

# Wyniki inwentaryzacji kulika wielkiego w kluczowych ostojach gatunku w Polsce w roku 2013

Opracowanie  
Przemysław Chylarecki

opracowano na potrzeby projektu

POIS.05.01.00-00-380/12

"Ochrona kulika wielkiego w kluczowych ostojach gatunku w Polsce"



**INFRASTRUKTURA  
I ŚRODOWISKO**  
NARODOWA STRATEGIA SPÓJNOŚCI



**UNIA EUROPEJSKA**  
EUROPEJSKI FUNDUSZ  
ROZWOJU REGIONALNEGO



Dofinansowano ze środków Narodowego Funduszu  
Ochrony Środowiska i Gospodarki Wodnej

Warszawa, 2014 r.

## Spis treści

A. Informacje ogólne .....	3
A1. Wstęp .....	3
A2. Założenia metodyczne.....	3
A3. Organizacja badań.....	5
B. Wyniki: Ostoje poza Doliną Biebrzy .....	7
B1. Metody analiz.....	7
B1.1. Analiza liczebności.....	7
B1.2. Ekstrapolacja danych z powierzchni próbnych .....	8
B2. Charakterystyki kontroli terenowych.....	9
B3. Liczebność kulika na powierzchniach próbnych.....	13
B3.1. Rozpowszechnienie .....	13
B3.2. Zagęszczenia.....	13
B4. Oszacowanie liczebności kulika w ostojach .....	23
B5. Ocena uzyskanych oszacowań liczebności .....	25
C. Wyniki: Ostoja Biebrzańska .....	28
C1. Metody analiz.....	28
C1.1. Analiza liczebności.....	28
C1.2. Ekstrapolacja danych z transektów .....	29
C2. Charakterystyki kontroli terenowych.....	29
C3. Liczebność kulika na powierzchniach próbnych.....	31
C3.1. Rozpowszechnienie .....	31
C3.2. Zagęszczenia.....	31
C4. Oszacowanie liczebności kulika w Ostoi Biebrzańskiej .....	35
C5. Ocena uzyskanych oszacowań liczebności .....	36
D. Podsumowanie i wnioski.....	39
Literatura .....	40

## A. Informacje ogólne

---

### A1. Wstęp

Inwentaryzacja kulika wielkiego na obszarach Natura 2000 jest jednym z zadań w projekcie POIS.05.01.00-00-380/12 "Ochrona kulika wielkiego w kluczowych ostojach gatunku w Polsce", realizowanym przez Towarzystwo Przyrodnicze „Bocian” ze środków Unii Europejskiej w ramach V osi priorytetowej Programu Operacyjnego Infrastruktura i Środowisko oraz Narodowego Funduszu Ochrony Środowiska i Gospodarki Wodnej. W 2013 r. zadanie to było realizowane na 17 obiektach: 11 obszarach Natura 2000 oraz na 6 innych powierzchniach położonych na Równinie Kurpiowskiej. W niniejszym opracowaniu przedstawiamy wyniki inwentaryzacji, przede wszystkim oszacowania liczebności lokalnych populacji kulika gniazdujących w poszczególnych ostojach.

### A2. Założenia metodyczne

Oszacowanie liczebności lokalnych populacji kulika na obszarze badań o wielkości przekraczającej łącznie 5000 km<sup>2</sup> wymagało zastosowania technik sondażowych, gdyż wykonanie cenzusu na całości tak dużego obszaru jest nie tylko zbyt kosztowne, ale i mało realistyczne z uwagi na logistykę przedsięwzięcia i krótki okres możliwych badań terenowych (efektywnie 1.5 miesiąca w terminach od połowy kwietnia do połowy czerwca).

Zastosowanie technik sondażowych obejmowało wskazanie reprezentatywnych powierzchni próbnych w zbiorze 17 analizowanych obiektów, traktowanych jako warstwy. Jednostką badań była powierzchnia o wielkości 2x2 km zdefiniowana w odwzorowaniu 1992. Operat wyboru próby tworzyły kwadraty 2x2 km narzucone na obszar 17 ostoi i zawierające przynajmniej 120 ha łąk zidentyfikowanych jako wydzielanie 231 i 411 w systemie Corine Land Cover. Większość powierzchni próbnych wskazano losowo przy jednakowym prawdopodobieństwie wyboru z operatu losowania. Liczba powierzchni próbnych w ramach każdego obiektu (warstwy) była zdefiniowana z góry i zwiększała się wraz z wielkością obiektu. Poza powierzchniami próbnymi wskazywanymi losowo, w ramach probabilistycznego systemu wyboru próby, liczenia prowadzono również na powierzchniach wskazywanych w inny sposób. Były to powierzchnie wskazane przez obserwatorów jako zajęte przez kulika wielkiego w ostatnich latach, w oparciu o wyniki ich obserwacji terenowych. Powierzchnie te przy analizach i ekstrapolacji danych były traktowane odmiennie od powierzchni wskazywanych losowo. Podstawowe charakterystyki ostoi wraz liczbami kontrolowanych powierzchni próbnych zestawiono w tab. 1.

łącznie 74% wszystkich powierzchni próbnych stanowiły powierzchnie wskazane w ramach probabilistycznego schematu wyboru próby. W jedynym dużym obiekcie, Ostoi Biebrzańskiej, powierzchnie wskazane losowo stanowiły 63% wszystkich powierzchni. Dla ostoi małych i średnich, liczba powierzchni próbnych obu typów, na których zostały wykonane liczenia w poszczególnych obiektach jest przedstawiona w tab. 2 w dalszej części opracowania.

