

KRAJOWY CENZUS BŁOTNIAKA ŁĄKOWEGO w latach 2018-2019 Raport końcowy

opracowano na potrzeby projektu
POIS.02.04.00-00-0018/16
„Realizacja Krajowego Planu Ochrony Błotniaka Łąkowego - etap I”



Lechośław Kuczyński
Pracownia Ekologii Populacyjnej
Instytut Biologii Środowiska, Wydział Biologii
Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu
Uniwersytetu Poznańskiego 6, 61-614 Poznań
mailto:lechu@amu.edu.pl
<http://popecol.home.amu.edu.pl/>

Aleksandra Wierzbicka
Towarzystwo Przyrodnicze „Bocian”
ul. Srebrna 16/9, 00-810 Warszawa
mailto:ola@bocian.org.pl
<http://pygargus.pl/>

Dominik Krupiński
Towarzystwo Przyrodnicze „Bocian”
ul. Srebrna 16/9, 00-810 Warszawa
mailto:dominik@bocian.org.pl
<http://pygargus.pl/>

Poznań - Warszawa 2020

SPIS TREŚCI

1.	STRESZCZENIE	3
2.	WSTĘP.....	3
3.	CEL BADAŃ.....	4
4.	STRUKTURA ZADANIA	4
5.	ZAŁOŻENIA METODYCZNE	4
5.1.	MODEL PREDYKTYWNY	5
5.2.	WYBÓR POWIERZCHNI PRÓBNYCH	7
5.3.	OCENA WYKRYWALNOŚCI	8
6.	ORGANIZACJA BADAŃ	8
6.1.	PRZYGOTOWANIE INSTRUKCJI I INNYCH MATERIAŁÓW	8
6.2.	WYKONAWCY PRAC TERENOWYCH	8
6.3.	PRACE TERENOWE	8
7.	METODY ANALIZY DANYCH	9
7.1.	OCENA LICZEBNOŚCI KRAJOWEJ POPULACJI	9
	<i>Obszar „optymalny”</i>	<i>9</i>
	<i>Obszar „suboptymalny”</i>	<i>10</i>
	<i>Ostoja Biebrzańska.....</i>	<i>11</i>
7.2.	KONSTRUKCJA MODELU	12
	<i>Estymacja wykrywalności.....</i>	<i>13</i>
	<i>Estymacja zagęszczeń dla warstwy „optymalnej”</i>	<i>14</i>
7.3.	OCENA TRENDU NA PODSTAWIE DANYCH Z MONITORINGU PTAKÓW DRAPIEŻNYCH.....	17
7.4.	OKREŚLENIE STATUSU KRAJOWEJ POPULACJI NA TLE SYTUACJI W UNII EUROPEJSKIEJ	18
7.5.	CHARAKTERYSTYKA WYBIÓRCZOŚCI ŚRODOWISKOWEJ	19
	<i>Ocena ważności predyktorów</i>	<i>19</i>
	<i>Funkcyjna charakterystyka preferencji środowiskowych</i>	<i>19</i>
7.6.	PREDYKCJA ZAGĘSZCZEŃ POPULACJI W POSZCZEGÓLNYCH REGIONACH KRAJU.....	19
7.7.	OCENA DYNAMIKI ZASIĘGU	20
7.8.	OCENA WPŁYWU KONKURENCJI ZE STRONY BŁOTNIAKA STAWOWEGO	20
8.	WYNIKI.....	21
8.1.	OCENA LICZEBNOŚCI KRAJOWEJ POPULACJI	21
8.2.	OCENA TRENDU NA PODSTAWIE DANYCH Z MONITORINGU PTAKÓW DRAPIEŻNYCH.....	23
8.3.	OKREŚLENIE STATUSU KRAJOWEJ POPULACJI NA TLE SYTUACJI W UNII EUROPEJSKIEJ	27
8.4.	CHARAKTERYSTYKA WYBIÓRCZOŚCI ŚRODOWISKOWEJ	28
8.5.	PREDYKCJA ZAGĘSZCZEŃ POPULACJI W POSZCZEGÓLNYCH REGIONACH KRAJU.....	34
	<i>Podział fizycznogeograficzny.....</i>	<i>35</i>
	<i>Podział administracyjny</i>	<i>37</i>
8.6.	DYNAMIKA ZASIĘGU	38
8.7.	WPŁYW KONKURENCJI ZE STRONY BŁOTNIAKA STAWOWEGO	40
9.	PODZIĘKOWANIA.....	40
10.	LITERATURA	41
11.	ENGLISH SUMMARY	42
12.	DOŁĄCZONE PLIKI	43

1. Streszczenie

Opracowanie zawiera wyniki Krajowego Cenzusu Błotniaka Łąkowego wykonanego w latach 2018-2019 w ramach realizacji projektu POIS.02.04.00-00-0018/16 pt. „Realizacja Krajowego Planu Ochrony Błotniaka Łąkowego - etap I”. Celem badań jest ocena liczebności krajowej populacji oraz analiza rozmieszczenia gatunku w skali kraju. Dzięki dostępności danych z poprzedniego projektu, realizowanego w latach 2013-2014 na tych samych powierzchniach próbnych (POIS.05.01.00-00-381/12 „Ochrona błotniaka łąkowego w Polsce”) możliwe staje się porównanie stanu populacji i analiza zmian monitorowanych parametrów.

Dane zostały zebrane na 100 powierzchniach próbnych (kwadraty 10x10 km) wybranych losowo w oparciu o modelowanie predyktywne. Skuteczność przyjętej metodyki prac terenowych (wykrywalność rewirów) została oszacowana przy pomocy podwójnych kontroli wykonywanych przez niezależnych obserwatorów. Liczebność krajowej populacji oszacowano w dwóch warstwach wyróżnionych na podstawie przewidywanego prawdopodobieństwa występowania i oddzielnie w OSO Ostoja Biebrzańska. Charakterystyka wybiórczości środowiskowej oraz predykcja zagęszczeń na obszar całego kraju zostały wykonane przy pomocy modelowania metodami uczenia maszynowego.

Przyjęta metodyka prac terenowych (2 całodniowe kontrole, w maju i w lipcu) zapewnia wykrywalność rewirów wynoszącą 55%. Całkowita liczebność krajowej populacji w latach 2018-2019 została oszacowana na ok. 2800 rewirów (95%CI: 2200-3600). Stanowi to około 19% całkowitej liczebności tego gatunku w Unii Europejskiej. W porównaniu do wyników poprzedniego projektu z lat 2013-2014, gdy przy użyciu tej samej metodyki oszacowano liczebność krajowej populacji na ok. 3400 rewirów (95%CI: 2700-4300), nastąpił spadek liczebności w tempie wynoszącym ok. 4% rocznie. Dokładniejsze oceny trendów liczebności uzyskano dzięki połączeniu danych uzyskanych w ramach realizacji niniejszego projektu z danymi uzyskanymi z projektu „Monitoring Ptaków Polski”. Tempo zmian liczebności populacji R_0 obliczone dla lat 2007-2019 wynosi -4.8%. W porównaniu do okresu 2007-2014, kiedy oszacowano R_0 na -8.0%, nastąpiło niewielkie wyhamowanie tempa spadków. Nadal jednak populacja jest w niekorzystnym stanie i zmniejsza liczebność w tempie kwalifikującym do uznania jej za narażoną na wyginiecie (VU, zgodnie z kryteriami IUCN).

Analiza preferencji siedliskowych wykazała, że optymalnym środowiskiem błotniaka łąkowego są rozległe, płaskie i niezalesione wysoczyzny użytkowane rolniczo. Gatunek ten preferuje rolnictwo ekstensywne z dużym udziałem upraw ziemniaków, pastwisk i łąk. Unika miejsc zasiedlonych przez człowieka i preferuje klimat o cechach kontynentalnych.

Zmiany liczebności między latami 2013-2014 i 2018-2019 wykazują nierównomierny rozkład przestrzenny. Liczebność zmniejszyła się niemal w całym obszarze występowania, lecz największe spadki nastąpiły w obszarze źródłowym (Nizina Południowopodlaska). W kilku regionach nastąpiły niewielkie wzrosty – są to głównie obszary bardziej wilgotne i cechujące się większym urozmaiceniem krajobrazu w porównaniu do siedlisk optymalnych.

Wpływ konkurencji ze strony błotniaka stawowego nie jest do końca jasny. Stwierdzono ujemną korelację między tempem wzrostu populacji błotniaka łąkowego a liczebnością błotniaka stawowego, jednak uzyskanie bardziej pewnych konkluzji wymaga dalszych badań.

2. Wstęp

W badaniach ekologicznych pojęcie „cenzus” oznacza możliwie precyzyjne oszacowanie liczby wszystkich osobników jakiegoś gatunku żyjących w danym czasie na określonym obszarze. Taka inwentaryzacja tylko w wyjątkowych przypadkach może być wykonana poprzez bezpośrednie policzenie wszystkich osobników. Najczęściej, ze względów czysto praktycznych (wysokie koszty, czasochłonność, niemożność indywidualnego wyznakowania osobników, niska wykrywalność, duża mobilność, itp.) oszacowanie liczebności odbywa się metodą próbkowania. Próbkowanie polega na wyborze pewnego podzbioru z dostępnego spektrum badanej przestrzeni, wykonaniu pomiarów interesujących parametrów (np. liczby zajętych rewirów, sukcesu gniazdowego, produktywności itd.) w obrębie tego podzbioru (próby) i uogólnienie wyników na całą populację generalną (docelową). Nieuniknioną konsekwencją takiej metodologii jest błąd związany z próbkowaniem, wynikający

z przeniesienia wniosków wyciągniętych na podstawie badania próby na dużo szerszą zbiorowość, jaką jest populacja generalna. Dlatego przy tego typu podejściu bardzo ważne staje się nie tylko możliwe precyzyjne oszacowanie wartości badanych parametrów, ale również oszacowanie błędu wynikającego z generalizacji (tzw. błąd próby).

Krajowy Cenzus Błotniaka Łąkowego został zaplanowany jako jedno z zadań w projekcie POIS.02.04.00-00-0018/16 „Realizacja Krajowego Planu Ochrony Błotniaka Łąkowego - etap I”, który jest realizowany przez Towarzystwo Przyrodnicze „Bocian” ze środków Unii Europejskiej w ramach Programu Operacyjnego Infrastruktura i Środowisko. Cenzus błotniaka łąkowego był współfinansowany ze środków WFOŚiGW w Warszawie (w woj. mazowieckim), WFOŚiGW w Lublinie (w woj. lubelskim) oraz WFOŚiGW w Białymstoku (w woj. podlaskim). Zadanie realizowano w roku 2018 i 2019 na 100 powierzchniach próbnych (kwadraty 10x10 km) wybranych losowo wg odpowiednio dobranego algorytmu.

3. Cel badań

Główne cele projektu:

1. Ocena skuteczności przyjętej metodyki (estymacja wykrywalności i kalibracja modelu predyktywnego)
2. Ocena liczebności krajowej populacji
3. Ocena trendów liczebności i dynamiki zasięgu
4. Określenie statusu krajowej populacji na tle sytuacji w Unii Europejskiej
5. Charakterystyka wybiórczości środowiskowej
6. Predykcja zagęszczeń populacji w poszczególnych regionach kraju
7. Ocena wpływu konkurencji ze strony błotniaka stawowego

4. Struktura zadania

Realizacja zadania składa się z następujących etapów:

1. Planowanie badań – opracowanie założeń metodycznych i wybór powierzchni
2. Organizacja badań - przygotowanie instrukcji, formularzy, map i innych materiałów
3. Prace terenowe
4. Dostarczanie i wprowadzanie danych
5. Analiza danych
6. Przygotowanie raportu

Etapy 3-4 realizowane są kolejno w obu latach badań (2018 i 2019).

5. Założenia metodyczne

Założenia metodyczne do Krajowego Cenzusu Błotniaka Łąkowego zostały opracowane na podstawie wytycznych zawartych w poradniku „Monitoring ptaków lęgowych” dotyczącym gatunków chronionych Dyrektywą Ptasią (Lontkowski *et al.* 2015). W wielu punktach założenia są podobne do tych zaproponowanych w Monitoringu Ptaków Drapieżnych (MPD). Nowością jest zastosowanie modelowania predyktywnego do wylosowania powierzchni próbnych oraz uwzględnienie wykrywalności oszacowanej dzięki kontrolom powtarzanym przez niezależnych obserwatorów.

W bardzo ogólnym zarysie, ocena liczebności błotniaka łąkowego na powierzchniach próbnych (losowo wybranych kwadratach o powierzchni 100 km²) jest wykonywana poprzez podsumowanie wyników co najmniej 2 liczeń wykonanych w każdym sezonie lęgowym. Podstawową metodą liczenia są obserwacje prowadzone z wyniesionych punktów obserwacyjnych. Obserwatorzy klasyfikują status dokonanych spostrzeżeń w rozbiu na dwie zasadnicze kategorie: ptaki nielegowe i lęgowe. Zlokalizowane rewiry błotniaka łąkowego są zaznaczone na mapie. Dodatkowo klasyfikowane jest środowisko lęgowe oraz identyfikowane są potencjalne zagrożenia.

5.1. Model predyktywny

Według danych Monitoringu Ptaków Drapieżnych błotniak łąkowy jest spotykany na ok. 1/3 powierzchni kraju. Z tego względu zastosowanie losowania prostego nie było optymalnym rozwiązaniem, gdyż skutkowałoby wytypowaniem powierzchni, z których większość byłaby niezajęta. Dlatego pierwszym etapem była budowa modelu predyktywnego, umożliwiającego delimitację obszarów o wysokim prawdopodobieństwie występowania badanego gatunku.

Model został wykonany na podstawie obserwacji z lat 2000-2012 dostarczonych dzięki uprzejmości kilkudziesięciu osób (pełna lista jest dostępna pod adresem <http://pygargus.pl/cenzus/>) oraz informacji zgromadzonych w następujących bazach danych:

1. Polska Kartoteka Przyrodnicza (<http://kartoteka-przyrodnicza.pl>)
2. Awibaza (<http://birdlaa5.memset.net/worldbirds/poland.php>)
3. Monitoring Ptaków (MPD, MPM, MPPL) (<http://www.monitoringptakow.gios.gov.pl>)
4. Wielkopolska Kartoteka Ornitologiczna (<http://www.wko.eko.org.pl>)
5. Wielkopolski Atlas Ornitologiczny (<http://wao.amu.edu.pl>)
6. Kartoteka Świętokrzyskiej Grupy Ornitologicznej (<http://www.sgo.tbop.org.pl>)

Łącznie zgromadzono 1870 rekordów (zarówno stwierdzeń z podziałem na kategorie lęgowości, jak i tzw. „zer”, czyli informacji o braku stwierdzeń, pomimo intensywnych kontroli terenu - Ryc. 1). Część rekordów dotyczyła tych samych kwadratów i ostatecznie zbiór użyty do modelowania zawierał informacje z 1216 kwadratów 10x10 km. W przypadku stwierdzenia gniazdowania brano pod uwagę zawsze maksymalną kategorię lęgowości. Wszystkie dane zostały zweryfikowane zanim zostały użyte do modelowania. W przypadkach wątpliwych rekordy były usuwane ze zbioru uczącego.

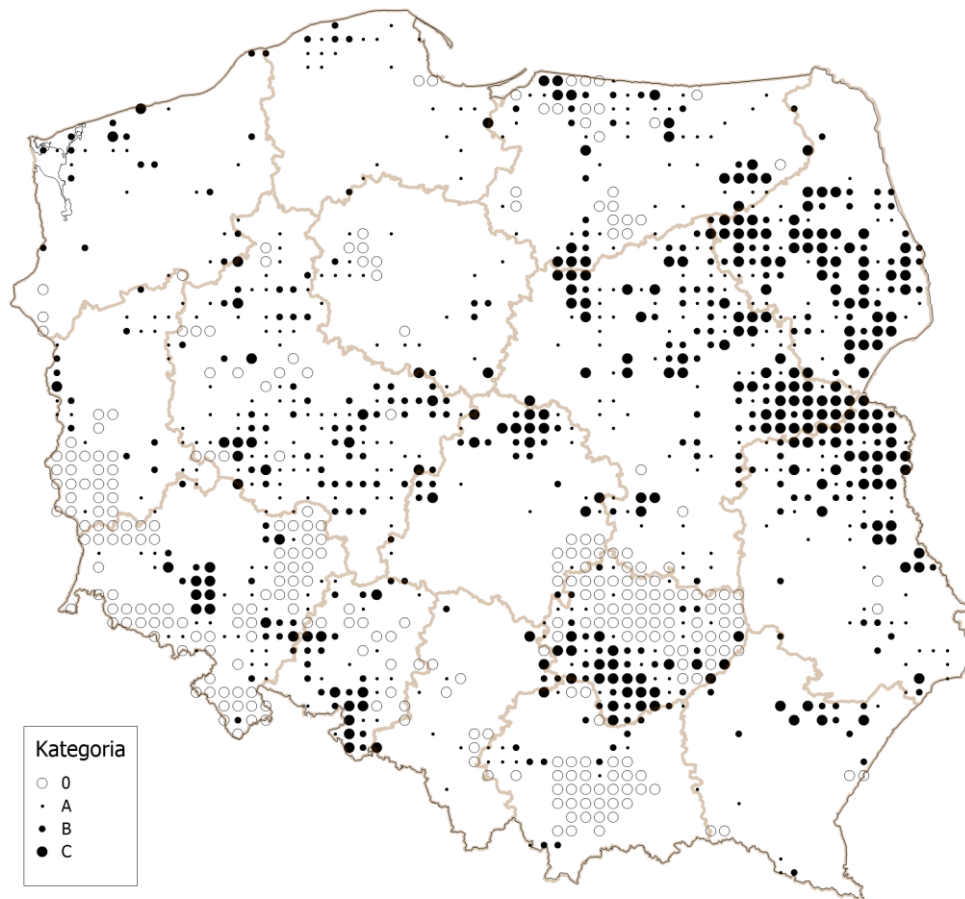
Do budowy modelu zastosowana została metodyka szczegółowo opisana w „Atlasie pospolitych ptaków lęgowych Polski” (Chylarecki i Kuczyński 2012). Użyto tego samego algorytmu (*Random Forest*, wariant klasyfikacyjny) (Breiman 2001) i tego samego zestawu 93 predyktorów. Dane środowiskowe zostały zagregowane do rozdzielczości przestrzennej 10 km (w układzie PUWG 1992).

Tak uzyskany model przewidywanego rozmieszczenia błotniaka łąkowego cechuje się dość dobrymi parametrami (Tabela 1), potencjalnie umożliwiającymi skuteczną predykcję.

Tabela 1. Parametry modelu

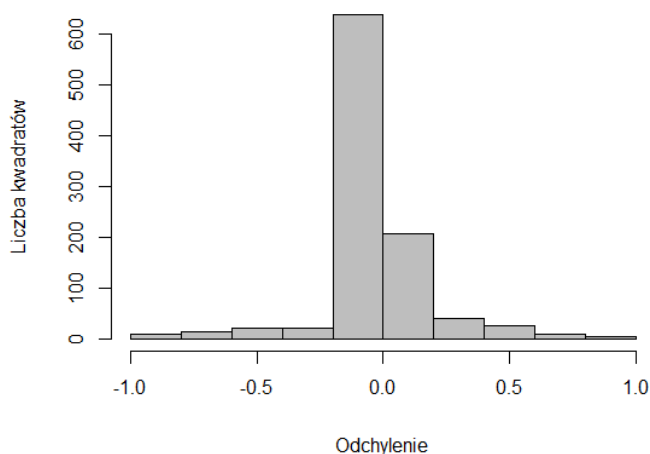
Evaluation of the presence-absence habitat model (on the learning and test data sets).

Parametr	Zbiór uczący	Zbiór testowy
Błąd [%]	0.0	5.7
Oznaczenia poprawne [%]	100.0	94.3
Skuteczność oznaczeń pozytywnych [%]	100.0	94.0
Skuteczność oznaczeń negatywnych [%]	100.0	94.7
AUC	1.00	0.99



Ryc. 1. Rozmieszczenie stwierdzeń (z podziałem na kategorie lęgowości) użytych do budowy modelu predykcyjnego

Data used for building the predictive model



Ryc. 2. Rozkład reszt z modelu dla zbioru testowego (OOB). Wartości w pobliżu zera oznaczają niewielki błąd predykcji. Wartość 1 oznacza, że kwadrat, w którym nie stwierdzono błotniaka jest klasyfikowany jako zajęty. Wartość -1 oznacza nieskuteczność wykrycia zajętego stanowiska.

