統計的アプローチによる河川における 植生予測モデルの検討 A PREDICTIVE MODEL OF RIPARIAN VEGETAION BASED ON A STATISTICAL APPROACH

中村圭吾¹・芳賀正崇²・岩見洋一³・今村史子⁴・徳江義宏⁵ Keigo NAKAMURA, Masataka HAGA, Yoichi IWAMI, Fumiko IMAMURA and Yoshihiro TOKUE

 1正会員 博(工) 国土技術政策総合研究所 河川研究部河川研究室(元河川環境研究室)主任研究官 (〒305-0804 茨城県つくば市旭一番地)

²正会員 国土技術政策総合研究所 河川研究部大規模河川構造物研究室(元河川環境研究室)研究官 (同上)

³正会員 工修 (独) 土木研究所 ICHARM 水災害研究グループ上席研究員(元河川環境研究室長) (〒305-8516 茨城県つくば市南原1番地6)

⁴正会員 農修 日本工営株式会社 中央研究所(〒300-1259 茨城県つくば市稲荷原2304)
 ⁵非会員 政策・メディア修 日本工営株式会社 中央研究所(同上)

Riparian vegetation is a key element of river management from both flood control and ecological viewpoints. In this study, we developed a predictive model of riparian vegetation based on a statistical approach at the Yoshino River. A logistic regression model was used to predict expected changes to vegetation during target years. The types of vegetation were classified into one of the following six categories: willow, bamboo, Ogi or *Miscanthus sacchariflorus*, vine, bare land and others. We tested eight explanatory variables at each 5m x 5m grid: relative ground height (RGH) from water, relative ground height difference between two periods, grid gradient, distance from shoreline, non-dimensional tractive force (NDTF), distance from willow (DFW), vine and bamboo. As a result, RGH, NDTF and DFW were identified as important variables explaining change in vegetation. Most models performed at AUC>0.7 (average 0.76) and were found to be "useful applications". Changes to grids initially classified as willow or bare land were well-predicted by DFW and NDTF, respectively. On the other hand, the model for vine and Ogi performed comparably worse.

Key Words : logistic regression, GIS, AUC, ROC, Cohen's kappa, the Yoshino River

1. はじめに

河川内植物の動態について理解を深め、その予測を可 能にすることが、治水・環境の観点から適切な河道計 画・管理を実行する上で求められている¹⁾.治水の観点 からは、植生は河積阻害となり、治水容量を減じるもの であるため過度の繁茂は治水上好ましくない.また、環 境の観点からは、河川植生は河川生態系の主要な要素で あり²⁾、その量と質の把握は河川環境管理の基本的な対 象となる.しかしながら、河川生態系は動的なシステム であり、河川植生に関してもその動的な予測を行うこと は容易ではない. かく乱環境である河川においては、物理的なかく乱が 河川植生の支配要因であると考えられる.そこで、河川 植生に関しては、土砂水理学的なアプローチにより、主 に物理モデルを用いて予測されてきた³.

しかしながら、河川植生の消長には、河川流域におけ る水文・物資循環、河道水理、河川地形、河川生態など 素過程間における確率過程的な要素も大きく³⁾、水理・ 地形を主とした現象を演繹的に解析する物理的アプロー チのみでは、上記の複雑な確率過程や生物の特性である 侵入や拡大、生態遷移や種間競争といった確率論的な現 象を表現することには限界があると考えられる.

一方で植生データについては河川水辺の国勢調査(以下,「国勢調査」という)開始から20年以上が経過し蓄

積が進んでおり、地形データについてもレーザプロファ イラなどにより大量のデータが蓄積されつつある.した がって、これらのデータや新しい統計手法を用いて多変 量解析を行う、統計的アプローチにより河川における植 生予測を実施することは有効と考えられる.

統計的アプローチによる河川植生予測の検討としては 岡部・鎌田ら⁴の吉野川を中心とした一連の研究⁵⁰のほか, 外来種については宮脇ら⁶⁰の研究,海外においてもMerri 11ら⁷⁰, Tonerら⁸⁰やMerrittら²⁰の研究がある.しかしな がら,これらの手法の多くは物理環境から静的な植生分 布を統計的に説明しようとしており,種間関係や時間的 な動的変化については検討されていない.外来種の侵入 に関する宮脇ら⁶⁰の研究は,説明変数に群落が入ってい る数少ない事例であり,全国一律で取得された国勢調査 に基づく検討は,実務上有益と考えられる.