Prace terenowe obejmowały liczenia kulików wykonywane trzykrotnie w ciągu sezonu lęgowego na wskazanych powierzchniach próbnych. Pierwsza kontrola (K1) była zaplanowana na drugą dekadę kwietnia, ale w 2013 r. z powodu wyjątkowo późnej wiosny została przesunięta na trzecią dekadę kwietnia. Druga kontrola (K2) - była zaplanowana na pierwszą dekadę maja, a trzecia (K3) - na

pierwszą dekadę czerwca. Techniki liczeń były zróżnicowane w zależności od wielkości obiektu. W Ostoju Biebrzańskiej, jedynym obiekcie traktowanym jako duży, liczenia wykonywane były zgodnie ze standardem liczeń transektowych (*distance sampling*; Buckland et al. 2001). Obserwator liczył tu ptaki w trakcie przemarszu 4-km transektem, przypisując każdego widzianego osobnika do 4 predefiniowanych pasów odległości od trasy przemarszu (0-300 m, 300-500 m, 500-700 m, >700 m). Ptaki widziane wyłącznie w locie były traktowane jako piąta kategoria obserwacji. ten wariant metodyczny był roboczo określany jako tzw. "transekty biebrzańskie". Natomiast we wszystkich 16 pozostałych obiektach (ostoje średnie i małe), obserwator wykonywał cenzus kulika w granicach danego kwadratu 2x2 km, licząc i mapując wszystkie osobniki widziane w granicach powierzchni próbnej. Ten wariant metodyczny był określany jako tzw. "wariant podstawowy". Ptaki nie były tu przypisywane do kategorii odległości, a trasa przemarszu obserwatora była dostosowana do lokalnych warunków, przy założeniu, że każdy dogodny fragment siedlisk zostanie skontrolowany z odległości nie przekraczającej 250 m. Obserwacje ptaków były przypisywane do kilku kategorii odpowiadających zróżnicowanemu prawdopodobieństwu gniazdowania (zmodyfikowane kryteria "atlasowe"; Sikora et al. 2007). Szczegółowe założenia metodyczne inwentaryzacji oraz opis technik prac terenowych są przedstawione w oddzielnym opracowaniu (Chylarecki 2013).

**Tabela 1.** Zestawienie obiektów, w których wiosną 2013 r. przeprowadzono inwentaryzację kulika wielkiego. Ostoje podzielono na 3 klasy wielkości oraz podano powierzchnię całkowitą obiektu (w km<sup>2</sup>). Dla każdej ostoi przedstawiono też liczbę kwadratów 2x2 km, w które wpisuje się dany obiekt. Podano również liczbę kwadratów, w obrębie których powierzchnia łąk przekracza 120 ha. Kwadraty o takiej charakterystyce tworzyły w każdej ostoi operat losowania wykorzystywane do wskazania powierzchni próbnych. Liczba faktycznie skontrolowanych powierzchni próbnych podana jest w ostatniej kolumnie.

Ostoją	Skrót	Powierzchnia ostoi [km <sup>2</sup> ]	Liczba kwadratów 2x2 km		Liczba pow. próbnych
			Wszystkie	Pow. łąk>120 ha	
<i>Ostoję duże</i>					
Ostoją Biebrzańską	bie	1485	418	231	27
<i>Ostoję średnie</i>					
Dolina Dolnego Bugu	bug	743	285	88	23
Ostoją Kurpiowska	kur	595	179	99	33
Dolina Liwca	liw	274	124	45	15
Nadnoteckie Łęgi	nad	161	68	44	26
Dolina Środkowej Noteci	not	327	129	80	33
Dolina Omulwi i Płdownicy	omu	344	119	64	32
Dolina Orzyca	orz	68	33	18	10
Dolina Środkowej Warty	war	571	185	76	33
Bagno Wizna	wiz	145	54	35	18
Dolina Wkry i Mławki	wkr	288	126	54	30
<i>Ostoję małe</i>					
Brzozowy Kąt	brz	33	20	8	8
Bagno Całowanie	cal	42	22	7	6
Karaska	kar	29	14	6	4
Bagno Pulwy	pul	41	18	12	9
Dolina Rozogi	roz	48	25	16	7
Dolina Szkwy	szk	60	29	15	9
		5253	1848	898	323

Z uwagi na odmienne techniki analizy danych z liczeń transektowych ("transekty biebrzańskie") oraz z cenzusów w obrębie powierzchni próbnych ("wariant podstawowy"), wyniki uzyskane dla Ostoi Biebrzańskiej oraz wyniki uzyskane w pozostałych ostojach są w niniejszym raporcie przedstawione osobno, jako odrębne części opracowania.

### A3. Organizacja badań

Wykonawcy prac terenowych zostali wyłonieni na drodze przetargu. Wraz z ogłoszeniem przetargu na stronie internetowej <<http://www.bocian.org.pl/zamowienia/przetargi>> umieszczone zostały materiały z informacjami niezbędnymi do prowadzenia inwentaryzacji:

1. Założenia metodyczne do inwentaryzacji kulika wielkiego w kluczowych ostojach gatunku w Polsce (Chylarecki P., Warszawa, 2013),
2. Rozmieszczenie powierzchni próbnych z identyfikatorami kwadratów – pliki w aplikacji Google Earth (pliki \*.kml),
3. Wzory formularzy niezbędnych do prowadzenia inwentaryzacji:
  - formularz „Podsumowanie cenzusu” (dla wariantu podstawowego),
  - formularz „Opis siedlisk i zagrożeń” (dla obu wariantów),
  - „Formularz liczenia transektowego” (dla wariantu biebrzańskiego),
  - „Podsumowanie liczenia transektowego” (dla wariantu biebrzańskiego).

