮定され、*γ* の推定のために事前分布に採捕効率の平均と標準誤差を与えた（表 1）。

MCMC サンプリングでは、20,000 ステップのギブスサンプリングを行い、初期値の影響を除くため最初の 2,000 ステップは除去することで、各パラメータの事後分布を求めた。事後分布の中央値を推定値とし、分布の 2.5% 点から 97.5% までを 95% 信用区間とした。

3. 整備区間と保全区間の魚類個体数の変化

例として、ドジョウとアブラハヤの結果を示した。1998 年から 2014 年にかけてドジョウは整備区間と保全区間において、それぞれ年間で約 8% と約 6% の割合で増加した（図 1 上）。また、ドジョウの個体数は整備区間の方が保全区間よりも多い傾向があった。同様にアブラハヤは整備区間と保全区間において約 3% と約 2% の割合で減少した（図 1 下）。アブラハヤの個体数は整備区間と保全区間の間に大きな差は見られなかった。

以上のように、階層モデルを適用することで、欠損値を含むモニタリングデータであっても、個体数変動を把握することができた。また、魚種によって整備区間と保全区間における個体数やその変動に差が見られた。今後は対象種の個体数変動の傾向と駆動要因を検討し、保全対策の必要性などを検討したい。

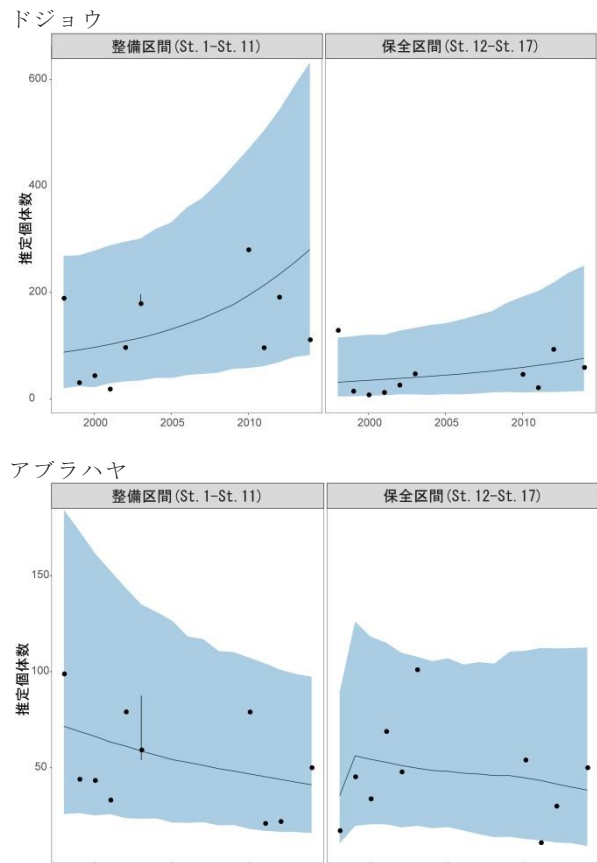


図 1 推定された生息数と傾向（上：ドジョウ，下：アブラハヤ）。点は観測された個体数の中央値、実線は真の個体数の中央値の変化、帯は 90% 信用区間を示す。

謝辞 本研究は農林水産省委託研究「気候変動に対応した循環型食料生産等の確立のための技術開発」の成果である。

<参考文献> 1) 天野達也 (2010) 保全生態学の技法: 60-67. 2) 守山拓弥ら (2008) 農業農工学会論文集 76:123-124.3) 藤咲雅明ら (1999) 応用生態工学 2:53-61. 4) Johnson・Fritz (2014) Methods in Ecology and Evolution, 5, 1110-1115.