Distribution of out-of-bag residuals from the presence-absence model. Values near zero denote the low prediction error, 1 means unsuccessful detection of occupied site, -1 means non-detection of occupied site.

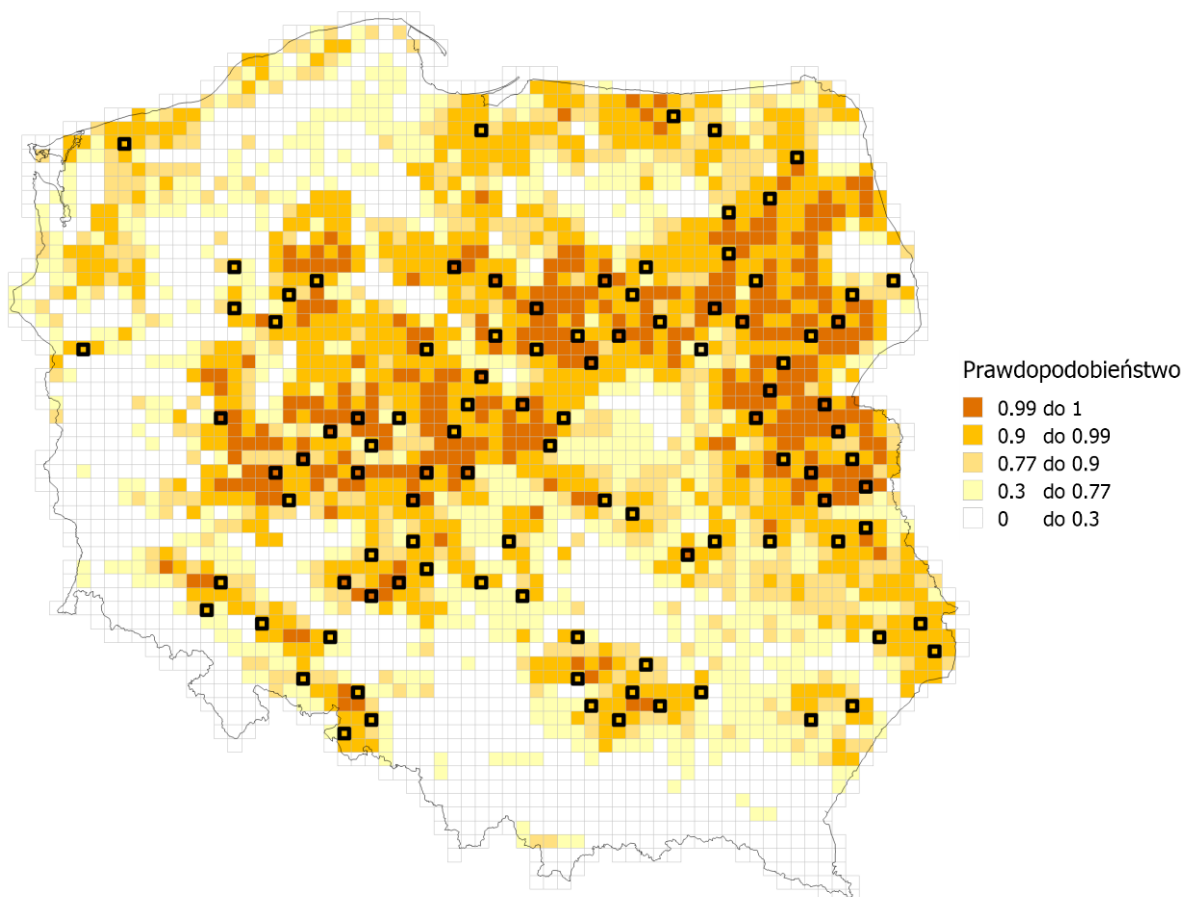
5.2. Wybór powierzchni próbnych

Pula kwadratów, z których dokonano losowania powierzchni spełnia następujące warunki:

1. Leżą całkowicie w obrębie granic administracyjnych Polski.
2. Nie podawano z nich kategorii „zero”.
3. Prawdopodobieństwo występowania błotniaka łąkowego (oszacowane jako wartość przewidywana z modelu opisanego w poprzednim paragrafie) jest większe od 0.9.
4. Nie leżą w obrębie OSOP „Ostoja Biebrzańska” (dla której przygotowany został oddzielny program oceny liczebności).

W kolejnym kroku dokonano losowego wyboru 100 kwadratów z puli kwadratów spełniających równocześnie warunki 1-4. Losowanie było proporcjonalne, tzn. im wartości predykcji z modelu były większe, tym większa była szansa, że dany kwadrat znajdzie się wśród wylosowanych. Dodatkowo wprowadzone zostały ograniczenia dotyczące wzajemnych odległości pomiędzy wylosowanymi kwadratami: jeżeli kolejny wylosowany kwadrat leżał zbyt blisko kwadratów już wylosowanych (lub którejkolwiek powierzchni z Monitoringu Ptaków Drapieżnych), był usuwany i losowany był następny kwadrat. Graniczna odległość wynosiła 20 km (między centroidami), co w praktyce jest równoznaczne z eliminowaniem kwadratów przylegających do siebie. Procedura była powtarzana iteracyjnie aż do uzyskania wymaganej liczby losowych powierzchni. Ich lokalizacje wraz z prognozowanymi prawdopodobieństwami występowania błotniaka łąkowego zostały przedstawione na Ryc. 3.

Liczenia prowadzone w latach 2013-2014 oraz 2018-2019 były wykonywane w obrębie tych samych kwadratów, co umożliwia bezpośrednie porównanie wyników uzyskanych w obu okresach badań.



Ryc. 3. Rozmieszczenie losowych powierzchni próbnych. *Location of random sampling plots.*

5.3. Ocena wykrywalności

Ocena błędów metodyki i oszacowanie wykrywalności zostały przeprowadzone metodą niezależnych kontroli w latach 2013-2014. Dodatkowe liczenia wykonano na 30 kwadratach. Kontrole te były wykonywane wg identycznej metodyki przez niezależnych wykonawców. Wykonawcy podstawowi nie byli poinformowani, na których powierzchniach i kiedy zostaną wykonane liczenia dodatkowe.

6. Organizacja badań

6.1. Przygotowanie instrukcji i innych materiałów

Następujące materiały zostały przygotowane z odpowiednim wyprzedzeniem i udostępnione publicznie na stronie internetowej projektu (<http://pygargus.pl/cenzus/>):

1. Ogólna charakterystyka projektu wraz z opisem metodyki wyboru kwadratów i mapami
2. Rozmieszczenie powierzchni próbnych z identyfikatorami kwadratów – Google Earth (plik kmz)
3. Rozmieszczenie powierzchni próbnych z identyfikatorami kwadratów – mapa (plik pdf)
4. Założenia metodyczne do Krajowego Cenzusu Błotniaka Łąkowego (plik pdf)
5. Formularze liczeń (plik xls)
6. Archiwa ze spakowanymi mapami wszystkich powierzchni (skompresowane pliki pdf)

6.2. Wykonawcy prac terenowych

Realizacja prac terenowych została zlecona przez Towarzystwo Przyrodnicze „Bocian” i wykonana w następujących regionach:

1. Część nr 1) Pomorze Zachodnie
2. Część nr 2) Pomorze
3. Część nr 3) Warmia i Mazury
4. Część nr 4) Ziemia Łódzka
5. Część nr 5) Mazowsze
6. Część nr 6) Podlasie
7. Część nr 7) Kujawy
8. Część nr 8) Wielkopolska
9. Część nr 9) Ziemia Lubuska
10. Część nr 10) Dolny Śląsk
11. Część nr 11) Opolszczyzna
12. Część nr 12) Ziemia Świętokrzyska
13. Część nr 13) Lubelszczyzna
14. Część nr 14) Podkarpacie

6.3. Prace terenowe

Skrócona metodyka prac terenowych:

1. Terminy kontroli: 5-25 maja, 1-20 lipca
2. Wyznaczanie punktów obserwacyjnych

Na podstawie dostarczonej mapy w skali 1:40 000 w obrębie każdego kwadratu obserwator wyznacza co najmniej 10 punktów obserwacyjnych zapewniających odpowiednie pole widzenia oraz równomierne i całościowe pokrycie badanego obszaru.

3. Liczenia z punktów

W każdym punkcie obserwator spędza co najmniej pół godziny z podziałem na 15-minutowe okresy, dla których dane notowane są oddzielnie. Rejestracji podlegają wszystkie obserwacje błotniaków łąkowych i stawowych. Są one nanoszone na mapę, co wraz z interpretacją

zachowań pozwala na ocenę statusu ptaków oraz wyznaczenie rewirów lęgowych (w korzystnych warunkach również miejsc gniazdowych). Jeżeli zachodzi taka potrzeba, obserwatorzy są zobowiązani do wydłużenia czasu obserwacji lub podjęcia dodatkowych poszukiwań. Dodatkowo notowane są informacje o warunkach atmosferycznych i obecności potencjalnych drapieżników.

4. Zapis zebranych informacji do formularzy

Wszystkie zebrane informacje są odnotowywane na mapach oraz w specjalnych formularzach (punkty, kontrole, rewiry, formularz zbiorczy). Dodatkowo obserwatorzy dokonują rozpoznania siedlisk lęgowych oraz potencjalnych zagrożeń.

5. Przekazanie formularzy i dokumentacji do Koordynatora (Towarzystwo Przyrodnicze „Bocian” ul. Srebrna 16/9, 00-810 Warszawa) w terminie do 31 sierpnia.

Sprawozdanie z wykonania liczeń błotniaka łąkowego na powierzchni próbnej składa się z:

- mapy z naniesionymi obserwacjami błotniaka łąkowego i wyznaczonymi rewirami lęgowymi (wersja papierowa),
- zestawienia współrzędnych punktów obserwacyjnych (wersja elektroniczna),
- wypełnionego Formularza Kontroli K1 (wersja elektroniczna),
- wypełnionego Formularza Kontroli K2 (wersja elektroniczna),
- wypełnionego Formularza Zbiorczego (wersja elektroniczna),
- wypełnionego Formularza Opisu Rewirów (wersja elektroniczna).

7. Metody analizy danych

7.1. Ocena liczebności krajowej populacji

Metodyka oceny liczebności populacji błotniaka łąkowego została szczegółowo opisana w publikacji Królikowska *et al.* (2018). Poniższy opis zawiera skrócony opis tej metodyki.

Całkowita liczebność krajowej populacji została obliczona poprzez sumowanie liczebności oszacowanych oddzielnie dla następujących warstw:

Obszar „optymalny”

Warstwa ta obejmuje kwadraty, dla których przewidywane prawdopodobieństwo występowania błotniaka łąkowego (*pr*) oszacowane na podstawie modelu predyktywnego (paragraf 5.1 Model predyktywny, str. 5) było wyższe niż 0.90. Z warstwy tej wyłączono Ostoję Biebrzańską, dla której został zaprojektowany oddzielny program szacowania liczebności. Obszar „optymalny” obejmował łącznie 111 429 km² i stanowił populację generalną dla powierzchni próbnych objętych bezpośrednimi ocenami liczebności. Oznacza to, że średnie zagęszczenie oszacowane na podstawie liczeń może być zgeneralizowane jedynie na kwadraty wchodzące w skład tej warstwy. Żadna metodyka prac terenowych nie zapewnia całkowitej pewności wykrycia wszystkich obiektów podlegających badaniu. Również w tym przypadku, wykrywalność terytoriów nie była pełna. Jednak dzięki niezależnym liczeniom powtarzanym na wybranych powierzchniach przez dwóch obserwatorów możliwe było dość dokładne oszacowanie skuteczności przyjętej metodyki (wykrywalności).

Zależność pomiędzy wynikiem liczeń na powierzchniach próbnych a rzeczywistą liczbą rewirów może być opisana w następujący sposób (Nichols *et al.* 2000):

$$E(C_i) = N_i p \quad (1),$$

gdzie C_i oznacza wynik oceny liczebności na powierzchni i ($i = 1, 2, \dots, n$, gdzie n jest liczbą wszystkich powierzchni próbnych, w tym przypadku $n = 100$). Wartość liczbowa tej oceny jest

jedną z wielu możliwych realizacji procesu obserwacyjnego, a zapis $E(C_i)$ oznacza wartość oczekiwaną tych ocen. N_i jest rzeczywistą liczbą rewirów na powierzchni i , natomiast p jest prawdopodobieństwem wykrycia rewiru.

Zatem, liczebność na każdej powierzchni może być oszacowana z następującego wzoru:

$$\hat{N}_i = \frac{C_i}{\hat{p}},$$

gdzie \hat{N}_i jest estymatorem liczebności na powierzchni i , a \hat{p} jest estymatorem wykrywalności (którego wartość w tym przypadku jest wspólna dla wszystkich powierzchni).

W konsekwencji, średnie zagęszczenie \hat{D}_{opt} w warstwie „optymalnej” (wyrażone liczbą zajętych rewirów na 100 km²) wynosi:

$$\hat{D}_{opt} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{C_i}{\hat{p}} \quad (2).$$

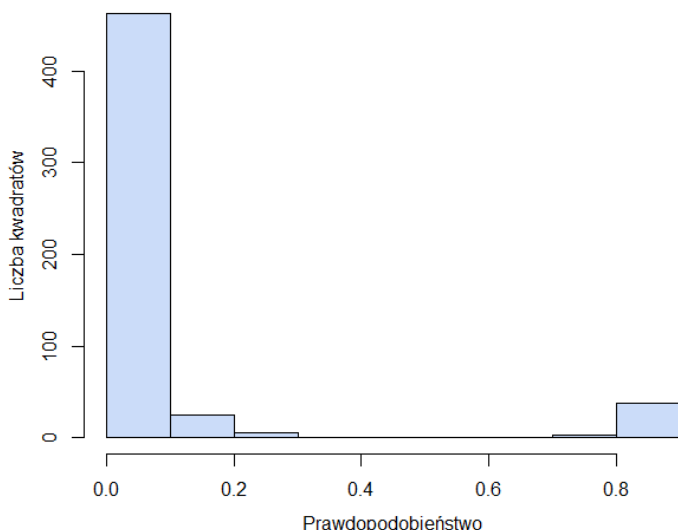
Ocenę liczebności w warstwie „optymalnej” uzyskano poprzez pomnożenie średniego zagęszczenia i powierzchni warstwy, czyli: $\hat{N}_{opt} = \hat{D}_{opt} A_{opt} / 100$, gdzie A_{opt} jest polem powierzchni warstwy „optymalnej” wyrażonym w km².

Obszar „suboptymalny”

Warstwa ta obejmuje kwadraty, dla których przewidywane prawdopodobieństwo występowania błotniaka łąkowego oszacowane na podstawie modelu predyktywnego było nie wyższe niż 0.90 i jednocześnie nie niższe niż 0.77. Ta druga wartość wyznacza najniższe przewidywane prawdopodobieństwo występowania dla kwadratów zajętych (Ryc. 4). Obszar „suboptymalny” obejmował łącznie 392 kwadraty, co po wyłączeniu terenów leżących poza granicami administracyjnymi kraju daje powierzchnię 38 713 km². Z ogólnej liczby 392 kwadratów, 40 było zajętych (w kategorii „B” lub „C”), co daje proporcję zajętych kwadratów w warstwie „suboptymalnej” $q=0.102$ (95%CI: 0.075-0.135). Całkowita liczebność w tej warstwie została oszacowana jako iloczyn połowy zagęszczeń w warstwie „optymalnej”, proporcji kwadratów zajętych w warstwie „suboptymalnej” (q) i powierzchni warstwy wyrażonej w km² (A_{sub}), czyli:

$$\hat{N}_{sub} = \frac{1}{2} \hat{D}_{opt} q A_{sub} / 100.$$

Zagęszczenie na terenach „suboptymalnych” jest nieznanne, więc arbitralnie przyjęto, że jest ono dwukrotnie niższe, niż na terenach „optymalnych”. Przy ogólnej liczebności w warstwie „suboptymalnej” szacowanej na ok. 50 rewirów, ułamek ten ma niewielki wpływ na ogólny wynik.



Ryc. 4. Rozkład przewidywanego prawdopodobieństwa (*pr*) występowania błotniaka łąkowego dla kwadratów suboptymalnych, w których prawdopodobieństwo to jest nie większe niż 0.90. Błotniaki stwierdzono jedynie w kwadratach, dla których $pr > 0.77$.

*Distribution of predicted probabilities of the square being occupied by the Montagu's Harrier (*pr*) for „suboptimal” stratum (with $pr < 0.9$). Birds were recorded only in squares with $pr > 0.77$.*

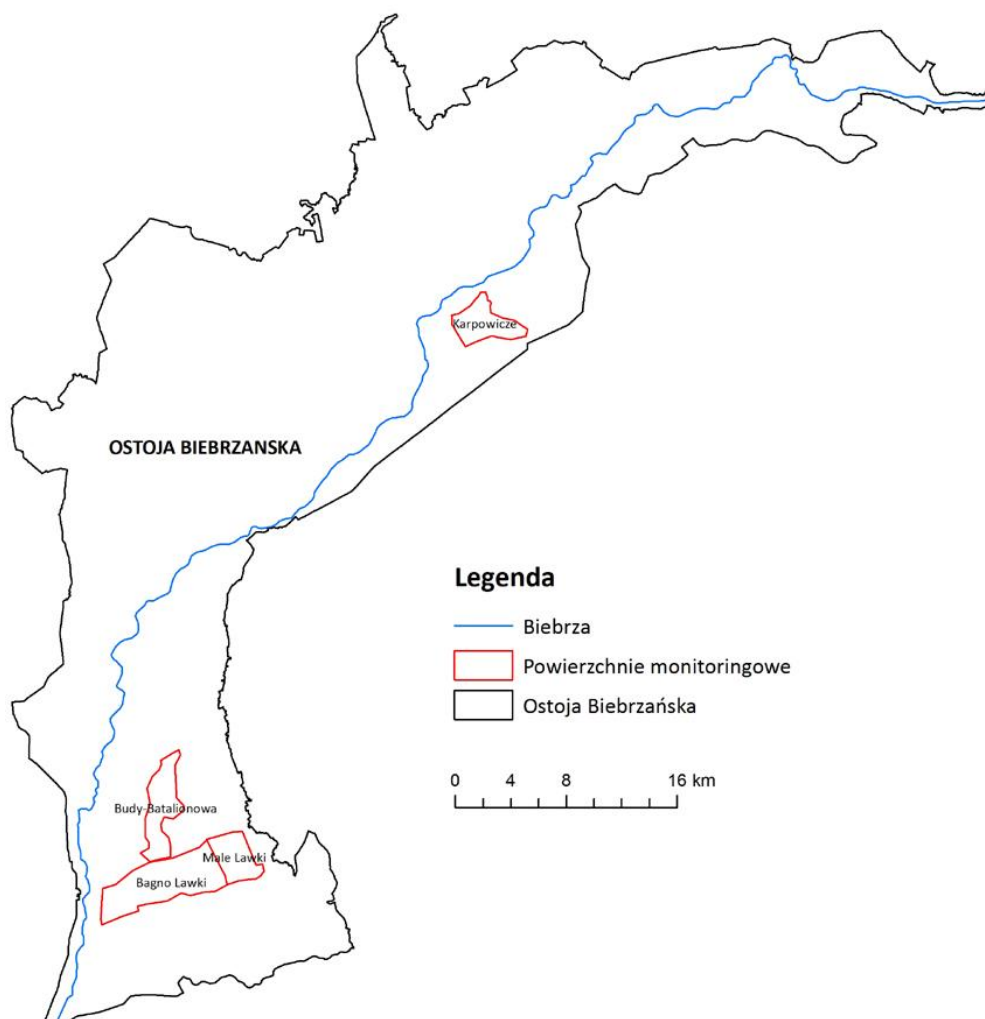
Ostoja Biebrzańska

Ocena liczebności na terenie OSO PLB200006 Ostoja Biebrzańska została wykonana na podstawie kontroli przeprowadzonych na czterech stałych powierzchniach monitoringowych oraz na bazie informacji uzyskanych podczas poszukiwania stanowisk lęgowych w pozostałych częściach ostoi.