W drodze rozstrzygnięcia przetargu wyłonieni zostali następujący Wykonawcy prac terenowych:

1. Część nr 1. Dolina Dolnego Bugu PLB140001: Mirosław Rzępała LAGOPUS, ul. Obrońców Westerplatte 19A, 08-110 Siedlce;
2. Część nr 2. Dolina Liwca PLB140002: Mirosław Rzępała LAGOPUS, ul. Obrońców Westerplatte 19A, 08-110 Siedlce;
3. Część nr 3. Doliny Omulwi i Płdownicy PLB140005: Karol Trzciniński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;
4. Część nr 4. Doliny Wkry i Mławki PLB140008: Piotr Szczypiński, ul. Batalionów Chłopskich 26, 06-500 Mława;
5. Część nr 5. Bagno Całowanie PLB140011: Stowarzyszenie Ochrony Sów, ul. Suchedniowska 14, 26-010 Bodzentyn;
6. Część nr 6. Bagno Pulwy PLB140015: Przemysław Obłozą, ul. Pomorska 4/68, 08-110 Siedlce;
7. Część nr 7. Bagno Wizna PLB200005: Karol Trzciniński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;
8. Część nr 8. Ostoja Biebrzańska PLB200006: Natura Urszula Niedźwiedzka, ul. Piastowska 15/61, 15-207 Białystok;
9. Część nr 9. Dolina Środkowej Noteci i Kanału Bydgoskiego PLB300001: Crex Usługi Przyrodnicze Marek Maluśkiewicz, ul. Piotra Skargi 22, 64-980 Trzcianka;
10. Część nr 10. Dolina Środkowej Warty PLB300002: Przemysław Wylegała, ul. Przemysłowa 3/2, 64-700 Czarnków;
11. Część nr 11. Nadnoteckie Łęgi PLB300003: Crex Usługi Przyrodnicze Marek Maluśkiewicz, ul. Piotra Skargi 22, 64-980 Trzcianka;
12. Część nr 12. Ostoja Kurpiowska PL156: Karol Trzciniński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;
13. Część nr 13. Karaska: Karol Trzciniński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;
14. Część nr 14. Brzozowy Kąt: Karol Trzciniński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;

15. Część nr 15. Dolina Orzyca: Karol Trzciński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;
16. Część nr 16. Dolina Szkwy: Karol Trzciński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl;
17. Część nr 17. Dolina Rozogi: Karol Trzciński, Cieloszka 1A, 18-525 Turośl.

Po zakończeniu sezonu lęgowego 2013 Wykonawcy dostarczyli do biura Towarzystwa Przyrodniczego „Bocian” (ul. Radomska 22/32, 02-323 Warszawa) sprawozdania z wykonanych prac, które zawierały następującą dokumentację o zakresie zróżnicowanym w zależności od metody liczeń terenowych zastosowanej w danej ostoi.

Dla tzw. wariantu podstawowego, czyli technik liczeń zastosowanych w 16 ostojach małych i średniej wielkości były to:

- Wyniki każdej z 3 kontroli w postaci map roboczych z naniesionymi obserwacjami,
- Wyniki każdej z 3 kontroli w postaci formularza "Podsumowanie cenzusu",
- Mapa z wrysowanym przebiegiem faktycznie skontrolowanych transektów w granicach wskazanej powierzchni próbnej,
- Dane o zagrożeniach w postaci formularza "Opis siedlisk i zagrożeń",
- Pliki z cn. 3 fotografiami cyfrowymi powierzchni.

Natomiast dla tzw. wariantu "transekty biebrzańskie" czyli technik zastosowanych w Ostoi Biebrzańskiej były to:

- Wyniki każdej z 3 kontroli w postaci wypełnionych "Formularzy liczenia transektowego",
- Wyniki każdej z 3 kontroli w postaci formularza "Podsumowanie liczenia transektowego"
- Mapa z wrysowanym przebiegiem transektu 4-km oraz podanymi koordynatami jego punktów węzłowych (km 0, 2, 3 i 4), odczytanymi z odbiornika GPS,
- Dane o zagrożeniach w postaci formularza "Opis siedlisk i zagrożeń",
- Pliki z cn. 3 fotografiami cyfrowymi powierzchni.

## B. Wyniki: Ostoje poza Doliną Biebrzy

---

### B1. Metody analiz

#### B1.1. Analiza liczebności

Występowanie i liczebność kulika były analizowane z użyciem hierarchicznych modeli określanych jako tzw. modele rozpowszechnienia (*occupancy models*; MacKenzie et al. 2006, Kery 2010). Podstawowym założeniem tych modeli jest rozdzielenie procesu (i opisującego go modelu) kształtującego rzeczywiste występowanie gatunku na powierzchni próbnej od procesu (i modelu) opisującego prawdopodobieństwo wykrycia tego gatunku na powierzchni lub zaobserwowania określonej liczby osobników. Wykrywalność gatunku  $p$  jest tu traktowana jako niedoskonała, to jest mniejsza od 100%. W rezultacie, w najprostszym modelu z tej rodziny, proporcja powierzchni próbnych  $D$ , na których wykryto dany gatunek w trakcie  $K$  kontroli terenowych jest niższa od rzeczywistej proporcji  $\psi$  powierzchni próbnych, na których gatunek ten w istocie występuje.

$$D = \psi * p_j$$

gdzie  $p_j$  oznacza prawdopodobieństwo wykrycia gatunku w trakcie  $j$ -tej kontroli ( $j = 1, 2, \dots, K$ ). W rezultacie, prawdopodobieństwo uzyskania określonego zapisu stwierdzeń (1) i braku stwierdzeń danego gatunku (0) na danej powierzchni w trakcie kolejnych kontroli (tzw. historia stwierdzeń gatunku na danej powierzchni,  $h_i$  jest funkcją rzeczywistego rozpowszechnienia gatunku  $\psi$  oraz jego wykrywalności  $p_j$ , np.:

$$Pr(h_i = 010) = \psi * (1 - p_1) * p_2 * (1 - p_3)$$

Model ten jest szacowany jako złożenie dwóch sub-modeli, jednego dla  $\psi$ , oraz drugiego dla  $p$ :

$$z_i = \text{Bernoulli}(\psi)$$

$$y_{ij} = \text{Bernoulli}(z_i * p_j)$$

gdzie  $z_i$  to rzeczywisty status powierzchni próbnej  $i$  (zasiedlona lub niezasiedlona przez gatunek), zaś  $y_{i,j}$  to wynik kontroli terenowej (gatunek stwierdzony lub nie stwierdzony) powierzchni  $i$  w ramach kontroli  $j$ , przy założeniu wykrywalności  $p_j$ .