本研究では統計的アプローチにより時間的な変化にと もなう植生消長を地形や水文・水理的な物理環境及び拡 大や分散など植物生態に関する変数を説明変数としたモ デルの構築を目的とし、吉野川を事例に基礎的な検討を 実施した.

2. 方法

(1) 対象河川:吉野川及び対象区間・期間の概要

吉野川は、その源を高知県吾川郡の瓶ヶ森(標高 1,896m)に発し、四国山地に沿って東に流れ、敷岩にお いて北に向きを変えて四国山地を横断し、徳島県池田に おいて再び東に向かい、岩津を経て徳島平野に出て、大 小の支川を合わせながら第十堰地点で、旧吉野川を分派 し、紀伊水道に注ぐ、幹川流路延長194km、流域面積 3,750km²の一級河川である⁹.

本検討の対象区間は、かく乱だけでなく種間関係など 生態的なプロセスの影響がより大きくなると考えられる セグメント2を対象と考え、第十堰(15KP)から柿原堰 (24KP)に至る9kmの区間を対象とした(図-1).当該区 間は交互砂州が連続し、河川勾配は1/1,000~1/1,100程

度,代表粒径D₆₀は30~40mm程度である. 分析の対象期間は、国勢調査が開始され植生図のある 平成7年から22年の4年代とその間の3変遷とした(**表**-1).地形を把握するために、植生図の年代に近く、大 きなかく乱を受けていない4年代の横断図・空中写真も 収集した(**表**-1).平成元年から平成22年までの年最大流 量(25.3KP)を図-2に示す.対象期間とその直前では、 H5に10年確率、H9に5年確率、H16に50年確率、H17に15 年確率の規模で出水が発生している.

(2) 使用データ

a)植生データ(目的変数)の作成

植生図は表-1に示す4年代の国勢調査結果を用いた.



図-1 対象区間の概要(吉野川)



図-2 年最大流量(H元-H22)(中央橋: 25.3KP)

表-1 対象期間の資料及び年代間の最大流量

	植生図	横断図(地形)	空中写真	変遷・最大流量(年: m ³ /s)
1	平成7年	平成7年	平成8年	H7→H12 (H9:9, 151)
2	平成 12 年	平成 11 年	平成 10 年	
3	平成 17 年	平成 17 年	平成 18 年	HI2→HI7 (H16:16, 306)
4	平成 22 年	平成 19 年	平成 22 年	H17→H22 (H17:12, 448)

当該箇所は比較的大きな出水後のH7,H17の植生図は裸 地の割合が高く20%を超えている.比較的小さな出水後 のH12,H22の植生図は裸地に先駆的に侵入するシナダレ スズメガヤや低茎草地(つる),ヤナギ林(低木)が特 徴的にみられた.

モデルの対象となる植生消長パターンの抽出に当たっ ては、まず5m×5mメッシュの植生データ(1年代: 185,510メッシュ)を作成した.メッシュは4年代の対象 範囲が同じとなるよう共通する範囲のみ作成し、メッ シュ内で最も大きい群落をそのメッシュの植生属性とし た.

このメッシュデータを、比高から他の区分と立地が異 なると判断できる、ヤナギ林や竹林のように全国的に繁 茂が問題となっている、年代ごとの植生消長パターンを 整理したときに比較的メッシュ数が多いこと等を条件に、 自然裸地、オギ群落、つる群落、ヤナギ林、竹林、その 他の6区分に植生を区分し、「その他」を除く5区分をモ デル化の対象とした.5区分と国勢調査の植生区分の関 係は**表-2**に示す

b)地形・水理・植物生態データ(説明変数)の作成

説明変数には、地形、水理条件、植物生態などの観点 から、表-3に示す変数を整理した.

地形データについては、大沼ら¹⁰の手法と同様に、横 断測量データ、空中写真測量データより、3次元地形 データを作成し、5mメッシュの地形データを作成した. 地形データは,表-1に示す4年代について作成した.