Wyznaczone powierzchnie badawcze (Ryc. 5):

1. „Bagno ławki” – 25.30 km²
2. „Małe ławki” – 9.16 km²
3. „Budy-Batalionowa” – 12.97 km²
4. „Karpowicze” – 10.50 km²

W obrębie kontrolowanych powierzchni wybrano punkty obserwacyjne. W każdym punkcie, przez 30-40 minut prowadzono obserwacje mające na celu wykrycie ptaków i ustalenie liczby zajętych rewirów. Obserwacje prowadzono zarówno w godzinach rannych, popołudniowych i wieczornych (unikano godzin około południowych) w następujących terminach: 5 - 14 maja, 15 - 24 maja, 21 - 30 czerwca, 3 - 12 lipca. Ponadto, przez cały sezon lęgowy eksplorowany był cały obszar Natura 2000 „Ostoja Biebrzańska”. Obserwacje prowadzono z wybranych punktów zapewniających dobrą widoczność (wyniesienia, wieże widokowe, drogi, rozległe tereny otwarte). Obserwacje pokrywały większość obszaru Ostoi, z wyjątkiem północnych fragmentów Środkowego Basenu – w okolicach doliny Netty i na wschód od niej. Dodatkowo, korzystano z zewnętrznych źródeł danych, takich jak obserwacje pracowników Biebrzańskiego Parku Narodowego oraz innych ornitologów. Wyszukiwano także informacje z bazy <https://www.ornitho.pl/>.



Ryc. 5. Położenie powierzchni próbnych w granicach OSO Ostoja Biebrzańska
Location of sampling plots within the SPA Ostoja Biebrzańska.

7.2. Konstrukcja modelu

Zarówno oszacowanie wykrywalności, jak i liczebności populacji w poszczególnych warstwach dla obu lat badań zostało wykonane na bazie hierarchicznego modelu zbudowanego w oparciu o techniki estymacji bayesowskiej. Obliczenia zostały przeprowadzone w środowisku R 3.6 (R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria 2020) oraz JAGS (Plummer 2003). Oba środowiska zostały zintegrowane przy pomocy biblioteki jagsUI (Kellner 2019).

Zaproponowany model umożliwia równoczesną estymację wykrywalności (na podstawie danych uzyskanych z części powierzchni kontrolowanych niezależnie przez dwóch obserwatorów) oraz zagęszczeń populacji w poszczególnych warstwach (wymienionych w poprzednim paragrafie). Zintegrowanie obu tych elementów we wspólnym modelu umożliwia uzyskanie rozkładów wszystkich parametrów oraz pełną propagację błędów.

Wartości wszystkich estymatorów zostały podane wraz z miarami błędów. Użyto skrótu 95% CI zarówno do oznaczenia 95% przedziałów ufności, jak i *credible intervals* (jest to miara błędów stosowana w estymacji bayesowskiej – dla potrzeb praktycznych można przyjąć, że jest ona odpowiednikiem przedziałów ufności).

Estymacja wykrywalności

W latach 2013-2014, dla 30 kwadratów (w obrębie których stwierdzono 84 rewiry) uzyskano niezależne oszacowania liczebności wykonane przez dwóch obserwatorów. Takie podejście umożliwia estymację wykrywalności metodą *double-observer approach* (Nichols *et al.* 2000, MacKenzie *et al.* 2006). W dużym uproszczeniu, metoda ta polega na oddzielnym oszacowaniu rozpowszechnienia (*occupancy*) i prawdopodobieństwa wykrycia (*detection probability*) na podstawie tzw. historii detekcji. Przykładowo, jeżeli pierwszy obserwator (wykonujący standardową kontrolę) nie wykrył danego rewiru błotniaka łąkowego (w kategorii „B” lub „C”), natomiast rewir ten został wykryty przez drugiego obserwatora (dodatkowa kontrola), to prawdopodobieństwo zajścia takiej „historii” wynosi:

$$\Pr(h_i = 01) = \psi(1 - p_1)p_2,$$

gdzie:

ψ - (psi) prawdopodobieństwo, że rewir jest zajęty,

p_1 - wykrywalność podczas standardowej kontroli,

p_2 - wykrywalność podczas dodatkowej kontroli.

W szczególnym przypadku nie wykrycia rewiru podczas żadnej kontroli (z dwóch wykonanych niezależnie przez obu obserwatorów) prawdopodobieństwo zajścia takiego zdarzenia jest sumą:

1. prawdopodobieństwa nie wykrycia rewiru przez obu obserwatorów,
2. prawdopodobieństwa, że rewir nie jest zajęty:

$$\Pr(h_i = 00) = (1 - p_1)(1 - p_2) + (1 - \psi)$$

Sformułowanie równań opisujących prawdopodobieństwa wystąpienia wszystkich możliwych historii (w tym przypadku są jedynie cztery: 11, 01, 10, 00) umożliwia niezależne oszacowanie parametrów (ψ oraz p_i).

W niniejszym opracowaniu do oszacowania wykrywalności zastosowano metodę augmentacji (*parameter-expanded data augmentation PX-DA*) Royle *et al.* (2007) oraz Royle & Dorazio (2012). Konceptyjnie, model taki jest hierarchicznym modelem typu *capture-recapture*, w którym proces opisujący liczbę detekcji każdego rewiru y'_i (w przypadku dwóch niezależnych oszacowań wartość ta może wynosić 0, 1 lub 2, przy czym wartość zero jest efektem augmentacji) można opisać następująco:

$$y'_i \sim \begin{cases} 0 & , z_i = 0 \\ \text{Binom}(J, p) & , z_i = 1 \end{cases} ,$$

$$z_i \sim \text{Bern}(\phi),$$

$$\phi \sim \text{Beta}(\alpha_\phi, \beta_\phi), \quad p \sim \text{Beta}(\alpha_p, \beta_p),$$

gdzie y'_i ma rozkład mieszany i przyjmuje wartość zero, gdy rewir nie jest zajęty lub wartość o rozkładzie dwumianowym z liczbą prób wynoszącą $J = 2$ (liczba niezależnych oszacowań) i prawdopodobieństwem pojedynczego sukcesu wynoszącym p (które odpowiada wykrywalności pojedynczego rewiru), gdy rewir jest zajęty. Losowa zmienna binarna z określa faktyczny (nieznany) stan „zajętości” rewiru (jest to tzw. zmienna niejawna, w tym przypadku o rozkładzie Bernoullego, która z prawdopodobieństwem ϕ przyjmuje wartość $z_i = 1$ jeżeli rewir jest zajęty lub $z_i = 0$ w przeciwnym wypadku). Dla obu nieznanymi parametrów (p oraz ϕ) przyjęto, że ich rozkłady *a-priori* mają postać nieinformatywnych rozkładów Beta ($\alpha = \beta = 1$ w obu przypadkach).

Estymacja zagęszczeń dla warstwy „optymalnej”

Model opisujący liczbę rewirów y_{ij} stwierdzonych na powierzchni i w roku j może być sformułowany następująco:

$$y_{ij} \sim \text{Pois}(\lambda_{ij} * p) ,$$

$$\ln(\lambda_{ij}) = \alpha_j + \varepsilon_i ,$$

$$\varepsilon_i \sim \text{Norm}(0, \delta_p) ,$$

$$\alpha_j \sim \text{Norm}(0, 10), \quad \delta_p \sim C^+(0, 1).$$

Zgodnie z równaniem (1) zamieszczonym na stronie 9, liczba stwierdzonych rewirów jest efektem realizacji losowego procesu obserwacyjnego o rozkładzie Poissona ze średnią będącą iloczynem prawdziwej liczby rewirów λ_{ij} i wykrywalności p (oszacowanej metodą augmentacji z powierzchni, na których były prowadzone liczenia przez dwóch niezależnych obserwatorów). Logarytm naturalny oczekiwanej wartości liczby rewirów λ_{ij} jest sumą efektu roku α_j i losowego efektu powierzchni ε_i . Losowy czynnik ε_i ma rozkład normalny o średniej zero i odchyleniu standardowym δ_p . Rozkład *a-priori* dla stałych efektów roku ma postać nieinformatywnego rozkładu normalnego o średniej zero i odchyleniu standardowym wynoszącym 10. Rozkład *a-priori* dla δ_p ma postać uciętego (do obszaru liczb nieujemnych) rozkładu Cauchy'ego o średniej zero i odchyleniu standardowym wynoszącym 1.

W tak sformułowanym modelu (nazywanym dalej modelem **Poi-logN**), rozkład obserwowanych liczebności jest rozkładem mieszanym: liczba rewirów pochodzi z rozkładu Poissona, natomiast parametr tego rozkładu jest także zmienną losową o rozkładzie logarytmiczno-normalnym. Takie podejście jest bardzo uniwersalne i nadaje się do modelowania danych wykazujących naddyspersję.

Kod w języku BUGS służący do równoczesnej estymacji wykrywalności i liczebności przy użyciu wyżej opisanej metody przedstawia się następująco:

```
model {
  # Rozkłady a-priori
  omega ~ dbeta(1, 1)
  p ~ dbeta(1, 1)          # wykrywalność

  for (t in 1:2) {
    alpha[t] ~ dnorm(0, 0.01) # efekt roku
  }

  # Hyperpriors
  for (i in 1:n_id) {
    eps[i] ~ dnorm(0, tau.eps)    # losowy efekt powierzchni
  }
  tau.eps <- pow(sd.eps, -2)
  sd.eps ~ dt(0, 1, 1) T(0, )

  # Likelihood

  # Wykrywalność
  for (i in 1:R) {
    z[i] ~ dbern(omega)
    for (j in 1:T) {
      yaug[i, j] ~ dbern(p.eff[i, j])
      p.eff[i, j] <- z[i] * p
    }
  }
}
```

```

# Warstwa optymalna
for (i in 1:n_squares) {
  C[i] ~ dpois(lambda[i] * p)
  log(lambda[i]) <- alpha[year[i]] + eps[id[i]]

# Ocena dopasowania
exp.C[i] <- lambda[i] * p # wartość oczekiwana
pres[i] <- (C[i] - exp.C[i]) / sqrt(lambda[i] * p) # reszty

# Wartości symulowane z modelu
sim.C[i] ~ dpois(lambda[i] * p)

# Statystyka Freemana-Tukeya:
fts[i] <- pow(sqrt(C[i]) - sqrt(exp.C[i]), 2) # obserwowana
sim.fts[i] <- pow(sqrt(sim.C[i]) - sqrt(exp.C[i]), 2) # oczekiwana
zr[i] <- equals(sim.C[i], 0) # zero?
}

fit <- sum(fts[]) # Statystyki dopasowania dla danych obserwowanych
sim.fit <- sum(sim.fts[]) # Statystyki dopasowania dla danych symulowanych
zer <- sum(zr[]) # Liczba zer

# Wielkości pochodne
# Warstwa optymalna
d.o <- mean(lambda[]) # zagęszczenie średnie
N.o <- d.o * 1114.2 # Liczebność w warstwie
}

```

Wyżej opisany wariant modelu (z pominięciem technicznych modyfikacji, głównie dotyczących postaci rozkładów *a-priori* i diagnostyki modelu) został zastosowany w poprzedniej edycji cenzusu (2013-2014) oraz w publikacji Królikowska *et al.* (2018).

W ramach niniejszego projektu przetestowano kilka modyfikacji modelu **Poi-logN**:

1. **Poi-logN+OLRE** (*Poisson-logNormal, observation-level random intercept*)

Model **Poi-logN** wykazuje pewne cechy naddyspersji. Modyfikacja polega na dodaniu składnika losowego charakteryzującego kombinację roku i powierzchni. Konceptyjnie oznacza to założenie, że oszacowania z modelu **Poi-logN** są obarczone dodatkowym błędem (o nieznanym pochodzeniu, może to być zarówno błąd obserwacyjny, jak i związany z procesem ekologicznym) wynikającym ze specyfiki interakcji powierzchni i roku. Zapis formalny:

$$y_{ij} \sim \text{Pois}(\lambda_{ij} * p) ,$$

$$\ln(\lambda_{ij}) = \alpha_j + \beta_i + \varepsilon_{ij} ,$$

$$\beta_i \sim \text{Norm}(0, \delta_p), \quad \varepsilon_{ij} \sim \text{Norm}(0, \delta_{pr}) ,$$

$$\alpha_j \sim \text{Norm}(0, 10), \quad \delta_p \sim C^+(0, 1), \quad \delta_{pr} \sim C^+(0, 1).$$

2. **Poi-logN+OLRE+obs** (*Poisson-logNormal, observation-level random intercept, random observer effect*)

Model ten, poprzez dodanie losowego wyrazu wolnego identyfikującego obserwatora, dodatkowo uwzględnia wpływ dwóch elementów: potencjalnego zróżnicowania

wykrywalności wynikającego z efektu obserwatora oraz zmienności regionalnej (efekty te, ze względów logistycznych, są w tym przypadku nierozróżnialne). Zapis formalny:

$$y_{ij} \sim \text{Pois}(\lambda_{ij} * p) ,$$

$$\ln(\lambda_{ij}) = \alpha_j + \beta_i + \eta_{obs[i]} + \varepsilon_{ij} ,$$

$$\beta_i \sim \text{Norm}(0, \delta_p), \quad \eta_{obs[i]} \sim \text{Norm}(0, \delta_{obs}), \quad \varepsilon_{ij} \sim \text{Norm}(0, \delta_{pr}),$$

$$\alpha_j \sim \text{Norm}(0, 10), \quad \delta_p \sim C^+(0, 1), \quad \delta_{obs} \sim C^+(0, 1), \quad \delta_{pr} \sim C^+(0, 1).$$

3. **Poi-logN+OLRE+obs+p** (*Poisson-logNormal, observation-level random intercept, random observer effect, detectability error*)

Metodyka oszacowania wykrywalności rewirów przy pomocy metody PX-DA zakłada, że parametr ten jest stały dla wszystkich powierzchni, obserwatorów i lat badań. Ta modyfikacja pozwala na złagodzenie tego założenia i dopuszcza zmienność wykrywalności wynikającą ze specyfiki interakcji powierzchni i roku. Zatem, średnia wykrywalność wynosi p , ale dopuszczalna jest zmienność wokół tej wartości i w efekcie wykrywalność, oznaczona jako π_{ij} , jest specyficzna dla każdej powierzchni i każdego roku. Zapis formalny:

$$y_{ij} \sim \text{Pois}(\lambda_{ij} * \pi_{ij}) ,$$

$$\ln(\lambda_{ij}) = \alpha_j + \beta_i + \eta_{obs[i]} + \varepsilon_{ij} ,$$

$$\text{logit}(\pi_{ij}) \sim \text{Norm}(\text{logit}(p), \delta_{pi}) ,$$

$$\beta_i \sim \text{Norm}(0, \delta_p), \quad \eta_{obs[i]} \sim \text{Norm}(0, \delta_{obs}), \quad \varepsilon_{ij} \sim \text{Norm}(0, \delta_{pr}),$$

$$\alpha_j \sim \text{Norm}(0, 10) ,$$

$$\delta_p \sim C^+(0, 1), \quad \delta_{obs} \sim C^+(0, 1), \quad \delta_{pr} \sim C^+(0, 1), \quad \delta_{pi} \sim C^+(0, 1).$$

Przetestowane zostały również różne warianty modeli typu *Zero-Inflated Poisson*, lecz ze względu na ich dużo gorsze dopasowanie w stosunku do modeli typu *Poisson-logNormal*, nie zostały one tu zaprezentowane.

Dla wszystkich wariantów modeli wykonano standardową diagnostykę wg rekomendacji zalecanych w pracy Conn *et al.* (2018). Wszystkie modele są dobrze dopasowane, spełniają założenia i nie wykazują objawów heteroscedastyczności.

Ostatecznie, do estymacji liczebności krajowej populacji wykorzystany został model **Poi-logN+OLRE+obs**, który cechował się najniższą wartością DIC. Różnice pomiędzy modelami okazały się niewielkie – estymowane wartości wielkości populacji różnią się od siebie nawzajem co najwyżej o kilka rewirów, co stanowi ułamek procenta całkowitej liczebności i praktycznie nie ma wpływu na wyciągane wnioski. Generalnie, wysoka spójność predykcji i niewielka wrażliwość wyników na zastosowane podejście analityczne świadczą o dobrej jakości danych (wyniki zależą niemal wyłącznie od dostarczonej informacji, a nie od sposobu jej przetwarzania).

Tabela 2. Statystyki dopasowania poszczególnych modeli oraz szacowana wielkość populacji wraz z miarami błędu.

Goodness of fit statistics for the considered Bayesian models and population estimates

Model	DIC	Liczebność populacji (liczba rewirów)	95% CI (liczba rewirów)
Poi-logN+OLRE+obs	1 043.6	2 809	2206 - 3622
Poi-logN+OLRE+obs+p	1 043.9	2 797	2204 - 3593
Poi-logN	1 046.4	2 805	2204 - 3612
Poi-logN+OLRE	1 051.6	2 802	2202 - 3610

DIC - *Deviance information criterion*, miara dopasowania modelu w analizie bayesowskiej będąca generalizacją kryterium informacyjnego Akaike (im mniejsza, tym lepiej)

7.3. Ocena trendu na podstawie danych z Monitoringu Ptaków Drapieżnych

Monitoring Ptaków Drapieżnych (MPD) wchodzi w skład Państwowego Monitoringu Środowiska koordynowanego przez Główny Inspektorat Ochrony Środowiska. Program jest realizowany od 2007 roku i dostarcza informacji o liczebności 12 gatunkach ptaków, w tym błotniaka łąkowego. Liczenia wykonywane są na 49 losowo wybranych kwadratach o powierzchni 100 km².

Poza oceną trendów, program MPD umożliwia ocenę rozpowszechnienia oraz wskaźnika względnej liczebności populacji. W obecnej formie MPD nie uwzględnia wykrywalności, co powoduje, że oceny liczebności uzyskane z tego programu są niedoszacowane. W przypadku gatunków rzadszych i trudno wykrywalnych (takich jak błotniak łąkowy), może to powodować nawet 2-3 krotne zaniżenie ocen liczebności. Ponadto, program MPD został zaprojektowany w celu monitorowania dość licznej grupy gatunków (również leśnych) i tym samym nie obejmuje siedlisk optymalnych dla błotniaka łąkowego. Z tych względów oszacowania liczebności uzyskane z MPD są dużo niższe, niż wyniki uzyskane dzięki realizacji niniejszego programu.

W celu kalibracji wyników uzyskiwanych z MPD obliczony został mnożnik pozwalający na przeliczenie oszacowań liczebności uzyskanych z MPD na liczebność oszacowaną na podstawie cenzusu. Rozkład tego parametru został oszacowany z modelu opisanego w poprzednim paragrafie na podstawie symulacji MCMC. W pewnym uproszczeniu wartość tego mnożnika może być traktowana jako wykrywalność błotniaka łąkowego w programie MPD.

Do estymacji trendu zastosowany został następujący bayesowski model hierarchiczny:

$$Z_{ij} \sim \text{Pois}(\lambda_{ij}) ,$$

$$\ln(\lambda_{ij}) \sim \text{Norm}(\mu_{ij}, \delta) ,$$

$$\mu_{ij} = \alpha + r * j + a_i + b_j ,$$

$$y_{ij} \sim \text{Bin}(\varphi, Z_{ij}) ,$$

$$r \sim \text{Norm}(0, 0.1), \alpha \sim \text{Norm}(0, 10), \varphi \sim \text{Beta}(55.2, 62.4)$$

$$a \sim \text{Norm}(0, \delta_a), b \sim \text{Norm}(0, \delta_b),$$

$$\delta \sim C^+(0, 1), \delta_a \sim C^+(0, 1), \delta_b \sim C^+(0, 1).$$

W modelu tym, nieznaną liczbę rewirów na powierzchni i w roku j wynosi Z_{ij} i jest realizacją procesu Poissona o wartości oczekiwanej λ_{ij} . Z_{ij} jest zmienną niejawną (nieobserwowaną) i możemy wnioskować o jej wartościach jedynie na podstawie liczby stwierdzonych rewirów y_{ij} oraz wykrywalności φ . Zakładamy, że liczba stwierdzonych rewirów pochodzi z rozkładu dwumianowego o prawdopodobieństwie pojedynczego sukcesu wynoszącym φ i liczbie niezależnych prób wynoszącej Z_{ij} . Wartość oczekiwana prawdziwej liczby rewirów jest również zmienną losową – jej logarytm naturalny ma rozkład normalny o średniej μ_{ij} i odchyleniu standardowym δ . Z kolei μ_{ij} jest liniową funkcją roku z wyrazem wolnym α , nachyleniem r (względem roku) oraz losowym wyrazem wolnym dla powierzchni a_i i dla roku b_j . Oba losowe wyrazy wolne pochodzą z rozkładów normalnych o średniej zero i odchyleniach standardowych odpowiednio δ_a i δ_b . Rozkład *a-priori* dla r jest silnie informatywnym rozkładem normalnym o średniej zero i odchyleniu standardowym równym 0.1 (parametry tego rozkładu zostały dobrane na podstawie analizy rozkładu tempa wzrostu populacji dla ponad stu gatunków ptaków monitorowanych w ramach programu MPPL¹). Rozkład *a-priori* dla α jest nieinformatywnym rozkładem normalnym o średniej zero i odchyleniu standardowym równym 10. Z kolei rozkład *a-priori* dla φ jest również rozkładem silnie informatywnym o postaci rozkładu Beta i parametrach obliczonym z rozkładu *a-posteriori* dla φ z modelu **Poi-logN+OLRE+obs** opisanego w paragrafie 7.2 wyżej. Średnia dla φ (czyli wykrywalności błotniaka łąkowego w programie MPD) wynosi 0.47, natomiast wariancja 0.0021, co po przekształceniach odpowiada parametrom rozkładu Beta odpowiednio 55.2 i 62.4. Rozkłady *a-priori* dla odchyżeń standardowych składników losowych δ_a i δ_p mają postać uciętego (do obszaru liczb nieujemnych) rozkładu Cauchy'ego o średniej zero i odchyleniu standardowym wynoszącym 1.