Powyższy, podstawowy model może być rozszerzony i uogólniony poprzez przyjęcie, że parametrem stanu populacji, który jest oceniany nie jest rozpowszechnienie (proporcja zasiedlonych powierzchni), ale średnia liczebność osobników gatunku  $\lambda$  występujących na kontrolowanych powierzchniach próbnych. Model tego typu może być zapisany jako złożenie dwóch sub-modeli, jednego dla  $\lambda$ , oraz drugiego dla  $p$ :

$$N_i = \text{Poisson}(\lambda)$$

$$y_{ij} = \text{Binomial}(N_i * p_{ij})$$

W modelu tym,  $N_i$  oznacza rzeczywistą liczbę osobników zasiedlających  $i$ -tą powierzchnię próbną, modelowaną jako losowa realizacja zmiennej opisującej rozkład liczebności stwierdzonych na

wszystkich kontrolowanych powierzchniach. Rozkład ten w sposób naturalny jest modelowany jako rozkład Poissona o średniej  $\lambda$  (jak w przykładzie wyżej), ale może to być też ujemny rozkład dwumianowy lub rozkład Poissona z nadmiarową frekwencją zer (*zero-inflated Poisson*). W tym modelu  $y_{ij}$  oznacza liczbę osobników obserwowanych na powierzchni  $i$  w kontroli  $j$ . Ta klasa modeli znana jest jako *N-mixture models* i została wprowadzona przez Royle'a (2004).

Wszystkie modele rozpowszechnienia pozwalają na wyrażanie podstawowych parametrów ( $\psi$  oraz  $p$ , względnie  $\lambda$  oraz  $p$ ) jako funkcji rozmaitych zmiennych niezależnych (predyktorów).

W niniejszym opracowaniu liczebność kulika stwierdzana w trakcie trzech kolejnych kontroli ( $K = 3$ ) tych samych powierzchni próbnych była modelowana z użyciem modelu rozpowszechnienia z klasy *N-mixture* dla populacji zamkniętej (Royle 2004). Model ten zakłada m.in., że badana populacja jest demograficznie zamknięta w okresie prowadzenia badań terenowych. Zastosowanie modelu dopuszczającego przybywanie i ubywanie osobników pomiędzy kontrolami nie było możliwe z powodu zbyt małej liczby kontroli. Jasne jest jednak, że kuliki w istocie mogły opuszczać powierzchnię próbną pomiędzy kolejnymi kontrolami, np. emigrując po utracie lęgu. Sytuacja taka nie upośledza możliwości stosowania modelu Royle'a (2004), ale zmienia interpretację wykrywalności  $p$ . Parametr ten w tej sytuacji, obok warunkowego prawdopodobieństwa wykrycia ptaka (przyjmując, że jest on obecny na powierzchni próbnej), uwzględnia również komponent związany z prawdopodobieństwem faktycznej nieobecności ptaka w trakcie danej kontroli, wynikającej z jego czasowej emigracji i niedostępności dla wykrycia.

Przy permanentnej emigracji pomiędzy kontrolami, wykrywalność może być zaniżona, co prowadzi z kolei do zawyżania oceny liczebności.

Modele różniące się uwzględnieniem określonych predyktorów były porównywane z użyciem kryterium informacyjnego Akaikego (AIC). Jako najlepszy model w analizowanym zestawie alternatywnych modeli był wskazywany model o najmniejszym AIC (Burnham & Anderson 2002).

Modele dostarczały dwóch estymatorów łącznej liczebności par kulika w granicach powierzchni kontrolowanych. Pierwszy z nich, *In.sre*, opierał się na sumach wartości oczekiwanych (średnich) przewidywanych dla każdej powierzchni przez model. Drugi, *In.mod*, był sumą wartości modalnych przewidywanych dla każdej powierzchni przez model.

Modele szacujące rozpowszechnienie kulika były dopasowywane z użyciem programu PRESENCE (Hines 2006). Natomiast do oszacowania modeli liczebności kulika w oparciu o modele *N-mixtures* Royle'a (2004) wykorzystywano pakiet unmarked (Fiske et al. 2014) działający w środowisku obliczeniowym R (R Core Team 2013).