作成した4年代の地形データより、平水位からの比高 (以下,「比高」という)、年代間の比高差(以下, 「比高差」という)、半径25m範囲の平均比高,傾斜, 水際からの距離を算出し、多重共線性の検討を経て、最 終的に変化後比高,比高差,傾斜,水際からの距離を説 明変数として採用した.

水理量に係る説明変数の算出のために、対象区間 (15KP-24KP) において上記の地形データ (変化前デー タとして表-1の①②③を使用)を利用し、平面二次元流 計算を実施した.計算は、植生基盤に大きな影響を及ぼ すと考えられる期間最大流量(表-1)のみを対象として実 施した.計算に用いた下流端水位は堰(15KP)の背水の 影響をうけるため不等流計算により作成された15KP 断 面のHQ式を用いて設定した¹¹⁾. 粗度係数については既存 検討¹²⁾において準二次元不等流計算結果と洪水痕跡によ り妥当性が確認されているものを使用し、地被状況毎に 洪水時と平水時の値を設定して使用した.計算結果より、 期間最大流量時の摩擦速度,無次元掃流力,流速,流速 高(ここでは流速×水深)等を算出し、これらの変数間 の単相関を求めたところ0.7~1.0と比較的高い相関で あったことから、他河川との比較や適用を考慮して、無 次元掃流力を説明変数として採用した.

また,植物生態に関連する説明変数として,群落の拡 大や種間関係を考慮して,ヤナギ林,つる群落,竹林に ついては,近傍の群落までの最短距離を説明変数として 採用した.

なお、目的変数及び説明変数の整理はESRI社の ArcGIS10.1を用いて実施した.

(3)解析の方法

a) ロジスティック回帰分析

植生消長を引き起こす要因は植生区分毎に異なると考えられる.そこで、例えば、H7年ヤナギ林からH12年自然裸地への変化、といった年代間の植生区分の変化パターン毎にモデルを作成した(**表-4**).モデルはパターン毎に整理したときに、変化後植生の面積が1.25ha

(1,000メッシュ)以上となることを条件に作成した.
目的変数をパターン毎に想定した植生変化の有(1)/無
(0)の2値,説明変数を表-3に示す変数としたロジスティック回帰分析を実施した.

モデルは**表-1**に示す3変遷(H7→H12, H12→H17, H17 →H22)および3変遷のデータセットをひとまとめにした 全年代(以下,「全年代モデル」という)について作成 した(**表-4**参照).

説明変数については、予測の良さを重視するモデル選 択基準であるAIC(赤池情報量基準)¹³⁾を基準とした変 数増減法による変数選択を行い、説明変数の絞込みを 行った.得られたモデルについては、回帰係数と係数間 の重要度が比較できる標準化偏回帰係数を求め、また回

表-2 モデル対象の5区分と国勢調査の関係

5区分	河川水辺の国勢調査結果の植生区分									
オギ	オギ・ススキ群落, オギ -ヤナギ群落, オギ群落, オギ群落 (低木侵入型)									
つる	アレチウリ群落,カナムグラ群落,ヤブガラシーカナムグラ群落,ヤブガ									
	ラシ群落, クズ群落									
ヤナギ林	ヤナギ群落, アカメヤナギ (高木)群落, アカメヤナギ (低木)群落, アカメヤ									
	ナギ群落, ジャヤナギーアカメヤナギ群集, シロヤナギ群集, ヨシノヤナ									
	ギ群落, ヤナギ林 (高木), ヤナギ類群落, ヤナギ類高木林, カワヤナギ (高									
	木)群落,カワヤナギ群落,タチヤナギ群集,アカメヤナギ低木群落,オ									
	ノエヤナギ群落(低木林),ジャヤナギ-アカメヤナギ群集 (低木林),ジャ									
	ヤナギ-アカメヤナギ群集(低木林),ネコヤナギ群集,ヤナギ林(低木),									
	ヤナギ類低木林,カワヤナギ(低木)群落,カワヤナギ群落 (低木林),カワ									
	ヤナギ群落(低木林)、タチヤ ナギ(低木)群落、タチヤナギ群集(低木林)、									
	タチヤナギ群集 (低木林), タチヤナギ群集(低木林)									
自然裸地	自然裸地									
竹林	アズマネザサ・メダケ群落, アズマネザサ群落, ネザサ群落, ハチクーマ									
	ダケ林, マダケ植林, メダケ群集, メダケ群落, モウソウチク・マダケ林,									
1	モウソウチク植林 竹林 (低木)									