W tak zdefiniowanym modelu nachylenie r może być interpretowane jako przeciętny, punktowy współczynnik wzrostu populacji *per capita*. Na jego podstawie można wyliczyć roczne tempo reprodukcji netto²: $R_0 = e^r$. Oszacowanie przeciętnego tempa wzrostu populacji w okresie 10-letnim uzyskuje się poprzez podniesienie wskaźnika R_0 do dziesiątej potęgi.

Model tu opisany łączy w sobie proces ekologiczny (wspólny trend liczebności populacji jest modyfikowany losowymi zaburzeniami wynikającymi z niezależnego wpływu roku i specyfiki każdej powierzchni) oraz proces obserwacyjny (średnia wykrywalność jest modyfikowana losowym błędem pomiaru charakteryzującym unikalną kombinację roku i powierzchni). Co do konstrukcji, model ten jest analogiczny do modelu opisanego w poprzednim raporcie (Kuczyński i Krupiński 2014), został jednak wzbogacony o kilka usprawnień technicznych (nie mających wpływu na estymowane wartości).

7.4. Określenie statusu krajowej populacji na tle sytuacji w Unii Europejskiej

Zestawienia liczebności w poszczególnych krajach UE dokonano na podstawie danych uzyskanych z sieci EIONET (<https://nature-art12.eionet.europa.eu/article12/>). Jeżeli dane dla danego kraju nie były dostępne (Czechy, Chorwacja, Luxemburg, Irlandia), wykorzystano informacje podawane przez Trierweiler (2010). Dane w serwisie EIONET są już nieco przestarzałe (większość pochodzi z lat 2000-2012), więc w miarę możliwości zostały zaktualizowane: dotyczy to Hiszpanii (Arroyo *et al.* 2019), Francji (informacja listowna od Alexandre Millon, koordynatora programu) oraz Polski (niniejsze opracowanie).

¹ MPPL – Monitoring Pospolitych Ptaków Lęgowych Polski

² Parametr R_0 często bywa w literaturze oznaczany symbolem λ (lambda). Zrezygnowaliśmy z tej konwencji, aby nie mylił się z parametrem rozkładu Poissona, również oznaczanym grecką literą lambda.

7.5. Charakterystyka wybiórczości środowiskowej

Dane uzyskane w ramach realizacji niniejszego projektu umożliwiły budowę modelu wiążącego cechy środowiska z zagęszczeniem populacji. Podobnie jak w przypadku opisanego wcześniej modelu dotyczącego występowania (5.1 Model predykcyjny, str. 5), zastosowano metodę *Random Forest (RF)*, tym razem w układzie regresyjnym. Zmienną objaśnianą w tym modelu był logarytm zagęszczenia skorygowany o wykrywalność (równanie 1, str. 9). Jako predyktorów użyto 93 zmiennych (pozyskanych głównie ze źródeł teledetekcyjnych) szczegółowo opisanych w „Atlasie pospolitych ptaków lęgowych Polski” (Chylarecki and Kuczyński 2012). Zbiór uczący składał się ze 100 kwadratów (o boku 10 km, układ PUWG 1992), na których wykonano liczenia w ramach cenzusu, kilkudziesięciu dodatkowych powierzchni z Mazowsza i Podlasia (kontrolowanych wg tej samej metodyki, w tej samej siatce kwadratów) oraz 243 „zer” (informacji o braku stwierdzeń), dostarczonych przez obserwatorów z całego kraju na etapie planowania metodyki cenzusu (pełna lista osób, które przekazały dane jest dostępna pod adresem <http://pygargus.pl/cenzus/>).

Na pierwszym etapie model był dopasowywany przy użyciu wszystkich 93 predyktorów. Zastosowano 3000 drzew ($n_{tree}=3000$) i domyślną wartość parametru $mtry$. Następnie zmienne środowiskowe były rangowane wg ich ważności (patrz niżej: Ocena ważności predyktorów) i modele były dopasowywane po kolei przy użyciu różniących się wielkością podzbiorów zmiennych wejściowych. W ten sposób znajdowana była optymalna liczba zmiennych, dająca maksymalne dopasowanie (mierzone wartością R^2 dla zbioru testowego *OOB*).

Wybiórczość środowiskowa została określona na podstawie ważności predyktorów, analizy wykresów funkcji opisujących zależność zagęszczenia od wartości poszczególnych zmiennych środowiskowych oraz na podstawie analizy map przewidywanego zagęszczenia populacji.

Ocena ważności predyktorów

Algorytm *RF* pozwala na obiektywny pomiar „ważności” predyktorów. Innymi słowy, pozwala ocenić, które parametry odrywają najważniejszą rolę w definiowaniu charakterystyk środowiska wpływających na zagęszczenie populacji. Zasada działania oceny ważności jest następująca. Gdy predykcje z modelu *RF* są obliczane dla próby *OOB* (co ma na celu ocenę błędu testowego), wartości jednego z predyktorów są mieszane, czyli ustawiane w losowej kolejności. Taki zabieg powoduje, że ten właśnie predyktor traci swoją moc objaśniającą – reprezentuje teraz losowy szum, co symuluje sytuację braku jakiegokolwiek związku tego predyktora ze zmienną objaśnianą. Obliczając różnicę błędu średniokwadratowego (MSE_{OOB}) przed i po takim zabiegu, możemy oszacować ważność tego predyktora. Im większy spadek dopasowania po jego „wymieszaniu”, tym ma on większe znaczenie w skutecznym prognozowaniu zagęszczenia populacji. Taką procedurę powtarza się po kolei dla każdego predyktora.

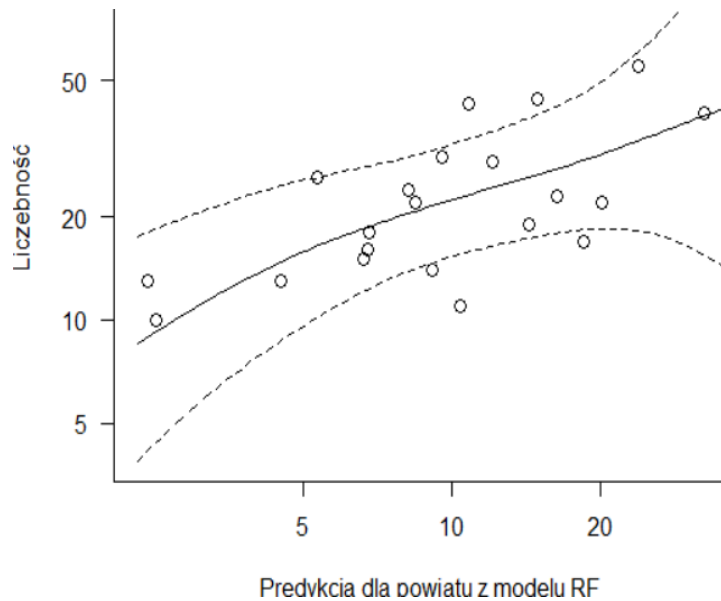
Funkcyjna charakterystyka preferencji środowiskowych

Ważność predyktorów nie dostarcza informacji o rodzaju zależności zagęszczenia od wartości zmiennych środowiskowych. Pozwala jedynie stwierdzić, że jakiś czynnik środowiska jest ważny, ale nie mówi, czy jego wpływ jest korzystny, czy raczej opisuje unikanie jakiegoś typu zasobów, albo definiuje zakres wartości optymalnych. Takiej informacji dostarczają wykresy pokazujące funkcyjną zależność między czynnikami środowiska a zagęszczeniem (*partial dependence plots*). Pokazują one, jak zmienia się zagęszczenie populacji dla różnych wartości predyktora, przy założeniu, że wartości wszystkich pozostałych predyktorów w modelu pozostają stałe i równe swoim wartościom średnim. Zagęszczenie na takich wykresach jest wyrażone w postaci reszt, czyli odchyleń od wartości przewidywanych.

7.6. Predykcja zagęszczeń populacji w poszczególnych regionach kraju

Na podstawie modelu opisanego w poprzednim paragrafie wykonana została predykcja zagęszczeń błotniaka łąkowego dla całego obszaru Polski. Wartości predykcji z modelu zostały tak

przeskalowane, aby możliwa była ocena liczby par lęgowych w dowolnym ujęciu regionalnym. Kalibracja predykcji była możliwa dzięki uzyskaniu precyzyjnych i wiarygodnych danych pochodzących z 21 powiatów, w których prowadzono aktywną ochronę. Zastosowano uogólniony model addytywny (GAM) dla logarytmów liczebności z rozkładem normalnym dla błędów. Model cechował się dobrym dopasowaniem: współczynnik determinacji wynosił 42%. Zależność liczebności oszacowanej w powiatach od liczebności przewidywanej przez model predykcyjny przedstawia Ryc. 6.



Ryc. 6. Funkcyjna zależność liczebności stwierdzonej w powiatach podczas realizacji programu aktywnej ochrony gniazd (maksyma dla lat 2018-2019) od liczebności przewidywanej przez model predykcyjny.

The functional relationship between the no. of territories found in each county and the no. of territories predicted by the model (generalised additive model). This function was later used for calibration of predictions used to estimate population numbers in each county.

7.7. Ocena dynamiki zasięgu

Ocenę dynamiki zasięgu wykonano w oparciu o zmiany przewidywanych zagęszczeń dla obu okresów badań stosując wzór:

$$r = \ln(n_2/n_1)/dt ,$$

gdzie r oznacza punktowy wskaźnik tempa zmian liczebności populacji, n_1 i n_2 to średnie liczebności w kwadratach, odpowiednio dla pierwszego (2013-2014) i drugiego okresu badań (2018-2019), natomiast dt to średni interwał czasowy w latach, czyli w tym przypadku $dt = 5$.

7.8. Ocena wpływu konkurencji ze strony błotniaka stawowego

Błotniak stawowy jest gatunkiem blisko spokrewnionym z błotniakiem łąkowym. Oba gatunki współwystępują i często polują w tych samych środowiskach. O silnej konkurencji między nimi można wnioskować na podstawie częstych obserwacji zachowań agresywnych (nie tylko w obronie lęgów, ale również podczas żerowania) oraz na podstawie drapieżnictwa udokumentowanego dzięki monitoringowi gniazd z użyciem fotonapędów (błotniak stawowy jest drapieżnikiem piskląt błotniaka łąkowego). Jednak potencjalne efekty populacyjne tej interakcji biotycznej nie były dotąd badane.

W ramach realizacji niniejszego projektu dokonano oceny liczebności obu gatunków błotniaków, co daje możliwość przetestowania hipotezy, czy efekty interakcji biotycznych między tymi gatunkami są widoczne na poziomie populacyjnym. W tym celu zastosowany został następujący model:

$$r_i = \beta + \alpha * \ln(M_{i,t-1}) + \gamma_{obs[i]} + \varepsilon_i ,$$

$$\gamma \sim Norm(0, \delta_{obs}), \quad \varepsilon \sim Norm(0, \delta) ,$$

gdzie r_i oznacza punktowy wskaźnik tempa zmian liczebności populacji błotniaka łąkowego na powierzchni i , β jest wyrazem wolnym, natomiast α współczynnikiem określającym międzygatunkową zależność od zagęszczenia. Liczebność błotniaka stawowego na powierzchni i w roku 2018 oznaczono symbolem $M_{i,t-1}$. Błąd obserwacyjny został uwzględniony w postaci losowego wyrazu wolnego dla obserwatora γ o rozkładzie normalnym i średniej zero oraz odchyleniu standardowym δ_{obs} . Błąd resztowy ε ma również rozkład normalny o średniej zero i odchyleniu standardowym δ .

8. Wyniki

8.1. Ocena liczebności krajowej populacji

Całkowita liczebność rewirów zajętych w roku 2018 została oszacowana na 3063 (95%CI: 2324-4057) (Tabela 3). Średnie zagęszczenie w warstwie „optymalnej” (z uwzględnieniem niepełnej wykrywalności) oszacowano na 2.67 rewiru/100 km² (95%CI: 2.02-3.55). Średnie zagęszczenie w przeliczeniu na obszar całego kraju wyniosło 0.98 rewiru/100 km² (95%CI: 0.74-1.30).

W roku 2019 liczebność błotniaka łąkowego w Polsce spadła i została oszacowana na 2532 rewirów (1886-3386) przy średnim zagęszczeniu w warstwie „optymalnej” wynoszącym 2.20 rewiru/100 km² (1.63-2.95). Zagęszczenie w skali całego kraju wyniosło 0.81 rewiru/100 km² (0.61-1.09).

Średnio, dla obu lat badań, liczebność populacji krajowej została oszacowana na 2809 rewirów (2206 – 3622) przy zagęszczeniu w warstwie „optymalnej” wynoszącym 2.44/100 km² (1.91-3.16) i średnim zagęszczeniu dla całego kraju 0.90/100 km² (0.71-1.16).

W porównaniu do wyników poprzedniej edycji cenzusu, kiedy dla lat 2013-2014 oszacowano liczebność krajowej populacji na 3373 rewiry (2670 – 4327), nastąpił spadek o 16.7%, co oznacza średnie roczne tempo zmian liczebności wynoszące -3.7%.

Obliczenia dotyczące oceny liczebności populacji zostały wykonane na bazie średniej wykrywalności rewirów, która została oszacowana na 55.2% (95%CI: 43.6%-65.9%, n = 84).

Tabela 3. Ocena liczebności krajowej populacji błotniaka łąkowego w 2018 r.

Estimates of Polish national population of the Montagu's Harrier in 2018.

Składowa oceny (jednostka)	Wartość oceny (liczba rewirów)	95% CI (liczba rewirów)	Powierzchnia (tysiące km ²)	Powierzchnia (%)
Obszar „optymalny” (<i>pr</i> > 0.90):	2977	2252 - 3953	111.420	35.7
Ostoja Biebrzańska	33		1.485	0.5
Obszar „suboptymalny” <i>pr</i> ∈ (0.77, 0.90)	53	40 - 70	38.713	12.4
Obszar niezasiedlony (<i>pr</i> < 0.26)	0		160.270	51.4
Razem	3063	2324 - 4057	311.888	100.0

Tabela 4. Ocena liczebności krajowej populacji błotniaka łąkowego w 2019 r.

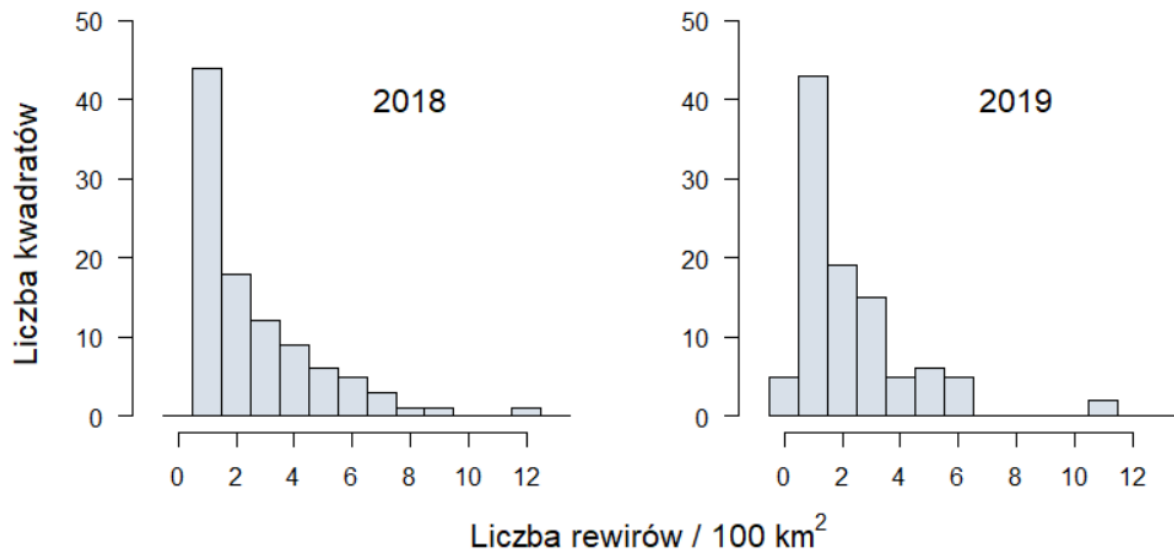
Estimates of Polish national population of the Montagu's Harrier in 2019.

Składowa oceny (jednostka)	Wartość oceny (liczba rewirów)	95% CI (liczba rewirów)	Powierzchnia (tysiące km ²)	Powierzchnia (%)
Obszar „optymalny” ($pr > 0.90$):	2449	1813 - 3288	111.420	35.7
Ostoja Biebrzańska	40		1.485	0.5
Obszar „suboptymalny” $pr \in (0.77, 0.90)$	43	32 - 58	38.713	12.4
Obszar niezasiedlony ($pr < 0.26$)	0		160.270	51.4
Razem	2532	1886 - 3386	311.888	100.0

Tabela 5. Ocena liczebności krajowej populacji błotniaka łąkowego w latach 2018-2019 r.

Estimates of Polish national population of the Montagu's Harrier in the years 2018-2019.

Składowa oceny (jednostka)	Wartość oceny (liczba rewirów)	95% CI (liczba rewirów)	Powierzchnia (tysiące km ²)	Powierzchnia (%)
Obszar „optymalny” ($pr > 0.90$):	2724	2132 - 3523	111.420	35.7
Ostoja Biebrzańska	36	29 - 46	1.485	0.5
Obszar „suboptymalny” $pr \in (0.77, 0.90)$	48	38 - 62	38.713	12.4
Obszar niezasiedlony ($pr < 0.26$)	0		160.270	51.4
Razem	2808	2206 - 3622	311.888	100.0



Ryc. 7. Rozkład przewidywanych zagęszczeń błotniaka łąkowego \hat{D}_{opt} na zbadanych powierzchniach próbnych z podziałem na kolejne lata badań

Frequency distribution of predicted population densities \hat{D}_{opt} on the sampling plots.

8.2. Ocena trendu na podstawie danych z Monitoringu Ptaków Drapieżnych

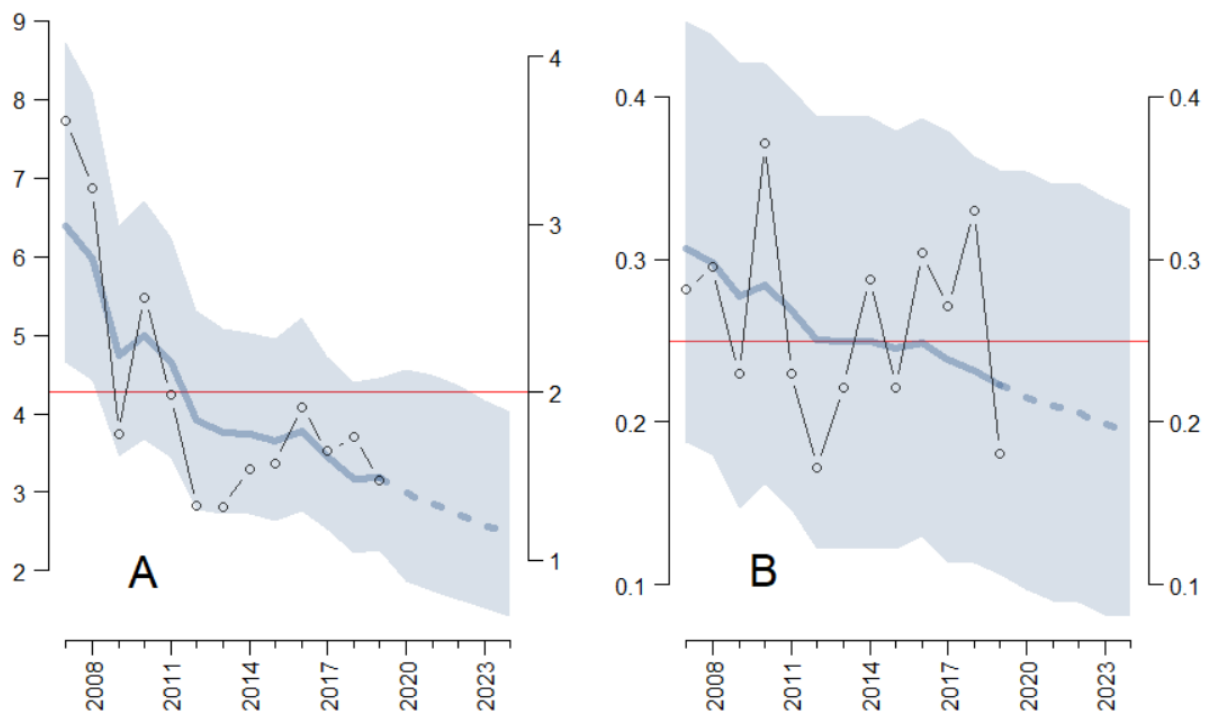
Jeżeli potraktować liczebność oszacowaną z cenzusu jako referencyjną (4 oszacowania dla lat: 2013, 2014, 2018 i 2019), to średnia wartość mnożnika pozwalającego na przeliczenie wyników MPD na skalę cenzusu (oszacowanie wykrywalności błotniaka łąkowego w projekcie MPD) wynosi 0.470 (95%CI: 0.381-0.561). Rozkład wykrywalności został przedstawiony na Ryc. 9.