## **B1.2. Ekstrapolacja danych z powierzchni próbnych**

Najlepiej dopasowany model opisujący zmienność liczebności kulika w zbiorze powierzchni próbnych został wykorzystany do oszacowania oczekiwanej liczebności na powierzchniach nie kontrolowanych w ramach prac terenowych, tworzących operat losowania. Maksymalna wartość oszacowanej liczebności na powierzchniach nie kontrolowanych w granicach danej ostoi (*Ex.max*) była obliczana jako proste sumowanie wartości przewidzianych przez model dla każdego kwadratu 2x2 km w domenie ekstrapolacji. Wartość ta była kształtowana po części przez wartości uzyskiwane dla



powierzchni o znikomo małych przewidywanych liczebnościach (np. 0.02 pary). Natomiast minimalna wartość liczebności na powierzchniach nie kontrolowanych (*Ex.min*) była obliczana poprzez sumowanie tylko tych wartości przewidywanych przez model, które przekraczały określoną wartość progową. Wartość progowa  $T$  była ustalana jako wartość przewidywanej przez model liczebności par, która optymalizowała efektywność trafnego wskazania powierzchni faktycznie zasiedlonych przez przynajmniej jedną parę kulika. Wyznaczenie  $T$  przeprowadzono w zbiorze uczącym (tj. zbiorze powierzchni kontrolowanych, w którym definiowano najlepszy model liczebności kulika) z wykorzystaniem krzywej ROC (krzywa operacyjno-charakterystyczna), dla której znajdowano wartość spełniającą kryterium:

$$T = \max(\text{specyficzność} + \text{czułość})$$

Tak zdefiniowany próg jest jedną z trzech powszechniej używanych metod zamiany kryteriów o rozkładzie ciągłym na kryteria o rozkładzie dwumianowym przy wyznaczaniu zasięgów metodami predyktywnymi (Franklin 2009). Obliczenia te wykonywano z użyciem pakietu pROC (Robin et al. 2013).

Wartości *Ex.min* oraz *Ex.max* wyznaczające odpowiednio minimalne i maksymalne oszacowanie liczebności kulików na powierzchniach niekontrolowanych były dodawane do jednej z wartości oszacowania liczebności populacji w granicach powierzchni kontrolowanych, uzyskanych z użyciem modelu (tj. do *In.sre* lub *In.mod*; patrz wyżej).

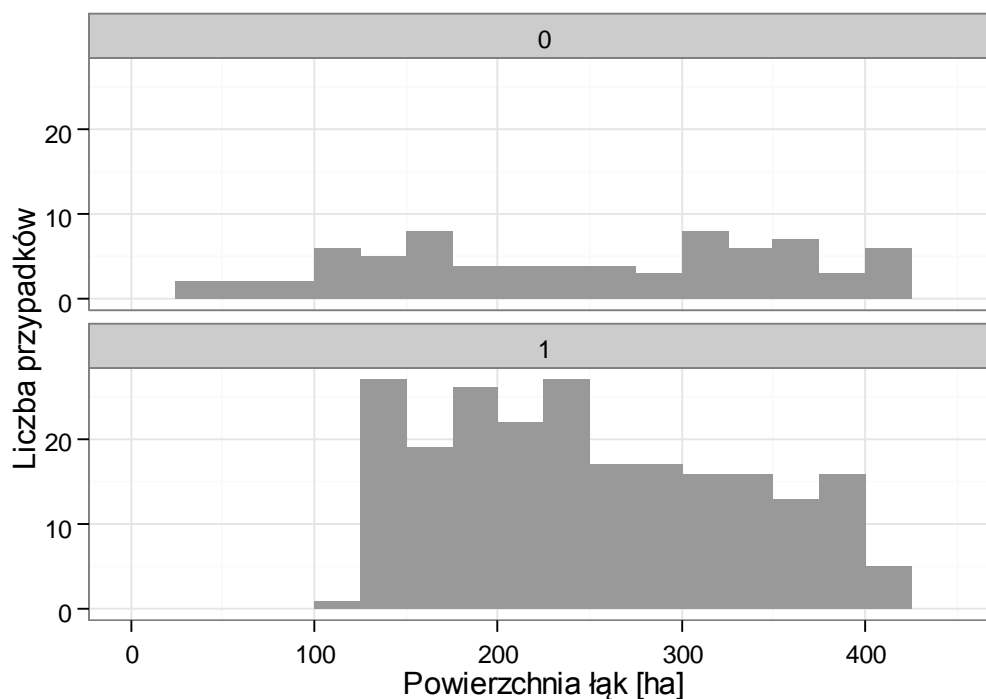
## B2. Charakterystyki kontroli terenowych

Kontrolami terenowymi objęto 296 powierzchni próbnych 2x2 km. Większość z nich (75%; 222/296) została wskazanych w ramach probabilistycznego schematu wyboru powierzchni. Pozostałe powierzchnie (74) zostały wskazane do liczeń z uwagi na występowanie kulika w latach ubiegłych, ale nie w ramach losowego doboru próby. Tylko ta pierwsza grupa powierzchni traktowana była jak reprezentatywna dla powierzchni swoich ostoi. Obejmowała ona również takie powierzchnie wskazane losowo, które pokrywały się z powierzchniami wskazanymi jako zajmowane przez kulika w ubiegłych sezonach.