表-3 説明変数とその概要

説明変数	抽出方法と各指標を用いた視点							
	比較する 2 年代の変化後の 計算メッシュ の比高 (平水位からの地盤							
変化後比高(m)	高).植物の生育条件の基本となる物理環境であり , 平常時の地下							
	水等に関連する水分条件と関係が深いと想定される							
比亭差 (m)	比較する 2 年代の比高差 . 数値が大きい程 , かく乱があった場所で							
LOIDE (III)	あると考えられる.							
	地盤高のデータを用いて , ArcGIS の SpatialAnalyst の傾斜角機能							
(4百会) (9)	を用いて, 5m 解像度の傾斜角度のラスターを作成した上で , 各メ							
1987-1 ()	ッシュごとにゾーン統計機能により , ラスターの平均値を集計し							
	た.水際や高水敷の辺縁部などに関係が深いと考えられる .							
	各メッシュの重心から , 各年代の植生図の開放水面までの最短距離							
水際からの距離(m)	を算出.植物の生育条件の基本となる水分条件や攪乱の受けやすさ							
	にも関係があると考えられる .							
期間最大流量時の	数値計算により算出 . 植生基盤面に係る水理的外力としての植生基							
無次元掃流力	盤の崩壊に関係が深いと想定される							
ヤナビ林からの	各メッシュの重心から , 各年代の植生図のヤナギ林の群落の辺縁部							
(ワークの)の	までの最短距離を算出(つる , 竹林も同様). ヤナギ林の拡大に関							
	係が深いと考えられる.							
つる群落からの	つる群落の拡大に関係が深いと考えられる							
距離(m)								
竹林からの距離(m)	竹林の拡大に関係が深いと考えられる							

表-4 モデル全パターンとカットオフ値

モデル作成年代	カットオフ値	変化前植生	変化後植生
H7→H12	0.141	オギ	オギ
H12→H17	0.239	オギ	71
H17→H22	0.118	オギ	オギ
全年代	0.209	7	11
H12→H17	0.251	28	71
全年代	0.119	28	オギ
H7→H12	0.191	オギ	73
H17→H22	0.365	オギ	28
全年代	0.238	オギ	28
H7→H12	0.584	つる	28
H12→H17	0.154	うる	つる
H17→H22	0.379	つる	つる
全年代	0.189	つる	つる
H7→H12	0.166	ヤナギ林	୍ଦ୍
H12→H17	0.064	ヤナギ林	つる
H17→H22	0.160	ヤナギ林	つる
全年代	0.105	ヤナギ林	つる
H7→H12	0.287	オギ	ヤナギ林
全年代	0.126	オギ	ヤナギ林
H17→H22	0.017	つる	ヤナギ林
全年代	0.051	つる	ヤナギ林
H7→H12	0.447	ヤナギ林	ヤナギ林
H12→H17	0.303	ヤナギ林	ヤナギ林
H17→H22	0.200	ヤナギ林	ヤナギ林
全年代	0.393	ヤナギ林	ヤナギ林
H7→H12	0.085	自然裸地	ヤナギ林
H12→H17	0.037	自然裸地	ヤナギ林
H17→H22	0.008	自然裸地	ヤナギ林
全年代	0.076	自然裸地	ヤナギ林
H7→H12	0.065	オギ	自然裸地
全年代	0.047	オギ	自然裸地
H12→H17	0.051	つる	自然裸地
全年代	0.037	つる	自然裸地
H7→H12	0.044	ヤナギ林	自然裸地
H12→H17	0.228	ヤナギ林	自然裸地
全年代	0.151	ヤナギ林	自然裸地
H7→H12	0.775	自然裸地	自然裸地
H12→H17	0.894	自然裸地	自然裸地
H17→H22	0.589	自然裸地	自然裸地
全年代	0.736	自然裸地	自然裸地
H7→H12	0.737	竹林	竹林
H12→H17	0.640	竹林	竹林
H17→H22	0.799	竹林	竹林
全年代	0.728	竹林	竹林