Dane MPD z lat 2007-2019 wskazują na ciągły spadek liczebności populacji błotniaka łąkowego (Ryc. 8) w średnim tempie 4.8% rocznie (95%CI: 1.8 - 7.7). W przeliczeniu na 10 lat są to spadki rzędu 38.2% (95%CI: 16.4-55.0)³. Zgodnie z kryterium A2 IUCN⁴ polska populacja błotniaka łąkowego powinna zostać uznana za narażoną na wyginięcie (kategoria *VU* - *vulnerable*).

W porównaniu do sytuacji z lat 2013-2014 można zaobserwować pewne przesłanki świadczące o możliwym wyhamowywaniu tempa spadków. Wprawdzie stan populacji nadal jest niezadowolający (liczebność poniżej stanu docelowego, niekorzystne trendy liczebności i rozpowszechnienia), jednak w ciągu ostatnich 5 lat nastąpił lekki wzrost wskaźnika tempa zmian: w roku 2014 wynosił on -8.0% rocznie w porównaniu do niecałych -5% obecnie. W przeliczeniu na 10 lat spadki zmniejszyły się więc z ok. 54% do ok. 38%. Należy jednak wyraźnie zaznaczyć, że ta poprawa odnosi się do drugiej pochodnej liczebności populacji (zmiana zmiany), a wszystkie parametry nadal są ujemne. Innymi słowy, sytuacja jest niekorzystna i ciągle się pogarsza, choć ostatnio trochę wolniej.

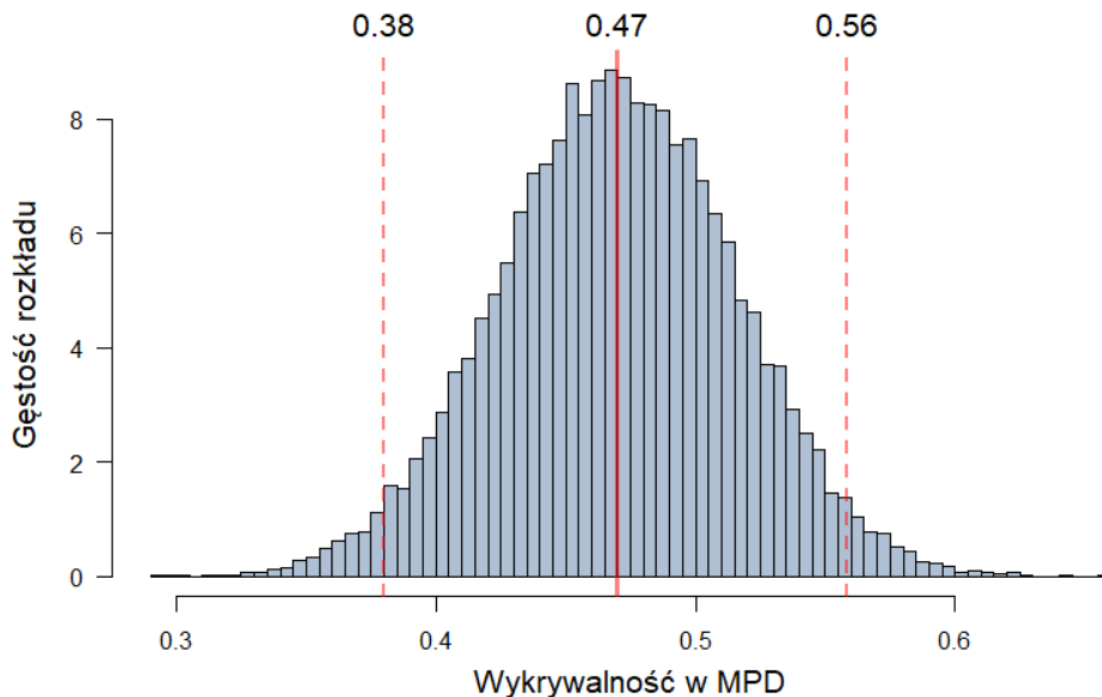
³ Podana wartość oznacza redukcję liczebności populacji, czyli $1 - R_0^{10}$. Średnia wartość wskaźnika zmian liczebności R_0^{10} wynosi 61.8% (95%CI: 41.0-83.6).

⁴ kryterium A2 IUCN – poważna redukcja liczebności populacji w ciągu 10 lat lub 3 pokoleń



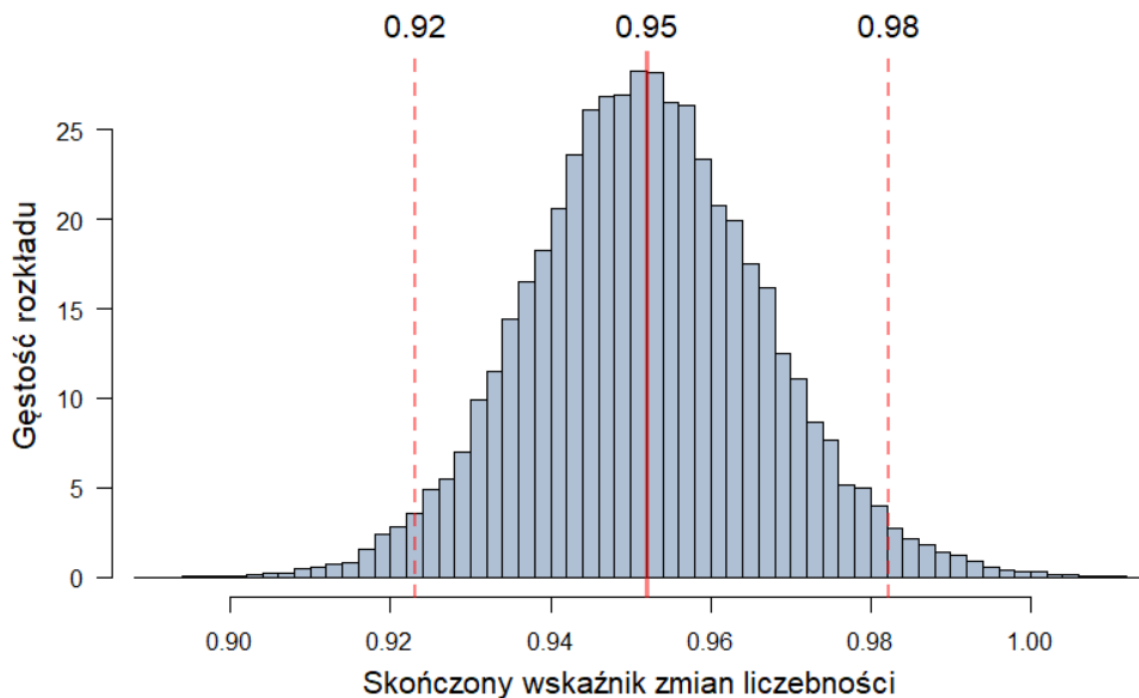
Ryc. 8. Zmiany liczebności populacji (A) i wskaźnika rozpowszechnienia (B) błotniaka łąkowego w latach 2007-2019 (na podstawie danych z Monitoringu Ptaków Drapieżnych). Punkty oznaczają wartości średnie (ważone powierzchnią warstw) dla każdego roku, niebieska ciągła linia dopasowany do wartości obserwowanych model dynamiki populacji, linia przerywana jest 5-letnią prognozą. Jasnoniebieski obszar obrazuje 95% bayesowskie przedziały ufności dla predykcji. Wartości na lewym panelu są wyskalowane w tysiącach par lęgowych (rewirów). Lewa oś panelu A reprezentuje przewidywane bezwzględne wartości liczebności populacji, natomiast prawa oś indeks liczebności otrzymany z surowych (nie uwzględniających niepełnej wykrywalności) wartości liczeń. Czerwone poziome linie pokazują wartości docelowe parametrów przyjęte w Krajowym Planie Ochrony Błotniaka łąkowego. Liczebność polskiej populacji błotniaka łąkowego maleje w tempie 5% rocznie.

Changes in estimated numbers (thousands of pairs – panel A) and prevalence index (panel B) of Montagu's Harrier during 2007-2019 (data from Monitoring of Birds of Prey). Points are observed means (weighted with strata areas), blue lines represent the fitted model and dashed lines are 5-year forecasts. Shaded regions represent 95% credible intervals. The left axis on panel A is the population size (with estimates accounted for imperfect detectability), the right axis is an index computed from the raw data. Horizontal red lines are conservation targets for both parameters. The population size of the Montagu's Harrier in Poland declines with the mean rate of 5% per year.



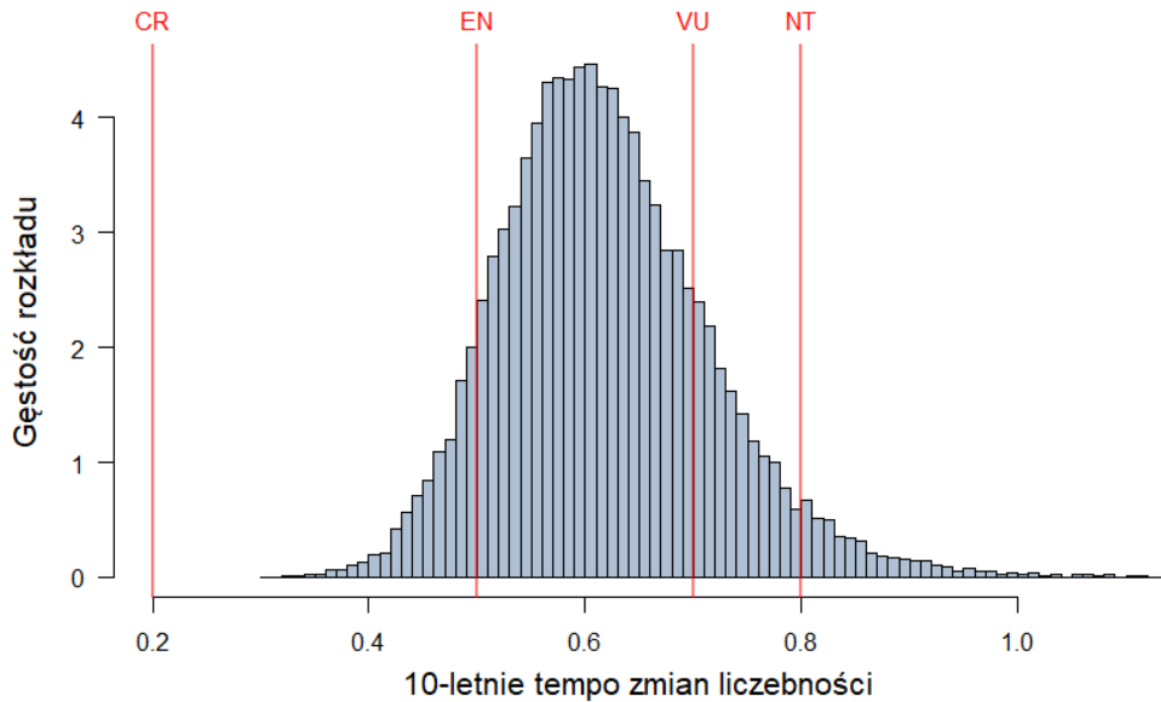
Ryc. 9. Rozkład *a-posteriori* wykrywalności błotniaka łąkowego w programie MPD. Ciągła czerwona linia oznacza wartość średnią, natomiast linie przerywane 95% bayesowskie przedziały ufności.

Posterior distribution of detectability of Montagu's harrier in the Raptor Monitoring Scheme (MPD).



Ryc. 10. Rozkład *a-posteriori* skończonego rocznego tempa zmian liczebności populacji R_0 . Zaznaczono wartość średnią i 95% bayesowskie przedziały ufności.

Posterior distribution of finite population growth rate R_0 based on the data from the Raptor Monitoring Scheme.



Ryc. 11. Rozkład *a-posteriori* wskaźnika R_0^{10} , będącego oszacowaniem 10-letniego tempa zmian liczebności populacji błotniaka łąkowego (na podstawie danych z MPD). Zaznaczone zostały wartości graniczne pozwalające na klasyfikację trendu zgodnie z wytycznymi IUCN (kryterium A2). Prawdopodobieństwo, że stwierdzony trend liczebności jest mniejszy od 0.5 (co odpowiada spełnieniu kryteriów umożliwiających klasyfikację gatunku jako EN) wynosi 0.09. Analogiczne prawdopodobieństwo pozwalające na zaliczenie do kategorii VU wynosi 0.82, a do kategorii NT: 0.96. Oznacza to, że na bazie kryterium A2 IUCN populacja błotniaka łąkowego w Polsce powinna uzyskać status VU (narażona na wyginięcie).

Posterior distribution of 10-year population change based on the data from the Raptor Monitoring Scheme.

8.3. Określenie statusu krajowej populacji na tle sytuacji w Unii Europejskiej

Liczebność krajowej populacji błotniaka łąkowego oszacowana w latach 2018-2019 na ok. 2800 par lęgowych stanowi niemal 19% całkowitej liczebności tego gatunku w Unii Europejskiej. Polska jest trzecim z kolei krajem o najwyższej liczebności. Łącznie w Hiszpanii, Francji i w Polsce gnieździ się ponad 76% wszystkich błotniaków łąkowych w UE.

Tabela 6. Liczebność błotniaka łąkowego w państwach Unii Europejskiej

National population estimates of Montagu's Harrier in EU.

Kraj	Country	Liczebność					Okres	Źródło
		zakres		śred.	%	% skum.		
Hiszpania	Spain	3 227	7 259	5 243	35.1	35.1	2017	Arroyo <i>et. al</i> 2019
Francja	France	3 000	3 800	3 400	22.7	57.8	2019	Alexandre Millon
Polska	Poland	2 206	3 622	2 808	18.8	76.6	2018-2019	niniejsze opracowanie
Portugalia	Portugal	500	1 000	750	5.0	81.6	2001-2012	Eionet
Estonia	Estonia	500	800	650	4.3	96.8	2001-2012	Eionet
Niemcy	Germany	470	550	510	3.4	85.0	1998-2008	Eionet
Litwa	Lithuania	300	400	350	2.3	87.3	2001-2012	Eionet
Bułgaria	Bulgaria	300	350	325	2.2	92.5	2000-2012	Eionet
Włochy	Italy	260	380	320	2.1	89.5	2001-2012	Eionet
Węgry	Hungary	50	200	125	0.8	90.3	2000-2012	Eionet
Czechy	Czechia	100	100	100	0.7	97.5	2000-2010	Trierweiler 2010
Szwecja	Sweden	45	75	60	0.4	98.2	2001-2012	Eionet
Holandia	Netherlands	48	63	56	0.4	99.3	2002-2011	Eionet
Chorwacja	Croatia	50	50	50	0.3	98.6	2000-2010	Trierweiler 2010
Łotwa	Latvia	29	68	49	0.3	97.8	2001-2012	Eionet
Rumunia	Romania	20	50	35	0.2	99.8	2001-2013	Eionet
Słowacja	Slovakia	15	40	28	0.2	98.8	2000-2012	Eionet
Austria	Austria	22	32	27	0.2	99.5	2001-2012	Eionet
Dania	Denmark	22	22	22	0.1	98.9	2000-2011	Eionet
Grecja	Greece	10	30	20	0.1	99.6	2000-2012	Eionet
Wielka Brytania	UK	12	16	14	0.1	99.9	1996-2008	Eionet
Finlandia	Finland	1	9	5	0.03	99.9	2001-2012	Eionet
Belgia	Belgium	3	7	5	0.03	100.0	2000-2012	Eionet
Luxemburg	Luxembourg	2	2	2	0.01	100.0	2000-2010	Trierweiler 2010
Irlandia	Ireland	1	1	1	0.01	100.0	2000-2010	Trierweiler 2010
UE Razem		11 193	18 926	14 954	100.0	100.0		
Poza UE	Non-EU			~30 000				Trierweiler 2010
Razem	Total			~45 000				

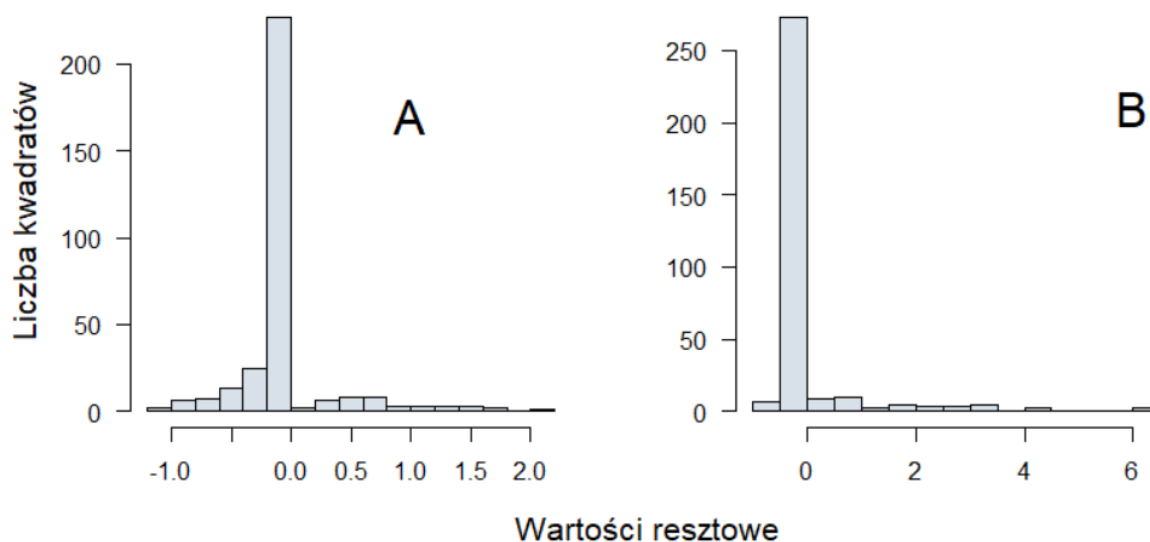
8.4. Charakterystyka wybiórczości środowiskowej

Dla roku 2018 optymalny model przewidywanego zagęszczenia populacji zawiera 14 predyktorów i cechuje się dość dobrymi parametrami dopasowania (Ryc. 12 i Ryc. 14). Dla roku 2019 optymalna liczba predyktorów wynosiła 9 i dopasowanie jest nieco słabsze, lecz nadal wysokie (Ryc. 13 i Ryc. 15).

Modele dla obu lat badań cechowały się dużą spójnością, zarówno pod względem ważności predyktorów, jak i postaci funkcyjnych opisujących relacje środowisko-zagęszczenie (Ryc. 16, Ryc. 17, Ryc. 18).