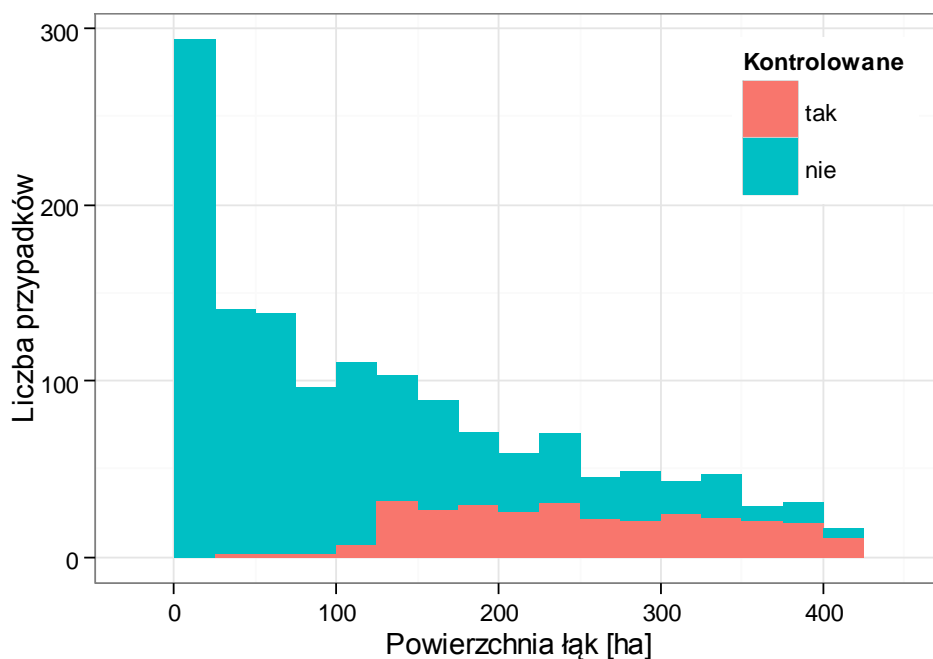
Powierzchnia łąk w granicach powierzchni próbnej 2x2 km wynosiła średnio 248.3 ha (IQR: 175.7-323.0). Powierzchnie wskazane jako reprezentatywne i powierzchnie wskazane poza tym schematem - nie różniły się pod względem łącznej wielkości łąk w granicach obszaru badań (jednoczynnikowa analiza wariancji:  $F_{1, 294}=0.192$ ,  $P=0.661$ ; ryc. 1). Powierzchnie próbne jako całość charakteryzowały się jednak większym udziałem łąk niż pozostałe kwadraty 2x2 km pokrywające obszar kontrolowanych ostoi (ryc. 2; 248.3 vs 104.6 ha;  $F_{1,1428}=517$ ,  $P<0.001$ ). Odzwierciedla to fakt losowania powierzchni próbnych spośród tych kwadratów, gdzie łąki stanowiły przynajmniej 120 ha (tj. 30% powierzchni kwadratu).

**Tabela 2.** Zestawienie liczby powierzchni próbnych 2x2 km kontrolowanych w poszczególnych ostojach średniej i małej wielkości, w podziale na powierzchnie reprezentatywne (*rep=1*) i powierzchnie wskazane poza schematem reprezentatywnego próbkowania (*rep=0*).

Ostoja	Skrót	Rep=0	Rep=1	Razem	Udział rep=1
Brzozowy Kąt	brz	0	8	8	1.00
Dolina Dolnego Bugu	bug	8	15	23	0.65
Bagno Całowanie	cal	0	6	6	1.00
Karaska	kar	0	4	4	1.00
Ostoja Kurpiowska	kur	3	30	33	0.91
Dolina Liwca	liw	7	8	15	0.53
Nadnoteckie Łęgi	nad	12	14	26	0.54
Dolina Środkowej Noteci	not	17	16	33	0.48
Dolina Omulwi i Płodownicy	omu	4	29	33	0.88
Dolina Orzyca	orz	0	9	9	1.00
Bagno Pulwy	pul	0	9	9	1.00
Dolina Rozogi	roz	0	7	7	1.00
Dolina Szkowy	szk	0	9	9	1.00
Dolina Środkowej Warty	war	13	20	33	0.61
Bagno Wizna	wiz	4	14	18	0.78
Dolina Wkry i Mławki	wkr	6	24	30	0.80
	Razem	74	222	296	0.75

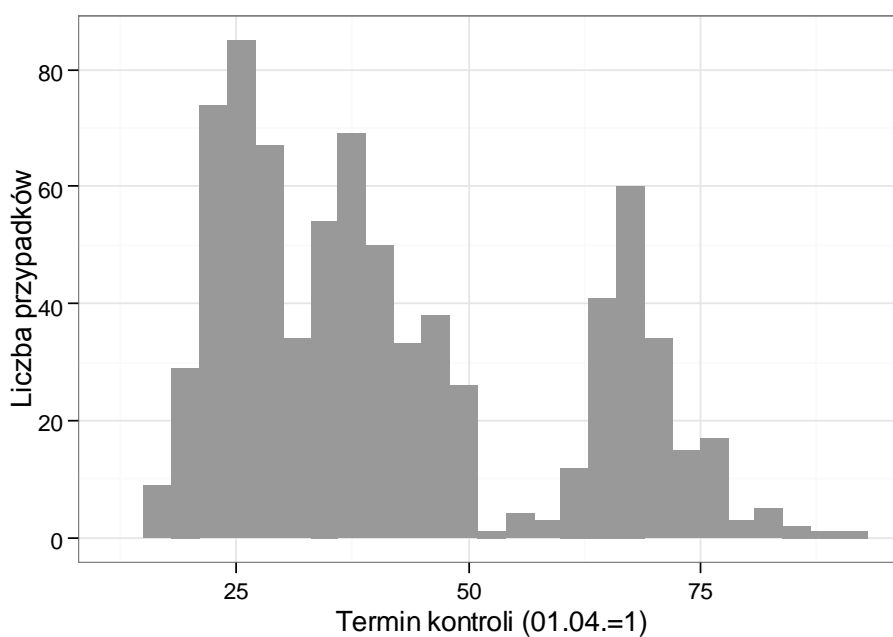


**Ryc. 1.** Rozkład powierzchni łąk w granicach powierzchni próbnych kontrolowanych w 2013 r., przedstawiony w podziale na powierzchnie wskazane w ramach reprezentatywnego próbkowania (dolny panel, *rep=1*) i poza schematem reprezentatywnego próbkowania (górny panel, *rep=0*).