帰係数についてはWald統計量を用いた有意性の検定を 行った.これらの統計解析はR2.15.2¹⁴のソフトウェア を用いて行った.

b)ROC曲線による判別値(カットオフ値)の調整

ロジスティック回帰分析においては有(1)無(0)を判別

するカットオフ値を0.5とし、予測結果が0.5以上となっ た場合に、有(1)として判別することがよく行われるが、 厳密にはROC曲線(受信者動作特性曲線)を用いて、偽 陽性率(予測有と予測したが、実際は観測無となる率) を横軸に、真陽性率(予測有と予測し、実際に観測有と なる率)を縦軸にとって、出来るだけ真陽性率を高く、 かつ偽陽性率を低くするカットオフ値を用いて判別する と正解率が向上する(図-3).つまり、正解と不正解をバ ランス良く予測するようにカットオフ値を設定すること で精度が上がる.今回の分析ではパターン毎にROC曲線 を作成し、傾き1の直線とROC曲線との接点を求めるこ とにより最適なカットオフ値を求めたうえで判別を行っ た(表-4).ROC解析にはRのソフトウェアのEpiパッケー ジ¹⁵を使用した.



図-3 ROC曲線によるカットオフ値の調整の例

c)結果の評価

モデルの精度については、モデルの予測結果と変化後の植生図の観測結果を比較することにより検証した.ただし、全年代モデルについては、全年代の観測結果、3 変遷の変化後の植生結果とそれぞれ比較することにより 検証した.

予測結果については、予測性能の全般的指標として
 ROC分析のAUC(曲線下面積)を求めた。AUCの最大値は1
 で、このとき予測と実測が完全に一致することを意味する。この値に対する評価は、0.7-0.9を useful applications、0.9以上をhigh accuracyとしている¹⁶.

AUCの算出にはRのソフトウェアのpROCパッケージ¹⁷を使用した.その他に,感度(観測有をモデルで正しく予測 有と判定する確率),特異度(観測無をモデルで正しく予 測無と判定する確率),陽性的中率(モデルで予測有と判 定したうち観測有となる確率),陰性的中率(モデルで予 測無と判定したうち観測無となる確率),一致率(観測 有をモデルで予測有,観測無をモデルで予測無とする確 率の和)を求め,さらに一致率のみでは「偶然の一致」 による影響があるため,「偶然の一致」による評価を確 認する指標としてк係数も計算した.一般に, к係数の数 値の目安としては, 0.8-1.0をExcellent, 0.6-0.8を Good, 0.4-0.6をModerate, 0.2-0.4をFair, 0.0-0.2を Slight, 0.0 以下をPoorとしている¹⁸.

3. 結果および考察

(1) 植生消長モデルの回帰係数

得られた植生消長モデルの回帰係数および標準化した 標準化偏回帰係数を求めた.標準化偏回帰係数の結果及 びモデルの適合性に関する指標について植生消長パター ン毎に平均して整理したものを表-5示す.この表に示す 年代数は回帰係数の平均値の元となったモデル数,モデ ル検証数は適合性の指標の元となった検証数を表す.こ の表から読み取れることは以下のようである.

オギからの変化では、無次元掃流力が大きい場合は自 然裸地(植生消長パターン10,以下番号のみ記す)に、比 高が高い場合はつる(3)に、比高が低い場合はオギとし て維持(1)されている.

つるからの変化では、無次元掃流力が小さいとつるが 維持(4)され、比高が低くヤナギ林からの距離が小さい とヤナギ林(7)に、比高が比較的高く無次元掃流力が大 きいと自然裸地(11)となっている.

つるへの変化においては、無次元掃流力が負の影響 (4,5)を与えており、かく乱が大きいと拡大が難しい特 性を表していると考えられる.