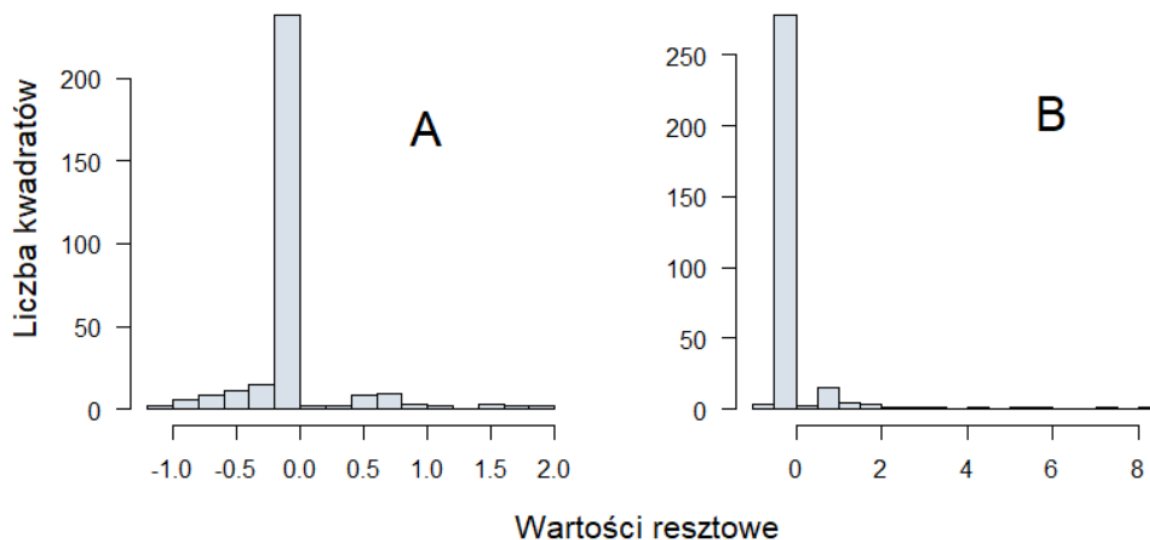
Zagęszczenie populacji błotniaka łąkowego zależy przede wszystkim od struktury krajobrazu rolniczego. Preferuje on wysoki powierzchniowy udział użytków rolnych, zarówno pól pod zasiewami, jak i łąk oraz pastwisk. Unika jednak urozmaiconego krajobrazu rolniczego z drobnymi gospodarstwami oraz miejsc o zróżnicowanej rzeźbie terenu. Silna korelacja z ilością kombajnów ziemniaczanych wynika z preferencji względem ekstensywnego rolnictwa (z dużym udziałem upraw ziemniaków). Błotniak łąkowy preferuje klimat o wysokich amplitudach temperatur, unika miejsc cieplejszych (zagęszczenie wyraźnie spada na obszarach o średniej rocznej temperaturze powyżej 7°C) i wilgotnych (z opadami rocznymi przekraczającymi 550 mm).

Wydaje się, że optymalnym środowiskiem błotniaka łąkowego są rozległe, płaskie i niezalesione tereny użytkowane rolniczo. Woli rolnictwo ekstensywne z dużym udziałem upraw ziemniaków, pastwisk i łąk. Unika miejsc zasiedlonych przez człowieka, nie tylko miejscowości, ale również drobnych i porzucanych gospodarstw. Preferuje klimat o cechach kontynentalnych.



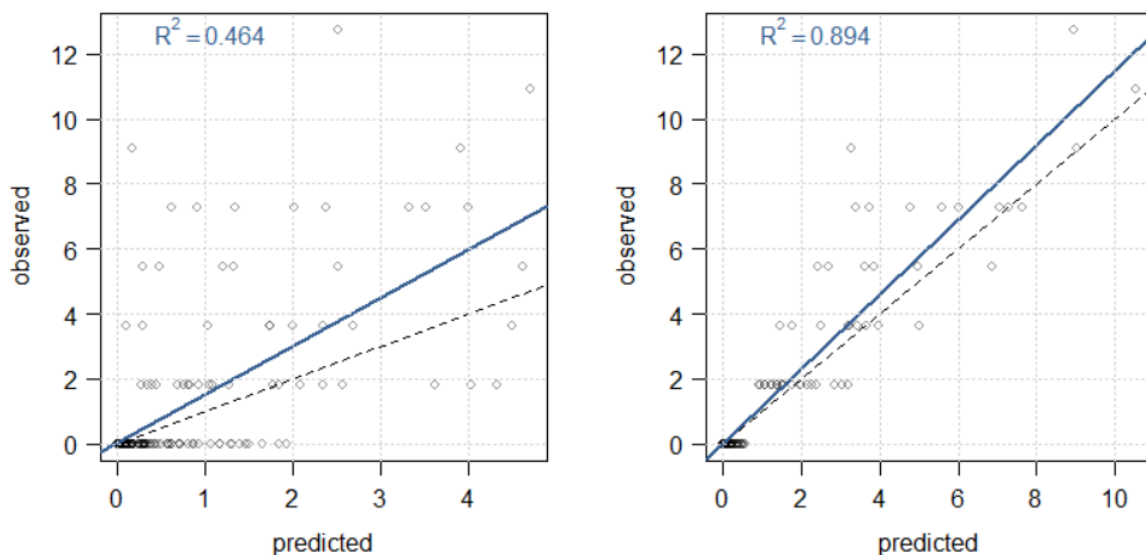
Ryc. 12. Rozkład reszt OOB (błędów dla próby testowej) z modelu dla roku 2018. A – logarytmy zagęszczeń, B – zagęszczenia

Distribution of out-of-bag (OOB) residuals from the Random Forest model fitted to the data from the year 2018, A – log-densities, B – densities.



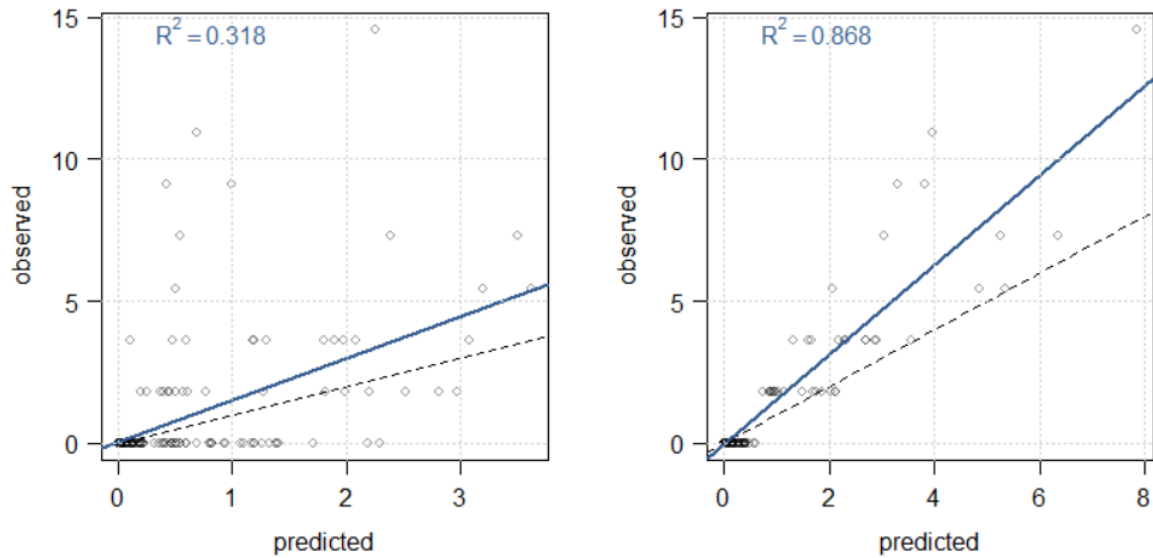
Ryc. 13. Rozkład reszt OOB (błędów dla próby testowej) z modelu dla roku 2019. A – logarytmy zagęszczeń, B –zagęszczenia

Distribution of out-of-bag (OOB) residuals from the Random Forest model fitted to the data from the year 2019, A – log-densities, B – densities.



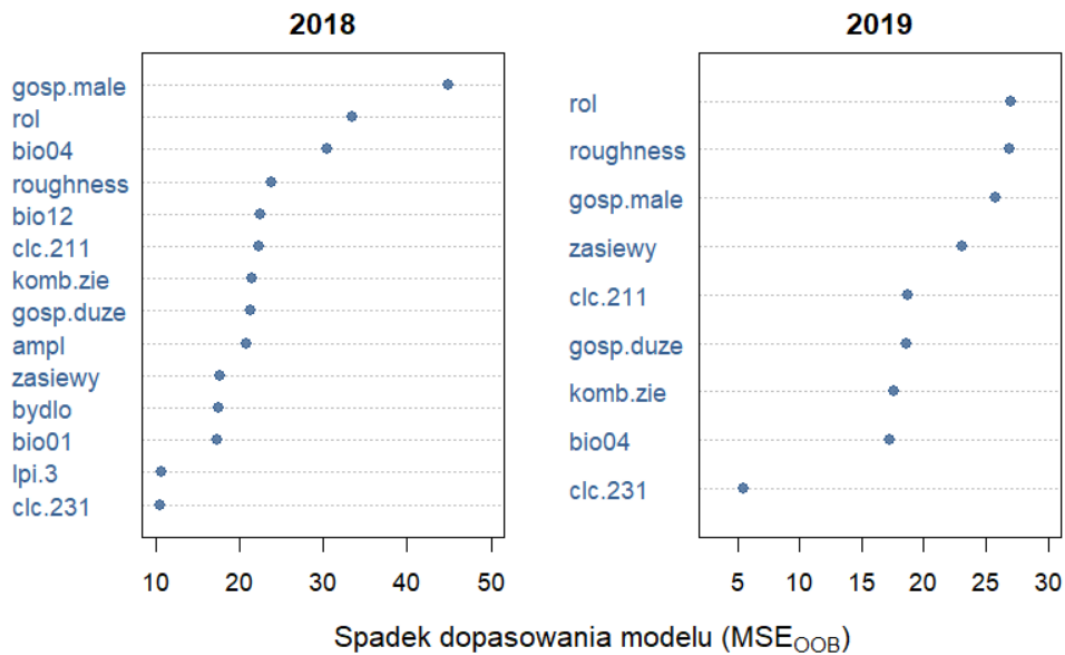
Ryc. 14. Korelacja zlogarytmowanych zagęszczeń obserwowanych (*observed*) i przewidywanych z modelu (*predicted*) dla roku 2018 dla zbioru testowego OOB (lewy panel) oraz dla zbioru uczącego (prawy panel)

Observed vs. predicted log-densities for test data (left panel) and learning data (right panel).



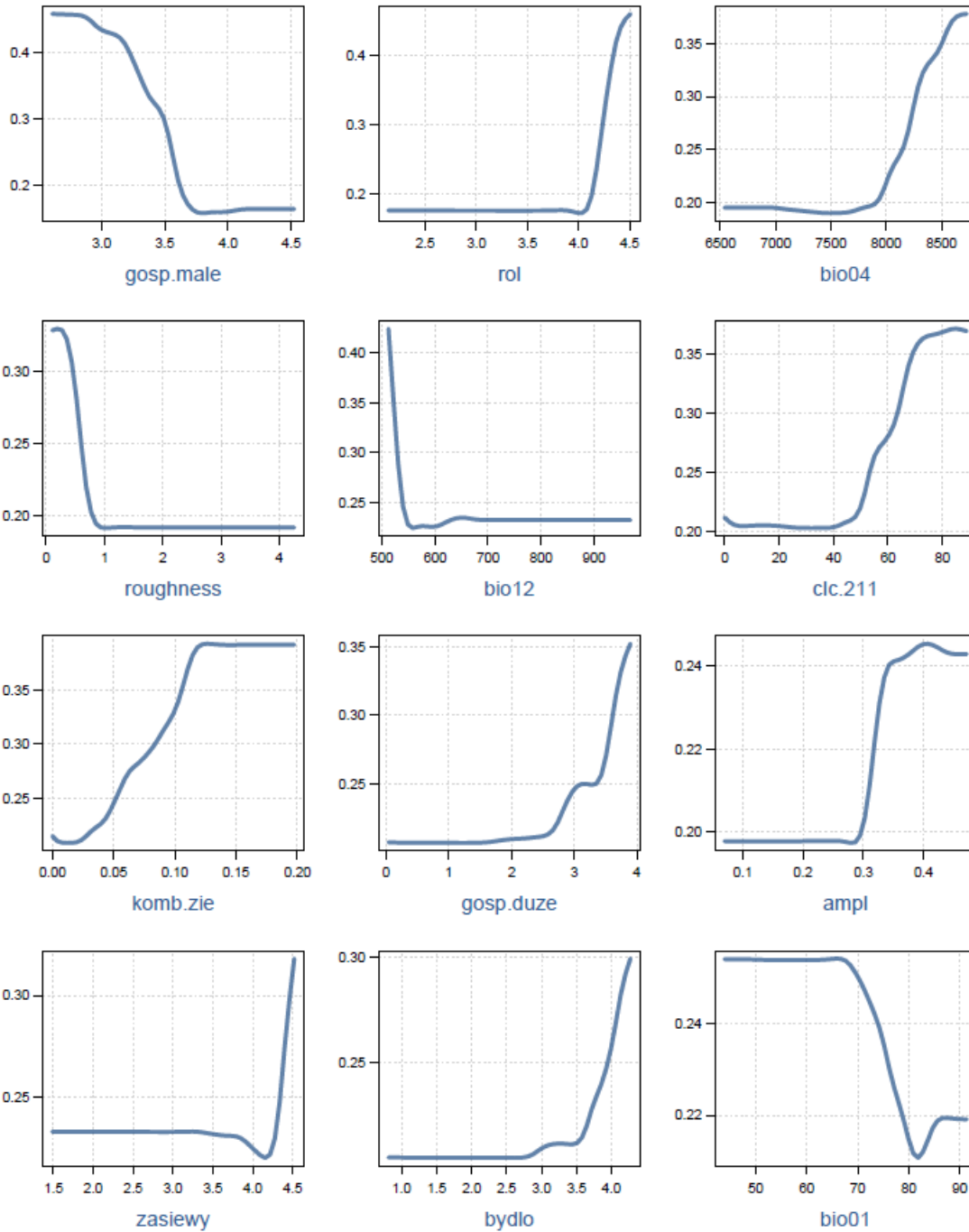
Ryc. 15. Korelacja zlogarytmowanych zagęszczeń obserwowanych (*observed*) i przewidywanych z modelu (*predicted*) dla roku 2019 dla zbioru testowego *OOB* (lewy panel) oraz dla zbioru uczącego (prawy panel)

Observed vs. predicted log-densities for test data (left panel) and learning data (right panel).



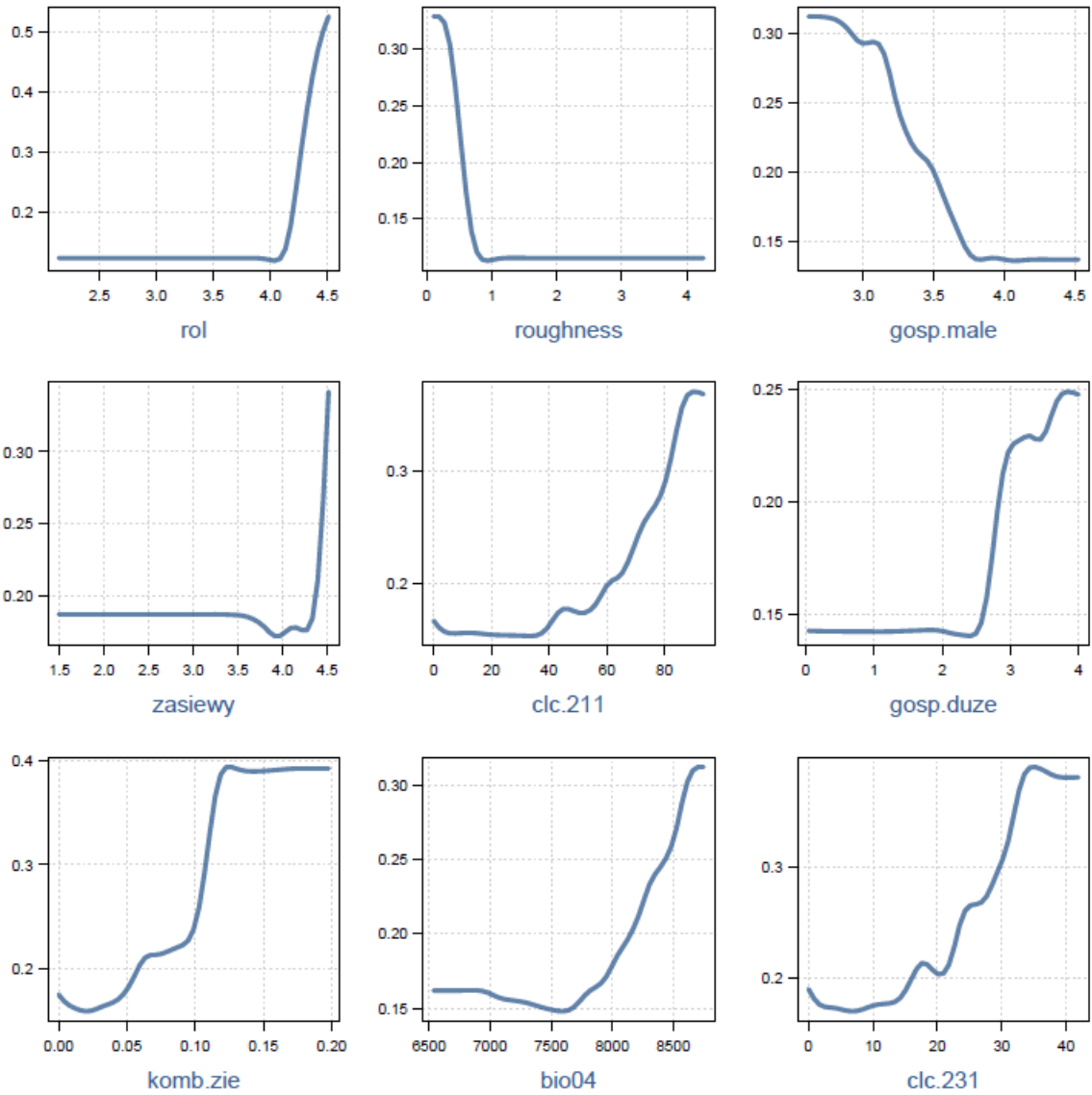
Ryc. 16. Ocena ważności predyktorów.

Predictor's importance.



Ryc. 17. Funkcyjna charakterystyka preferencji środowiskowych błotniaka łąkowego dla roku 2018. Wykresy pokazują, jak zmienia się zagęszczenie populacji dla różnych wartości poszczególnych predyktorów, przy założeniu, że wartości wszystkich pozostałych predyktorów w modelu pozostają stałe i równe swoim wartościom średnim. Wartości na osiach rzędnych oznaczają reszty z modelu, czyli odchylenia od wartości przewidywanych.

Partial response curves obtained from the habitat use model fitted to the data from the year 2018. These plots are used for interpretation of functional relationships between predictor values and population density (log-transformed) and show how each predictor is related to the response variable when other predictors are held constant.



Ryc. 18. Funkcyjna charakterystyka preferencji środowiskowych błotniaka łąkowego dla roku 2019. Opis pod Ryc. 17.

Partial response curves obtained from the habitat use model fitted to the data from 2019. See Fig. 16 for the explanations.

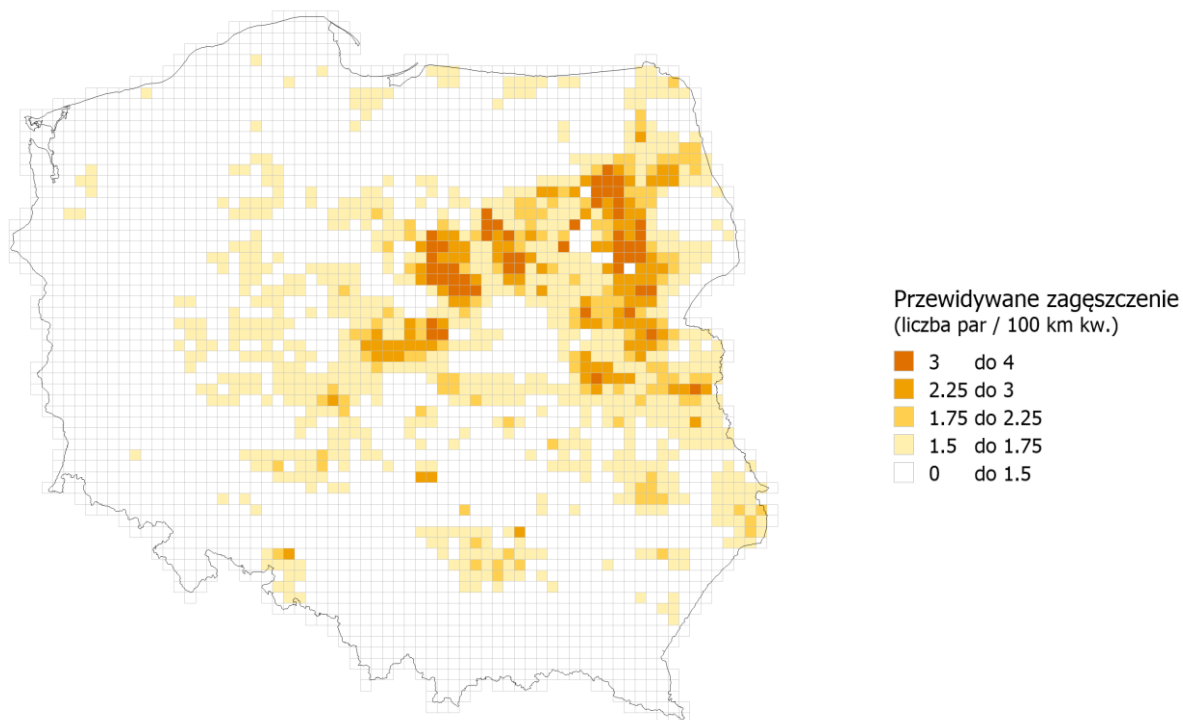
Tabela 7. Opis zmiennych w modelu

Habitat variables selected as important predictors in RF model.