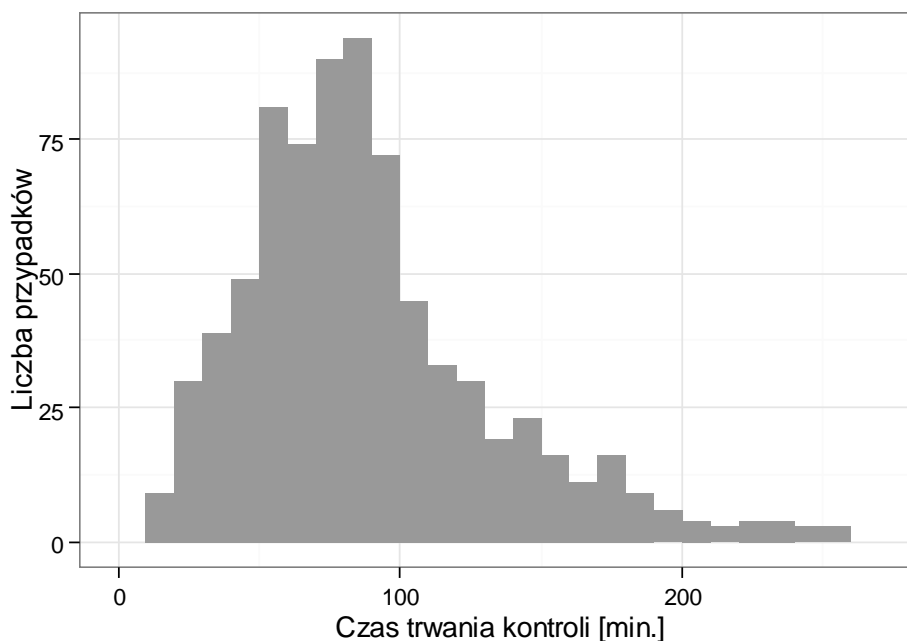


**Ryc. 2.** Rozkład powierzchni łąk w granicach kwadratów 2 x 2 km kontrolowanych jako powierzchnie próbne (kolor czerwony) oraz nie wskazanych jako powierzchnie próbne w 2013 r. (kolor turkusowy).

Zgodnie z założeniami, każda powierzchnia próbna była kontrolowana trzykrotnie w trakcie sezonu łęgowego. Rozkład terminów wykonanych kontroli przedstawia ryc. 3. Pojedyncza kontrola powierzchni próbnej trwała średnio 86.8 minuty (IQR: 55-105) i nie była zróżnicowana w zależności od jej terminu (1., 2. względnie 3. kontrola w danym sezonie; jednoczynnikowa analiza wariancji:  $F_{2,764}=0.234, P=0.79$ ). Rozkład długości trwania kontroli powierzchni przedstawia ryc. 4.

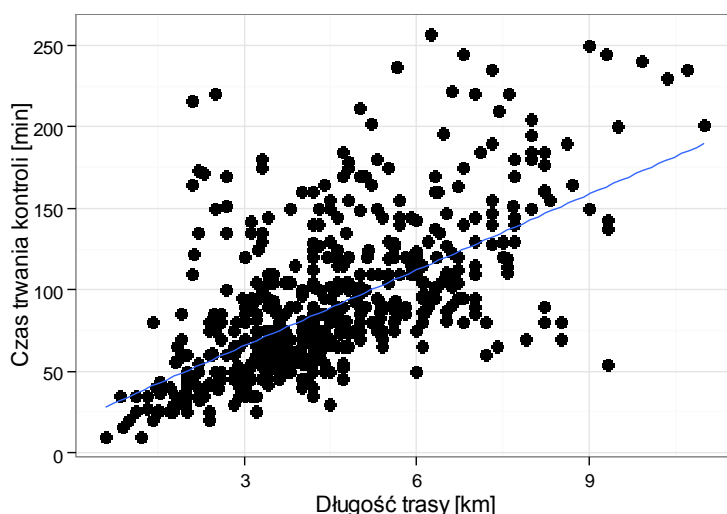


**Ryc. 3.** Rozkład terminów kontroli powierzchni próbnych wykonanych w 2013 r. Termin wyrażony jako kolejny dzień po 31. marca.



**Ryc. 4.** Rozkład czasu trwania kontroli powierzchni próbnej w 2013 r.

Długość trasy przemierzonej w trakcie kontroli powierzchni próbnej wynosiła średnio 4.38 km (IQR 3.1-5.4) i - podobnie jak czas trwania kontroli - nie była zróżnicowana w zależności od terminu kontroli (analiza wariancji:  $F_{2,743}=0.018$ ,  $P=0.98$ ). Długość trasy była dość silnie skorelowana z czasem trwania kontroli ( $r=0.64$ ,  $df=744$ ,  $P<0.001$ ; ryc. 5). Przeciętnie, tempo kontroli kształtowało się na poziomie ok. 4 km/h, choć poszczególne obszary były kontrolowane w różnym tempie. Model, w którym tempo kontroli było zależne od obszaru był wyraźnie lepiej dopasowany do danych (AIC=7098) niż model, w którym było ono stałe, jednakowe dla wszystkich ostoj (AIC=7385).



**Ryc. 5.** Zależność pomiędzy czasem trwania (oś pionowa) a długością trasy kontroli (oś pozioma) dla wszystkich powierzchni próbnych kontrolowanych w 2013 r. Niebieską linią zaznaczono liniową zależność pomiędzy oboma parametrami.

## B3. Liczebność kulika na powierzchniach próbnych

### B3.1. Rozpowszechnienie

Kulik w liczebności interpretowanej jako przynajmniej 1 para został wykryty na 72 powierzchniach próbnych, co stanowi 24.3% spośród 296 skontrolowanych kwadratów 2x2 km. Frekwencja zasiedlonych przez przynajmniej 1 parę kulika powierzchni próbnych była zależna od kontroli (tab. 3). Liczba powierzchni, na których wykryto przynajmniej 1 osobnika kulika (nie zawsze interpretowanego jako przedstawiciel pary) wynosiła 82. Frekwencja powierzchni ze stwierdzonym przynajmniej 1 osobnikiem kulika malała w trakcie sezonu, podobnie jak w przypadku udziału powierzchni ze stwierdzoną parą.