ヤナギ林への変化(6~9)ではヤナギ林からの距離が小

|表-5 植生消長モデルの標準化偏回帰係数及びモデルの適合性の結果概要(太字は影響の大きい変数, 平均より高い適合性)

			標準化偏回帰係数								モデルの適合性に関する指標								
植生消長 パターン	変化前 植生	変化後 植生	年代数 (モデル数)	変化後 比高 (m)	比高差 (m)	傾斜 (°)	水際から の距離 (m)	無次元 掃流力	ヤナギ林 距離 (m)	つる群落 距離 (m)	竹林 距離 (m)	モデル検 証数	感度	特異度	陽性 的中率	陰性 的中率	一致率	к係数	AUC
1	オギ	オギ	4	-1.28	0.18	-0.30	0.33	-0.33	0.35	-0.55	0.41	7	60%	70%	29%	89%	68%	0.21	0.71
2	つる	オギ	2	-0.40	-0.06	-0.46	0.30	-0.27	-0.11	-0.10	-0.03	3	80%	42%	24%	90%	49%	0.12	0.66
3	オギ	つる	3	0.53	-0.16	0.19	0.39	-0.45	-0.38	0.19	-0.09	5	77%	62%	44%	87%	66%	0.32	0.75
4	つる	つる	4	-0.18	0.30	-0.22	-0.36	-0.51	0.43	-0.07	0.26	7	85%	47%	39%	89%	58%	0.23	0.67
5	ヤナギ林	つる	4	0.21	0.01	-0.36	0.13	-1.04	0.10	-0.20	0.38	7	84%	57%	23%	96%	61%	0.19	0.76
6	オギ	ヤナギ林	2	-0.82	0.31	-0.19	-0.84	0.32	-0.95	0.45	0.47	3	84%	67%	38%	95%	71%	0.35	0.84
7	つる	ヤナギ林	2	-0.52			-0.01	0.05	-25.52	-0.06	0.43	3	95%	70%	24%	99%	72%	0.28	0.94
8	ヤナギ林	ヤナギ林	4	-0.58	0.30	0.01	-0.03	-0.21	-8.39	-0.01	0.05	7	81%	56%	56%	81%	66%	0.35	0.76
9	自然裸地	ヤナギ林	4	0.04	0.26	0.23	-0.26	0.01	-9.25	-0.03	0.02	7	73%	72%	15%	97%	72%	0.16	0.81
10	オギ	自然裸地	2	-0.14	-0.13	0.11	0.12	0.96	0.49	-0.27	0.47	3	85%	65%	15%	98%	66%	0.16	0.81
11	つる	自然裸地	2	0.57	0.20	0.11	0.08	0.94	-0.91		-0.11	3	87%	60%	11%	99%	61%	0.11	0.82
12	ヤナギ林	自然裸地	3	0.25	-0.42	-0.06	-0.14	1.10	0.06	0.08	0.10	5	81%	69%	36%	94%	71%	0.34	0.83
13	自然裸地	自然裸地	4	0.20	-0.32	-0.35	-0.35	0.64	0.75	0.14	0.05	7	70%	78%	88%	52%	73%	0.42	0.78
14	竹林	竹林	4	0.17	0.07	0.20	-0.47	-0.23	0.53	0.12	-0.19	7	68%	65%	84%	42%	67%	0.28	0.71
												平均值	78%	62%	44%	82%	67%	0.26	0.76

さいことが極めて重要であり、ヤナギ林からの拡大がヤ ナギ林の分布に大きな影響を与えていることが分かる. また比高が低いことも重要で、地盤高が低い場所にヤナ ギ林が維持されやすいことを表している.

自然裸地への変化(10~13)においては、無次元掃流力 が大きいことが重要で、自然裸地は出水の影響を受けや すい場所であり、他の植生が侵入し難い場所でもあるこ とを表している.

全体的には、変化後比高、無次元掃流力、ヤナギ林からの距離の影響が強いことが読み取れる.このことから物理環境としては比高と無次元掃流力の2つが重要であると考えられるが、ヤナギ林からの距離のように生態的な拡大や分散に関わる要因も無視できないことが分かった.

(2) モデルの適合性

平均としては、感度が78%、特異度が62%、一致率が 67%、κ係数が0.26、AUCが0.76となった。全体的な予測 性能を表しているAUCから全体としては"十分に役立つ" (AUC>0.7)モデルを作成することができた。

植生別にみると、全体としてヤナギ林、自然裸地で予 測性能が高く、オギ、つるは低い、竹林はその中間で あった.自然裸地と無次元掃流力、ヤナギ林とヤナギ林 からの距離など、立地環境と説明変数の関係が明確なほ どモデルの説明がよく出来ていると考えられる.