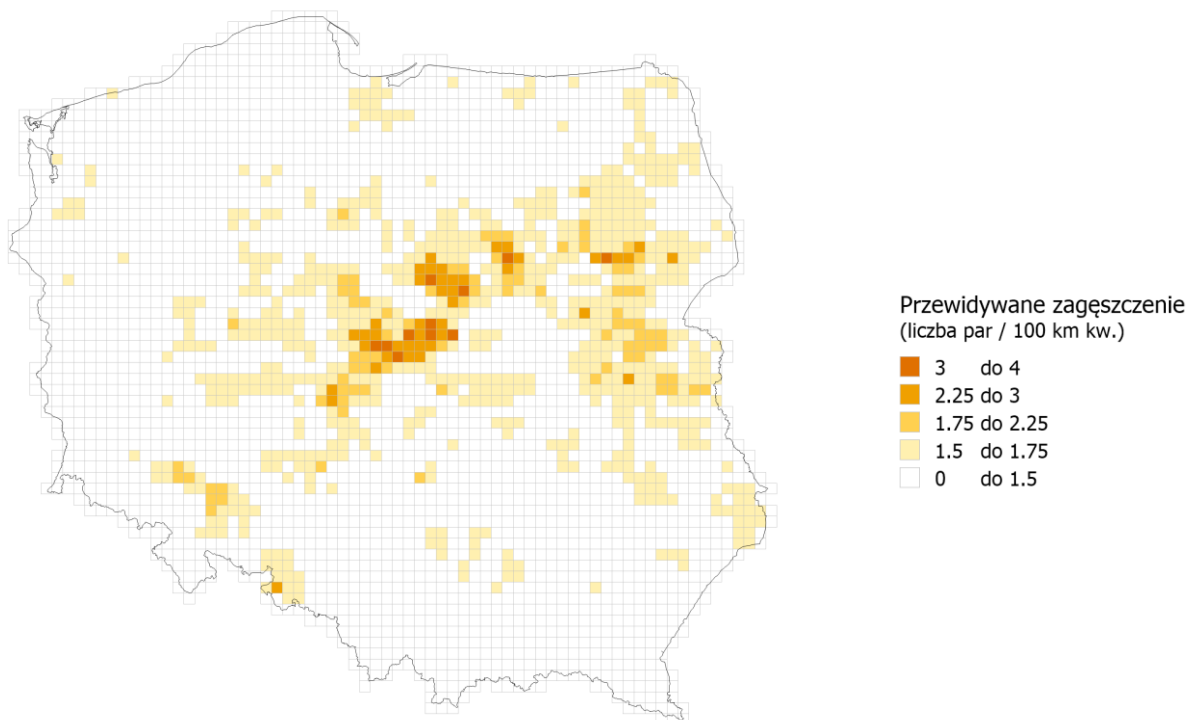
Kod Code	Opis zmiennej Description
rol	Udział powierzchniowy użytków rolnych (ogólna powierzchnia gruntów ornych, ogrodów przydomowych, upraw trwałych w tym sadów, łąk i pastwisk podzielona przez pole powierzchni gminy). <i>Land used by farming (total area of land occupied by farming divided by NUTS 5 unit area)</i>
komb.zie	Średnia liczba kombajnów ziemniaczanych na gospodarstwo (liczba kombajnów ziemniaczanych w gminie podzielona przez liczbę gospodarstw w gminie). Zmienna ta jest miarą udziału upraw ziemniaków. <i>No. of potato combine harvesters per farm (treated as an indicator of potato plantations which are typical for extensive farming).</i>
gosp.duze	Udział procentowy dużych gospodarstw (liczba gospodarstw o powierzchni > 10ha podzielona przez ogólną liczbę gospodarstw w gminie). <i>Big farms (no. of farms > 10ha divided by total no. of farms).</i>
gosp.male	Udział procentowy małych gospodarstw (liczba gospodarstw o powierzchni ≤ 2ha podzielona przez ogólną liczbę gospodarstw w gminie) <i>Small farms (no. of farms ≤ 2ha divided by total no. of farms)</i>
zasiewy	Udział procentowy gruntów ornych pod zasiewami (powierzchnia gruntów ornych pod zasiewami podzielona przez powierzchnię użytków rolnych) <i>Sown area (total area of sown land divided by total area of land used by farming)</i>
bydlo	Udział procentowy gospodarstw z hodowlą bydła <i>Farms with cattle (no. of farms with cattle divided by total no. of farms)</i>
bio01	Średnia temperatura roczna (°C * 10) <i>Annual mean temperature (°C * 10)</i>
bio04	Sezonowość temperatur (zmienność w ciągu roku). bio4 = odchylenie standardowe temperatur * 100 <i>Temperature seasonality (variation during the year). bio4 = standard deviation * 100</i>
bio12	Suma rocznych opadów <i>Annual precipitation</i>
clc.211	Grunty orne poza zasięgiem urządzeń nawadniających <i>Non-irrigated arable land</i>
clc.231	łąki, pastwiska <i>Meadows, pastures</i>
lpi.3	Wskaźnik dominacji największego płata lasu <i>Largest patch index of forests</i>
ampl	Amplituda roczna 16-dniowego wskaźnika EVI ze skanera MODIS z pokładu satelity Terra (różnica pomiędzy wartością maksymalną a poziomem wegetacji zimowej) <i>Seasonal amplitude of 16-day EVI index from the Terra MODIS instrument (difference between the maximum value and the base level)</i>
roughness	Wskaźnik urozmaicenia rzeźby terenu. Oblicza się go jako odchylenie standardowe nachylenia terenu. <i>Indicator of topographic variability. It is given by the standard deviation of slope derived from the DEM.</i>

8.5. Predykcja zagęszczeń populacji w poszczególnych regionach kraju

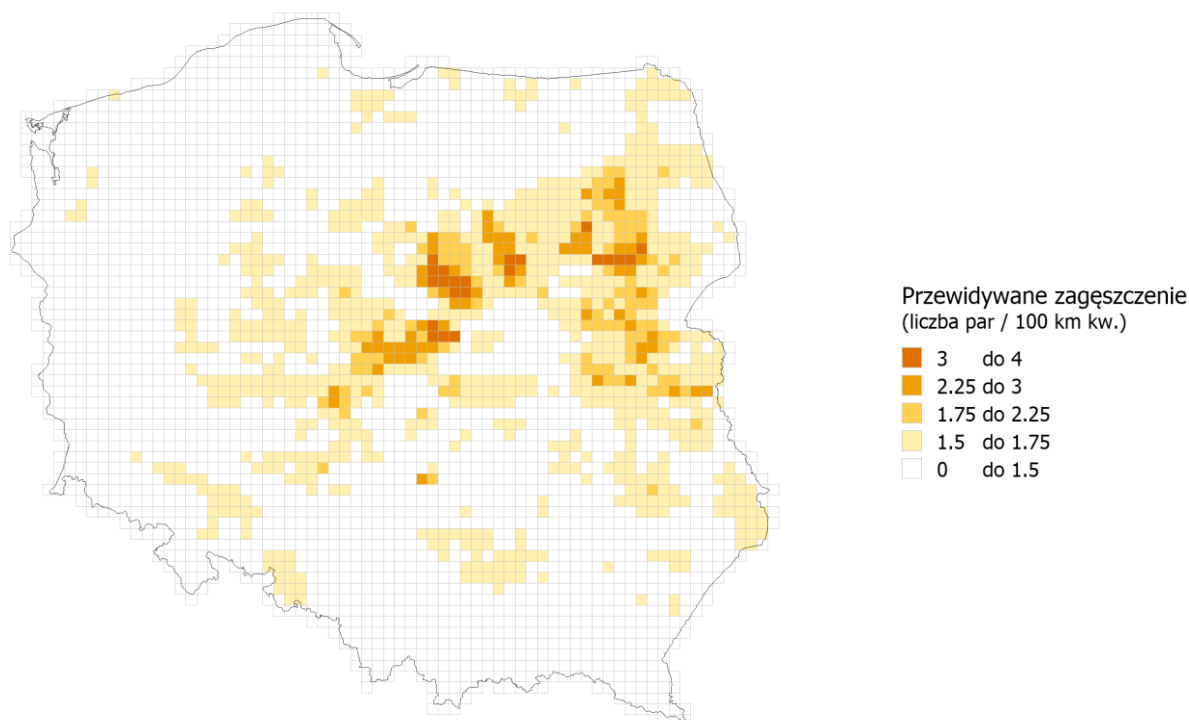
Przestrzenny rozkład zagęszczenia populacji błotniaka łąkowego w Polsce został przedstawiony na Ryc. 19, Ryc. 20 i Ryc. 21.



Ryc. 19. Mapa przewidywanego zagęszczenia błotniaka łąkowego w 2018 r. w kwadratach 10x10 km
The map of predicted population densities in 10x10 km squares in 2018.



Ryc. 20. Mapa przewidywanego zagęszczenia błotniaka łąkowego w 2019 r. w kwadratach 10x10 km
The map of predicted population densities in 10x10 km squares in 2019.



Ryc. 21. Mapa przewidywanego zagęszczenia błotniaka łąkowego (średnia dla lat 2018-2019) w kwadratach 10x10 km

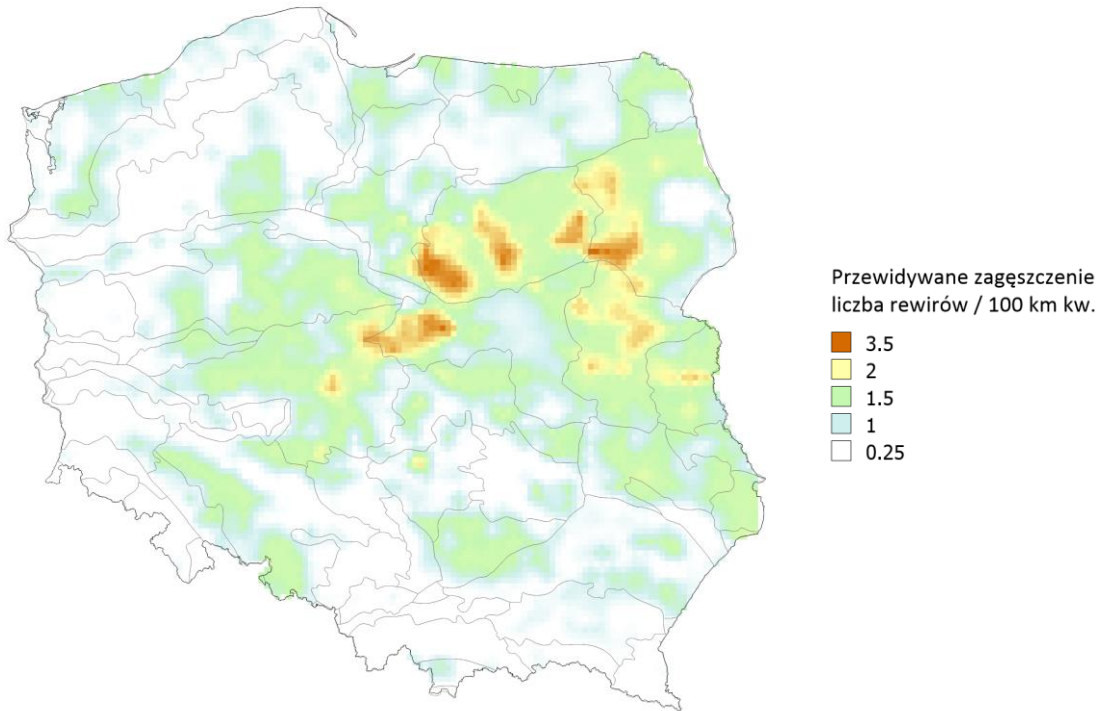
The map of predicted population densities in 10x10 km squares (mean for 2018-2019).

Podział fizycznogeograficzny

Analiza zagęszczeń w makroregionach (Kondracki 2002) wskazuje, że błotniak łąkowy osiąga najwyższe zagęszczenia na nizinach: Południowo- i Północnopodlaskiej, Północnomazowieckiej, Środkowomazowieckiej, w dużo mniejszym stopniu Południowowielkopolskiej, Śląskiej, na Polesiu Zachodnim i w Niece Nidziańskiej. W jeszcze niższych zagęszczeniach występuje na pojezierzach: Wielkopolskim, Południowo- i Zachodniopomorskim oraz Chełmińsko-Dobrzyńskim (Ryc. 22).

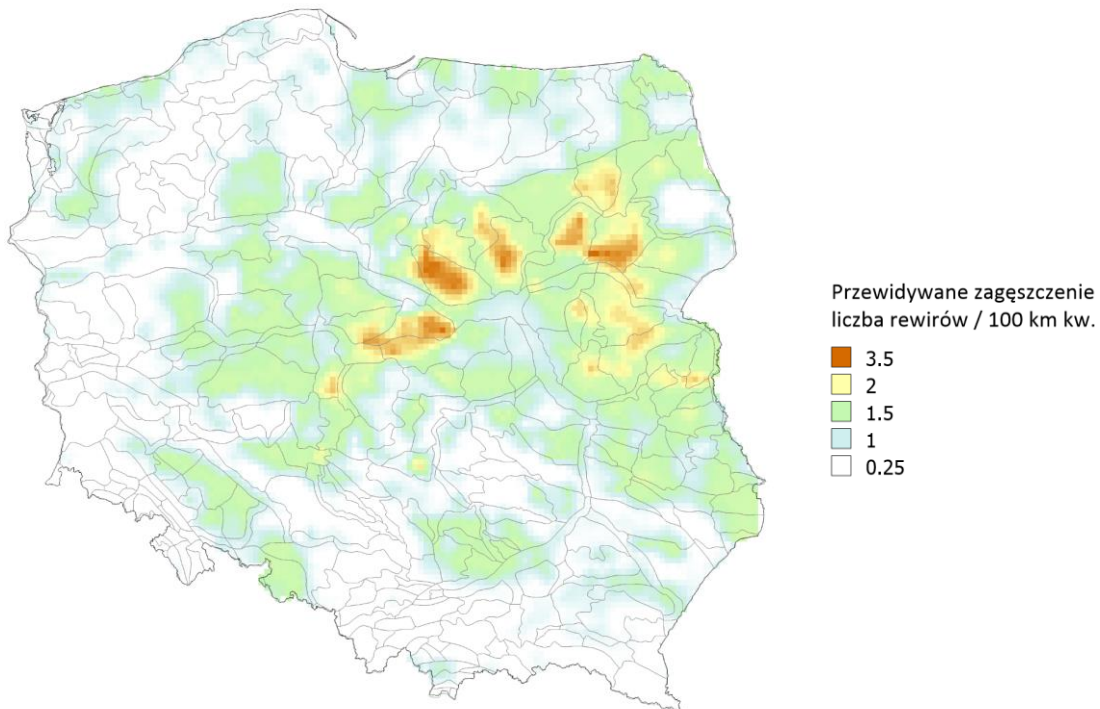
W podziale na mezoregiony (Ryc. 23) najwyższe zagęszczenia stwierdzono na wysoczyznach: Siedleckiej, Wysokomazowieckiej, Kolneńskiej, Ciechanowskiej, Płońskiej, a także na Międzyrzeczu Łomżyńskim, Równinie Kutnowskiej i Łukowskiej.

Optymalne środowisko błotniaka łąkowego wydaje się być w dużym stopniu skorelowane ze specyficzną geomorfologią. Najwyższe zagęszczenia zostały stwierdzone na obszarach o charakterze wysoczyzn: lekko wyniesionych i płaskich obszarów otoczonych obniżeniami i pradolinami. Spośród regionów spełniających te warunki błotniak łąkowy występuje wyłącznie w tych o niewielkiej lesistości, ekstensywnym rolnictwie i kontynentalnym klimacie.



Ryc. 22. Mapa przewidywanego zagęszczenia błotniaka łąkowego (średnia dla lat 2018-2019) na tle podziału fizycznogeograficznego Polski na makroregiony

The map of predicted mean population densities in the years 2018-2019 overlaid by the geophysical regions.



Ryc. 23. Mapa przewidywanego zagęszczenia błotniaka łąkowego (średnia dla lat 2018-2019) na tle podziału fizycznogeograficznego Polski na mezoregiony

The map of predicted mean population densities in the years 2018-2019 overlaid by the geophysical regions.

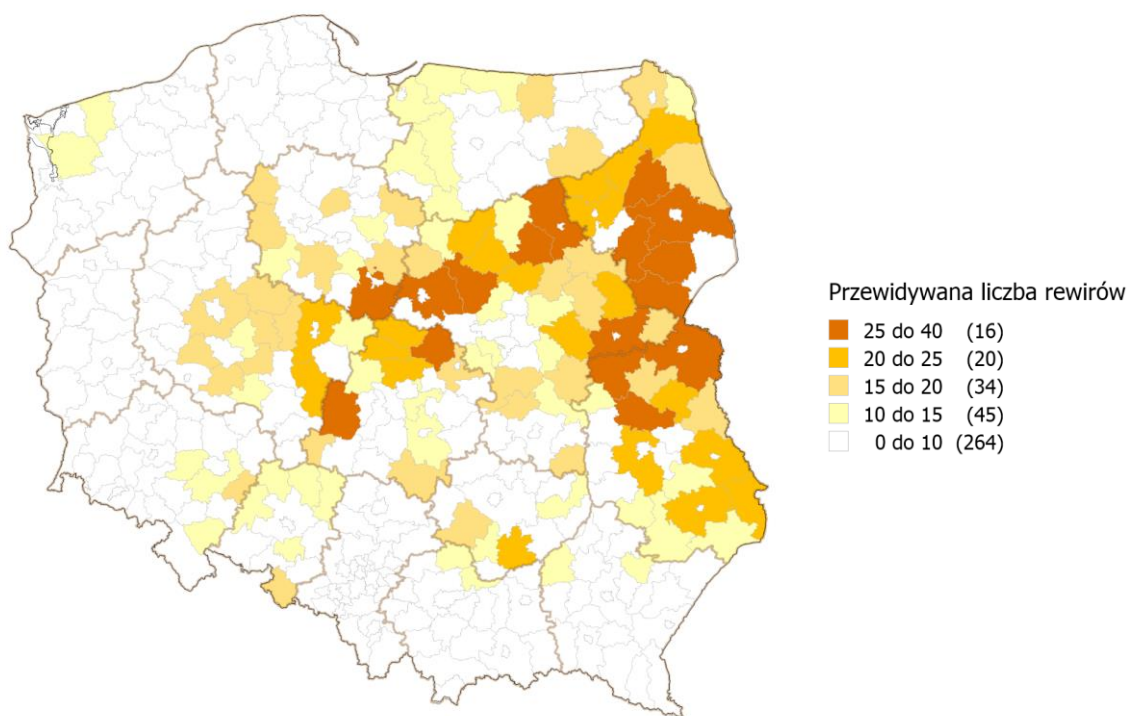
Podział administracyjny

Tabela 8 zawiera podsumowanie przewidywanych liczebności błotniaka łąkowego w poszczególnych powiatach. Rozkład przestrzenny szacowanych liczebności populacji z podziałem na jednostki administracyjne (powiaty) został przedstawiony na mapach (Ryc. 24).

Tabela 8. Szacowana liczebność w powiatach. Uwzględniono 20 powiatów o najwyższych przewidywanych liczebnościach oraz powiaty, które zostały szczegółowo zbadane w latach 2018-2019 w ramach projektu aktywnej ochrony gniazd.

Estimated population size according to the administrative division of Poland (NUTS-4 areas). Predicted means, their 95% confidence intervals and survey results for 2018-2019 are given.