また、モデル作成年で比較するとH17→H22、H7→H12, H12→H17,全年代モデルの順でAUC、κ係数ともに徐々に 低下する結果となった.期間最大流量が大きいH12→H17 でモデル性能が低く、小さいH17→H22で高いことを考え ると、大きなかく乱後にモデルの説明力が低下すること を示唆していると考えられる.

(3) 判別値(カットオフ値)の補正効果

一般的なカットオフ値0.5の代わりにROC曲線から得ら れた値を用いることにより,一致度の指標であるκ係数 の平均値は0.19から0.27と一致度がpoorからmoderateと 判断されるレベルまで改善された.したがって,このよ うな分析においてはROC曲線を用いたカットオフ値の最 適化を図ることが望ましい.

4. 実務への適用検討

(1) 平面図作成に適した重ね合わせ優先順位の検討

作成した個々の植生消長モデルの予測を平面図上に重 ね合わせることで、変化後の植生を予測することができ る.しかし、モデルは植生変化の可能性を予測するもの であるため、同じメッシュに2つの植生が予測される場 所が出現することがある.予測結果を平面図に展開する 場合、重ね合わせの優先順位については複数のパターン を検討して、予測性能の観点から適した優先順位を考察 する必要がある. ここでは似たような比高に分布してい るヤナギ林とオギ,出水による消長を繰り返している自 然裸地とヤナギ林,流れの影響を受けにくい場所に成立 する"つる"について,優先順位を入れ替えた場合の変 化を全年代モデルにより検討した.

その結果、オギ、自然裸地、ヤナギ林、つるの順で重 ね合わせた場合に3年代とも最も正解率(=植生図と一致 した予測メッシュ/予測メッシュの総数)が高くなった (表-6).これは変化後植生の感度の低い順で重ね合わせ た順となった.この理由としては、感度の高いつるの優 先順位を高くすると、モデル上広範囲に出現しやすく、 観測無もつる(予測有)として認識し、正解率が下がる ためであると考えられる.正解率が最も高い変遷H12→ H17、Case1の一部について図-4に平面図として示す.

表-6 優先順位を入れ替えた場合の正解率



図-4 H17の植生図(上)と予測図(下)(19.6KP-24KP)

(2) 流況による植生消長予測の振れ幅の検討

将来の植生は流況によって大きな影響を受ける.そこで、流況の違いによる植生の将来予測の振れ幅を検討した.図-5は、全年代のデータを用いて作成したモデルを用いてH7→H12の5年間の仮想の期間最大流量による植生の将来予測の振れ幅を検討した例である.

5年間の実績期間最大流量(H9)は、ほぼ5年確率流量 で、その流量をモデルに与えた予測②は実際の③H12植 生(実績)と概ね似通った結果となっている.モデルに 期間最大流量を与えることにより植生消長を再現できて いると考えられた.そこで、このモデルに5年間の期間 最大流量として、仮想的に④2年確率、⑤5年確率、⑥10 年確率、⑦20年確率を与えると植生消長の予測はグラフ ④~⑦のようになる.これらの流量が5年間に1回以上流 れる遭遇確率はそれぞれ97%、67%、41%、23%と計算され るので、このモデルより、H12の裸地面積の割合は28%以 上となる確率(②)が97%で、64%以上となる確率(⑦) も23%あるという予測となる.

この予測手法は、実際の河川での経年的な検証を実施 し、有効性・適用性を確認していく必要があるが、この ような方法で、植生の振れ幅を確認しておくことは、樹 林による河積阻害や自然裸地の減少による生息場の喪失 といった河川管理上のリスク管理に活用することが可能 であると考えられる.



図-5 確率による5年後の植生状況の評価

5. まとめ

吉野川を事例に統計的アプローチにより河川における 植生消長を予測するモデルを、ロジスティック回帰分析 により構築した.その結果、平均でモデルの予測性能を 表すAUC=0.76(=+分に役立つ)、感度78%、特異度62%、 一致度67%と比較的高い値が得られた.植生を予測する 説明変数では、かく乱や水分条件を規定する「比高」、 かく乱条件を規定する「無次元掃流力」に加えて植物の 拡大を説明する「ヤナギ林からの距離」等も重要な指標 と選択され、植物生態を表現する変数を加えることによ り植生予測の精度が向上することが分かった.また、予 測する世代間に大きな出水がないほど説明力が高いこと が示唆された.ロジスティック回帰分析では使用する判 別値(カットオフ値)を一般的な0.5ではなくROC曲線よ り最適な判別値を使用することでモデルの精度が向上す ることを示した.