Powiat	Powierzchnia (x 100 km ²)	Przewidywana liczebność średnia	Przewidywana liczebność 95% CI	Liczebność 2018	Liczebność 2019
białski	34.9	39	15 - 98	18	40
ostrołęcki	32.8	39	16 - 93		
płoński	18.0	34	18 - 62		
łowicki	19.3	33	18 - 60	38	55
białostocki	49.5	32	18 - 56		
płocki	23.4	30	18 - 50	18	22
łukowski	17.2	29	18 - 46	15	17
moniecki	18.4	29	18 - 45		
sieradzki	21.0	28	18 - 44		
bielski	17.9	28	18 - 42		
wysokomazowiecki	10.3	28	18 - 42	19	23
włocławski	19.4	28	18 - 42		
lubartowski	22.9	27	18 - 40		
siedlecki	12.9	27	18 - 40	26	44
makowski	12.8	26	17 - 39	14	19
siemiatycki	17.5	26	17 - 38		
ciechanowski	10.1	24	16 - 36	19	29
grajewski	12.0	24	16 - 35		
mławski	12.0	23	16 - 34		
kutnowski	8.1	23	16 - 34	29	43
pułtuski	9.0	23	16 - 33	7	11
sokołowski	10.1	22	15 - 32	18	30
kolneński	7.0	21	15 - 31	10	14
łęczycki	6.0	21	14 - 30	20	22
tomżyński	7.6	20	14 - 30	24	19
sierpecki	5.5	19	12 - 28	18	13
głubczycki	10.0	19	12 - 28	4	16
łosicki	5.0	18	12 - 28	12	15
ostrowski	4.7	16	10 - 26	21	26
radzyński	4.0	15	9 - 25	7	13
kędzierzyńsko-kozielski	7.8	9	4 - 18	9	10
prudnicki	6.9	9	4 - 18	10	13



Ryc. 24. Mapa przewidywanej liczebności błotniaka łąkowego (średnia dla lat 2018-2019) w powiatach

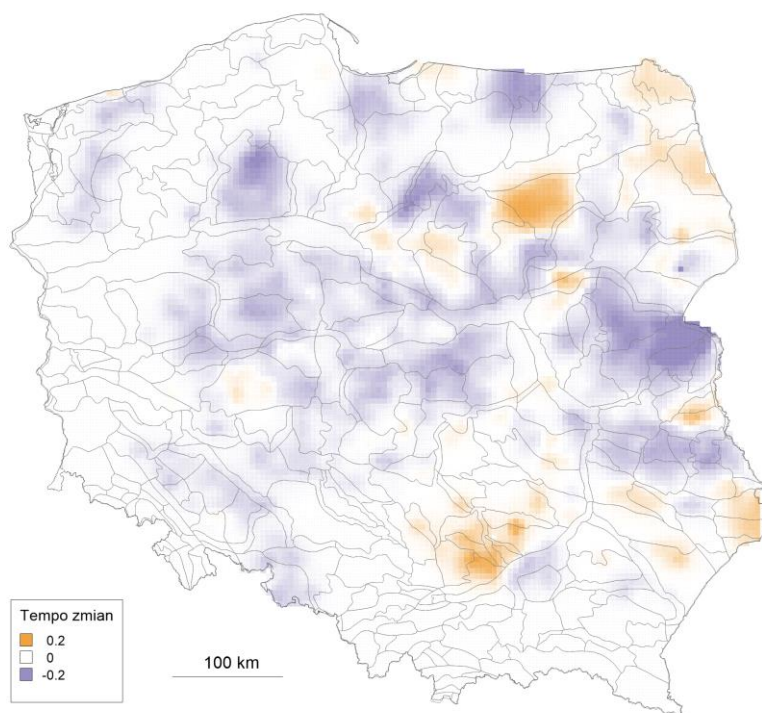
The map of predicted population size in the years 2018-2019 within each county.

8.6. Dynamika zasięgu

Miejsca o prognozowanych spadkach liczebności są zlokalizowane nie tylko w populacjach ujściowych (Wielkopolska, Pomorze, Dolny Śląsk, południowe i środkowe Mazowsze, Lubelszczyzna), lecz również w obszarze źródłowym (Ryc. 25). Spadki liczebności na Nizinie Południowopodlaskiej są szczególnie niepokojące, gdyż jest to obszar o najwyższych zagęszczeniach populacji w Polsce. W kilku regionach prognozy wskazują na niewielki wzrost liczebności lub ekspansję (Równina Kurpiowska, Pojezierze Wschodniosuwalskie, Wzgórza Sokólskie, Kotlina Biebrzańska, Dolina Dolnego Bugu, Niecka Nidziańska, Wyżyna Wołyńska i Równina Łęczyńsko-Włodawska).

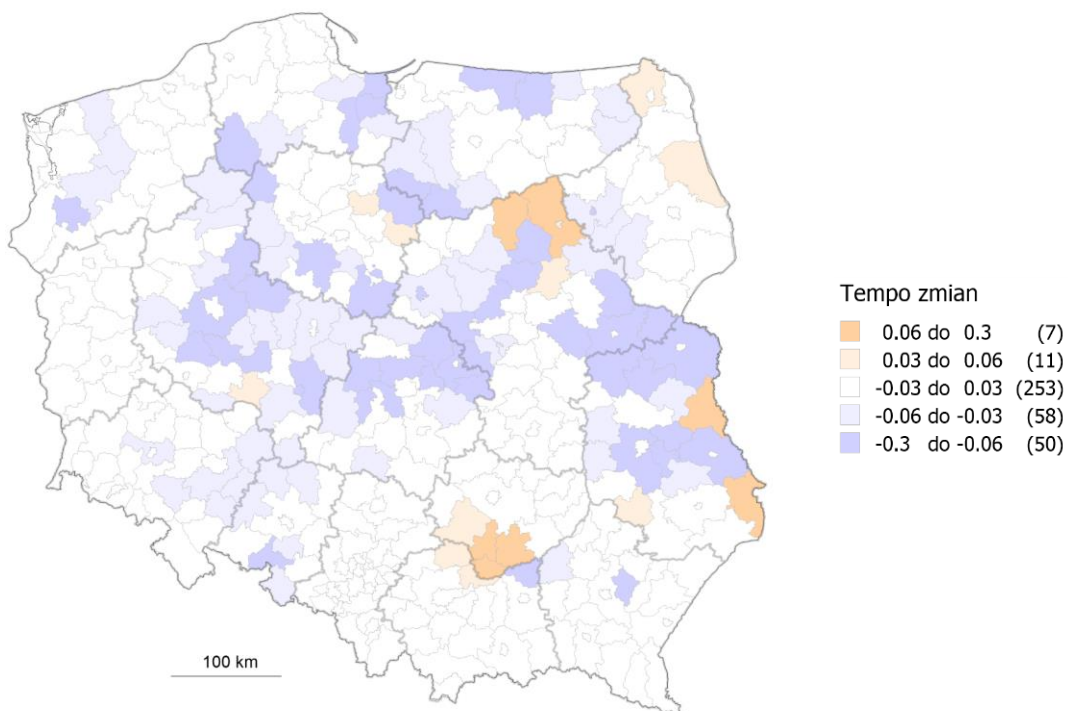
Wstępna analiza przestrzennej i środowiskowej zmienności trendów wskazuje na możliwy mechanizm generujący obecnie obserwowane wzorce. Tempo zmian wydaje się być skorelowane ujemnie z udziałem krajobrazu charakterystycznego dla nizinnego, wielkoobszarowego rolnictwa (czyli środowiska optymalnego). Niewielkie wzrosty lub lokalna kolonizacja dotyczą natomiast miejsc o bardziej urozmaiconym i mniej „stepowym” krajobrazie, z bardziej urozmaiconą rzeźbą, dużym udziałem łąk i pastwisk, o rozdrobnionej strukturze działek oraz z większym udziałem zwartych kompleksów leśnych. Najprawdopodobniej więc, obecnie obserwowane trendy wynikają z niekorzystnych zmian zachodzących w środowisku optymalnym, których efektem jest stopniowa kolonizacja środowisk sub-optymalnych. Potencjalne przyczyny mogą być związane z intensyfikacją produkcji rolnej, zmianami klimatu lub zmianami struktury upraw (wzrost areалу kukurydzy i rzepaku kosztem zbóż).

Problem identyfikacji przyczyn wpływających na dynamikę populacji nie jest zagadnieniem trywialnym i bardziej pewne konkluzje będzie można wyciągać dopiero po uzyskaniu i przeanalizowaniu większej ilości danych.



Ryc. 25. Mapa przewidywanego tempa zmian liczebności populacji na tle mezoregionów. Kolor fioletowy wskazuje miejsca, w których przewidywane zagęszczenia zmniejszyły się pomiędzy kolejnymi okresami badań (2018-2019 vs. 2013-2014), natomiast kolor pomarańczowy wskazuje na miejsca prognozowanego wzrostu liczebności.

The map of predicted change in population densities overlaid by the geophysical regions.



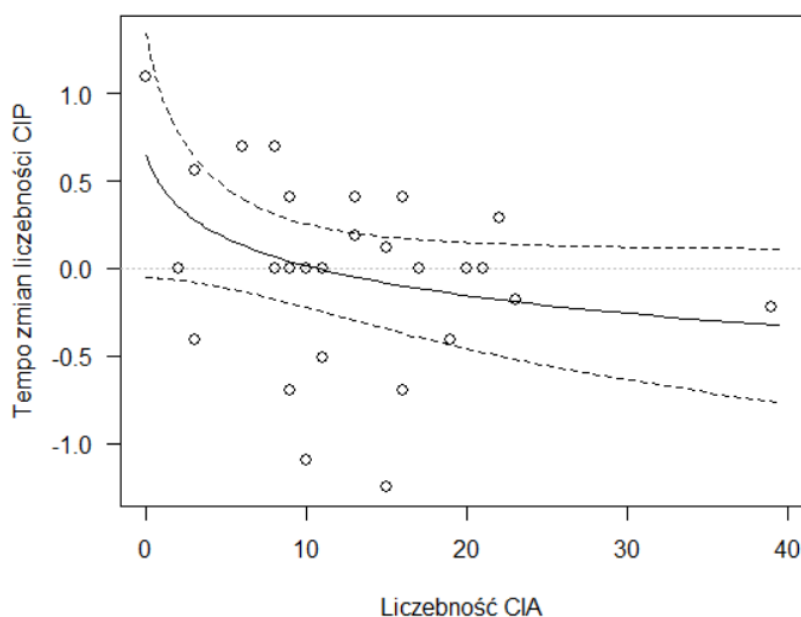
Ryc. 26. Mapa przewidywanego tempa zmian liczebności w powiatach.

The map of predicted change in population numbers within each county.

8.7. Wpływ konkurencji ze strony błotniaka stawowego

Na podstawie obecnie dostępnych informacji, nie można jednoznacznie stwierdzić, czy liczebność błotniaka stawowego ma wpływ na tempo zmian liczebności błotniaka łąkowego. Współczynnik oddziaływania jest wprawdzie ujemny ($\alpha = -0.26$, $se = 0.13$, $t = -1.96$, $p = 0.062$), aczkolwiek błąd tego oszacowania jest dość duży. Dopasowany model wyjaśnia 38% całkowitej zmienności.

Należy tu zaznaczyć, że moc tego wnioskowania jest niewielka (oparta na danych zaledwie z 27 kwadratów, na których oba gatunki występowały w obu latach) i bardziej wiarygodne wyniki można będzie uzyskać analizując dłuższe szeregi czasowe.



Ryc. 27. Korelacja pomiędzy tempem zmian liczebności błotniaka łąkowego (CIP) a liczebnością błotniaka stawowego (CIA).

Correlation between the population growth rate of Montagu's harrier (CIP) and population numbers of Marsh harrier (CIA)

9. Podziękowania

Na etapie projektowania cenzusu wykorzystaliśmy dane z lat 2000-2012 udostępnione w publicznych bazach danych, a także dostarczone bezpośrednio przez wiele życzliwych osób, którym składamy serdeczne podziękowania. Pełna lista jest dostępna pod adresem: <http://pygargus.pl/cenzus>.

Dziękujemy też wszystkim, którzy udostępnili swoje obserwacje w następujących bazach danych:

1. Polska Kartoteka Przyrodnicza (<http://kartoteka-przyrodnicza.pl>),
2. Awibaza (<http://birdlaa5.memset.net/worldbirds/poland.php>)
3. Wielkopolska Kartoteka Ornitologiczna (<http://www.wko.eko.org.pl>)
4. Wielkopolski Atlas Ornitologiczny (<http://wao.amu.edu.pl>)
5. Kartoteka Świętokrzyskiej Grupy Ornitologicznej (<http://www.sgo.tbop.org.pl>)
6. Monitoring Ptaków (MPD, MPM, MPPL) (<http://www.monitoringptakow.gios.gov.pl>)

Monitoring Ptaków Drapieżnych (MPD) jest realizowany przez Ogólnopolskie Towarzystwo Ochrony Ptaków i Komitet Ochrony Orłów. Od 2007 roku MPD stanowi jeden z elementów Państwowego Monitoringu Środowiska, koordynowanego przez Główny Inspektorat Ochrony Środowiska, dzięki wsparciu finansowemu Narodowego Funduszu Ochrony Środowiska i Gospodarki Wodnej. Dziękujemy Beatriz Arroyo oraz Alexandre Millon, którzy udostępnili niepublikowane dane z Hiszpanii i Francji.

10. Literatura

- Arroyo, B., Molina, B., and Del Moral, J.C., 2019. *El aguilucho cenizo y el aguilucho pálido en España. Población reproductora en 2017 y método de censo*. Madrid: SEO/BirdLife.
- Breiman, L., 2001. Random forests. *Machine learning*, 45 (1), 5–32.
- Chylarecki, P. and Kuczyński, L., 2012. *Atlas pospolitych ptaków lęgowych Polski: rozmieszczenie, wybiórczość siedliskowa, trendy*. Warszawa: Główny Inspektorat Ochrony Środowiska.
- Conn, P.B., Johnson, D.S., Williams, P.J., Melin, S.R., and Hooten, M.B., 2018. A guide to Bayesian model checking for ecologists. *Ecological Monographs*, 88 (4), 526–542.
- Kellner, K., 2019. *jagsUI: A Wrapper Around 'rjags' to Streamline 'JAGS' Analyses*.
- Kondracki, J., 2002. *Geografia regionalna Polski*. Warszawa: Wyd. Nauk. PWN.
- Królikowska, N., Krupiński, D., and Kuczyński, L., 2018. Combining data from multiple sources to design a raptor census - the first national survey of the Montagu's Harrier *Circus pygargus* in Poland. *Bird Conservation International*, 28 (3), 350–362.
- Kuczyński, L. and Krupiński, D., 2014. *Krajowy Cenzus Błotniaka Łąkowego. Raport końcowy*. Poznań-Warszawa: Towarzystwo Przyrodnicze 'Bocian'.
- Lontkowski, J., Krupiński, D., and Kuczyński, L., 2015. Błotniak łąkowy *Circus pygargus*. In: Chylarecki P., Sikora A., Cenian Z., Chodkiewicz T. (red): *Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny. Wydanie 2*. Warszawa: GIOŚ.
- MacKenzie, D.I., Nichols, J.D., Royle, J.A., Pollock, K.H., Bailey, L.L., and Hines, J.E., 2006. *Occupancy Estimation and Modeling: Inferring Patterns and Dynamics of Species Occurrence*. Academic Press.
- Nichols, J.D., Hines, J.E., Sauer, J.R., Fallon, F.W., Fallon, J.E., and Heglund, P.J., 2000. A double-observer approach for estimating detection probability and abundance from point counts. *The Auk*, 117 (2), 393.
- Plummer, M., 2003. JAGS: A program for analysis of Bayesian graphical models using Gibbs sampling. *Proceedings of DSC*, 20–22.
- R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2020. R: A Language and Environment for Statistical Computing.
- Royle, J.A. and Dorazio, R.M., 2012. Parameter-expanded data augmentation for Bayesian analysis of capture–recapture models. *Journal of Ornithology*, 152 (2), 521–537.
- Royle, J.A., Dorazio, R.M., and Link, W.A., 2007. Analysis of Multinomial Models With Unknown Index Using Data Augmentation. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 16 (1), 67–85.
- Trierweiler, C., 2010. *Travels to Feed and Food to Breed: The Annual Cycle of a Migratory Raptor, Montagu's Harrier, in a Modern World*.

11. English Summary

This report presents results of the National Montagu's Harrier Census carried out in the years 2018-2019 as a part of the project "Montagu's harrier action plan implementation – phase I" financed by the EU (The Operational Programme Infrastructure and Environment, POIS.02.04.00-00-0018/16), National Fund for Environmental Protection and Water Management and The Society of Nature Protection "Bocian".

The study aimed to 1) estimate the total size of the Polish breeding population, 2) assess the spatial distribution of the population within the country, 3) investigate range dynamics, 4) provide a functional description of habitat use, 5) evaluate the role of competition with Marsh harrier.

The fieldwork was done in both years on 100 sampling plots (10x10 km) randomly chosen from the set of squares of high habitat suitability. The suitability was evaluated by the predictive model build based on presence-absence data gathered during the years 2000-2012. The efficiency of the fieldwork was evaluated on some plots using the double observer approach. This allowed the detectability to be estimated and accounted for whilst estimating the population size. The density data were subsequently used for predictive distribution modelling using machine learning methods (Random Forest, RF). Habitat use was assessed by the analysis of the partial response curves produced by the RF model.

The analysis of the habitat use model confirmed that Montagu's harrier prefers flat, unforested farmland. Extensive agriculture is superior for this species, moreover, it avoids human settlements and shows clear preference to continental climate. Population declines are not distributed uniformly across regions – the sharpest are observed in Southern Podlasie, which is still a stronghold of the Polish breeding population (though declines within a core range are worrying).

There is some rationale that competition with Marsh harrier can influence the numbers of the Montagu's harrier, albeit this issue requires further study.

The field methodology used in this study (2 all-day visits in May and July) puts the estimate of detectability at 55%. The total size of the Polish population in the years 2018-2019 was estimated to be 2800 BP (95%CI: 2200-3600), which still constitutes ca. 19% of the birds breeding in EU. During the last decade, the population is declining at the average rate of -4.8% annually. Therefore, based on the IUCN A2 criterion, the Polish population of the Montagu's harrier should be classified as "Vulnerable".

12. Dołączone pliki

Nazwa pliku	Opis
1992_10.kmz	Podział Polski na kwadraty o boku 10 km w układzie PUWG 1992 w formacie Google Earth
1992_10km_shape.zip	j.w. w formacie shape
1992_10km_PL.csv	Dane kwadratów: ID_10 – identyfikator kwadratu, x, y – współrzędne geodezyjne (PUWG 1992)
Kwadraty wylosowane.kmz	Kwadraty wylosowane i kontrolowane w ramach cenzusu w formacie Google Earth
cip_pred.csv	Przewidywane prawdopodobieństwo występowania błotniaka łąkowego w kwadracie (Model predykcyjny, str. 5): ID_10 - identyfikator kwadratu, x, y - współrzędne geodezyjne (PUWG 1992), p - prawdopodobieństwo
cip_dens_cal.csv	Przewidywane zagęszczenie populacji po kalibracji (liczba rewirów/100 km ²). id: identyfikator kwadratu, x, y: współrzędne geodezyjne (PUWG 1992), pred_18: przewidywane zagęszczenie w roku 2018, pred_19: przewidywane zagęszczenie w roku 2019, pred_mean: średnia dla lat 2018-2019
CIP_pre_18_19_5km.csv	Przewidywane zagęszczenie populacji w rozdzielczości 5x5 km. pre: (liczba rewirów/25 km ²): x, y: współrzędne geodezyjne (PUWG 1992)
powiaty_pred.xls	Przewidywana liczebność błotniaka łąkowego w powiatach (średnia dla lat 2018-2019) (Predykcja zagęszczeń populacji w poszczególnych regionach kraju, str. 19): id.pow – identyfikator powiatu wg GUS, powiat – nazwa powiatu, A - powierzchnia powiatu (100 km ²), suma – przewidywana przez model RF całkowita liczebność w powiecie (liczba rewirów), fit – skalibrowana całkowita liczebność w powiecie, lo, hi – 95% przedziały ufności dla fit, s.18, s.19 – liczebności stwierdzone w ramach programu aktywnej ochrony gniazd
EU.xlsx	Zestawienie ocen liczebności dla krajów UE
Raport_2020.doc	Niniejszy dokument
Raport_2020.pdf	Raport w formacie pdf