河川植生に関する生物・物理データは3次元データ等 今後さらに充実すると考えられるので、より精度の良い データを活用するとともに、植生消長に影響を及ぼす確 率過程をさらに適切に説明変数に取り入れることにより、 本研究を発展させることが可能と考えられる.

参考文献

1)藤田光一,李参熙,渡辺敏,塚原隆夫,山本晃一,望月達也:扇状地礫床河道における安定植生域消長の機構とシミュレーション,土木学会論文集,No.747/II-65,pp.41-60,2003.

- Merritt, D.M., Scott, M.L., Poff, L., Auble, G.T., and Lytle D.A.: Theory, methods and tools for determining environmental flows for riparian vegetation: riparian vegetation-flow response guilds. Freshwater Biology, Vol. 55, Issue 1, pp. 206–225, 2010.
- 3) 宮本仁志,赤松良久,戸田祐嗣:河川の樹林化課題に対す る研究の現状と将来展望,河川技術論文集,第19巻,pp.441-446,2013.
- 4) 岡部健士、上田幸伸、鎌田磨人、梅岡秀博:砂州上の植物 群落立地の物理環境特性とこれを利用した群落分布の予測、 環境システム研究-全文審査部門論文-、Vol.27, pp.323-329, 1999.
- 5) 古東哲,岸本崇,岡部健士,鎌田磨人,梅岡秀博:河状履 歴指標による砂州上の植物群落分布の再現,水工学論文集, Vol.46, pp.935-940, 2002.
- 6) 宮脇成生, 鷲谷いづみ:千曲川における侵略的外来植物4種の侵入範囲予測,保全生態学研究,Vol.15, pp.17-28, 2010.
- Merrill, A.G., Benning T.L., and Fites J.A.: Factors controlling structural and floristic variation of riparian zones in a mountainous landscape of the western United States, Western North American Naturalist, Vol. 66(2), pp.137-154, 2006.
- Toner M. and Keddy P.: River hydrology and riparian wetlands: a predictive model for ecological assembly, Ecological Applications, Vol.7 (1), pp.236-246, 1997.
- 9) 国土交通省河川局:吉野川水系河川整備基本方針, p.1, 2005.
- 大沼克弘,遠藤希実,天野邦彦:鬼怒川の河道地形及び植 生の変遷と相互関係,第39回環境システム研究論文発表会講 演集,第39巻,pp.415-423,2011.
- 徳島河川事務所:平成17年度吉野川河川整備基本方針(河 道計画)検討業務委託,2006.
- 12) 河川環境研究室(国総研):河道内植生の規定要因特定のためのデータ解析業務,2012.
- 13) 久保拓弥:データ解析のための統計モデリング入門,岩波 書店,2012.
- 14) R Core Team: R: A Language and Environment for Statistic al Computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2013, <u>http://www.R-project.org</u> (2014.4.3 閲覧).
- Carstensen, B., Plummer, M., Laara, E., and Hills, M.: Epi: A Package for Statistical Analysis in Epidemiology. R package version 1.1.49., 2013, <u>http://CRAN.R-project.org/package=Epi</u> (2014.4.3 閲 覧).
- Swets, J.A.: Measuring the accuracy of diagnostic systems. S cience, Vol. 240, pp.1285-1293, 1988.
- 17) Robin, X., Turck, N., Hainard, A., Tiberti, N., Lisacek, F., S anchez, J.C. and Müller, M.: pROC: an open-source package f or R and S+ to analyze and compare ROC curves, BMC Bioi nformatics, Vol.12, p. 77, 2011, <u>http://expasy.org/tools/pROC/</u> (2 014.4.3 閲覧).
- Kundel, H.L., Polansky, M.: Measurement of observer agree ment. Radiology. Vol. 228(2), pp. 303-308, 2003.

(2014.4.3受付)