**Tabela 3.** Liczba powierzchni, na których stwierdzono przynajmniej 1 parę kulika (lewa strona tabeli) oraz przynajmniej 1 osobnika kulika (prawa strona tabeli) w kolejnych kontrolach. Przedstawiono bezwzględne liczby powierzchni ( $D$ ) oraz ich udział procentowy (%) w relacji do wszystkich 296 skontrolowanych powierzchni 2x2 km.

	Pary ABC		Osobniki	
	D	%	D	%
Kontrola 1	62	20.9	67	22.6
Kontrola 2	53	17.9	57	19.3
Kontrola 3	34	11.5	38	12.8
Kontrola 1 lub 2 lub 3	72	24.3	82	27.7

Do oszacowania proporcji zasiedlonych przez kulika powierzchni wykorzystano najprostszy model rozpowszechnienia dla populacji zamkniętej analizowanej w trakcie jednego sezonu (*single-season occupancy model*), przy zmiennym, zależnym od kontroli prawdopodobieństwie wykrycia  $\{\psi(\cdot), p(t)\}$ . Zakładając niepełną wykrywalność pary kulika w trakcie pojedynczej kontroli, rzeczywista liczba powierzchni próbnych zasiedlonych przez ten gatunek została oszacowana na 74 powierzchni (24.9%), przy wykrywalności gatunku w trakcie pierwszej kontroli wynoszącej 0.84 i malejącej do 0.72 w trakcie drugiej kontroli oraz 0.46 w trakcie trzeciej kontroli (tab. 4). Biorąc pod uwagę, że w badanym układzie, niewykrycie pary było powodowane przede wszystkim jej emigracją z powierzchni (nieдоступność dla wykrycia), powyższe proporcje obrazują w dużej mierze proces stopniowego porzucania lęgówisk przez kuliki w trakcie sezonu lęgowego.

**Tabela 4.** Prawdopodobieństwo wykrycia przynajmniej 1 pary kulika w trakcie pojedynczej kontroli powierzchni próbnej 2x2 km (wykrywalność gatunku). Dla każdej kontroli podano wartość średnią ( $p$ ) oraz błąd standardowy oszacowania ( $SE(p)$ ).

	$p$	$SE(p)$
Kontrola 1	0.840	0.046
Kontrola 2	0.718	0.055
Kontrola 3	0.461	0.059

### B3.2. Zagęszczenia

Łącznie, w trzech kontrolach powierzchni próbnych zarejestrowano 409 osobników kulika, które zostały zinterpretowane jako stwierdzenia 231 par (włączając w to stwierdzenia ptaków w kategorii A

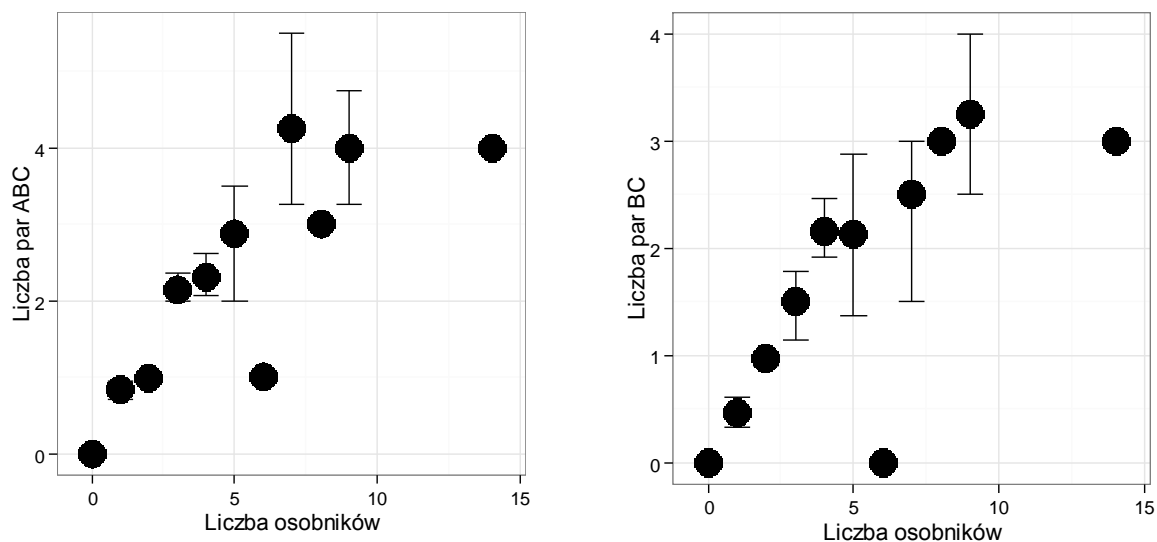
prawdopodobieństwa gniazdowania). Ograniczając się wyłącznie do stwierdzeń w kategoriach B i C, oszacowana liczba stwierdzeń par wynosiła 183.

W trakcie pierwszej kontroli wykryto 164 osobniki, które zostały przypisane do 93 par w kategoriach A, B lub C łąkowości, względnie do 77 par w kategoriach B lub C. W kolejnych kontrolach liczebności stwierdzonych ptaków zmniejszały się (tab. 5).

**Tabela 5.** Łączne liczebności par i osobników kulika zarejestrowanych w poszczególnych kontrolach powierzchni próbnych. Podano liczebności par w kategoriach A, B i C, par w kategoriach B i C oraz osobników. Ponadto podano ilorazy liczebności osobników do liczby par w obu kategoriach.

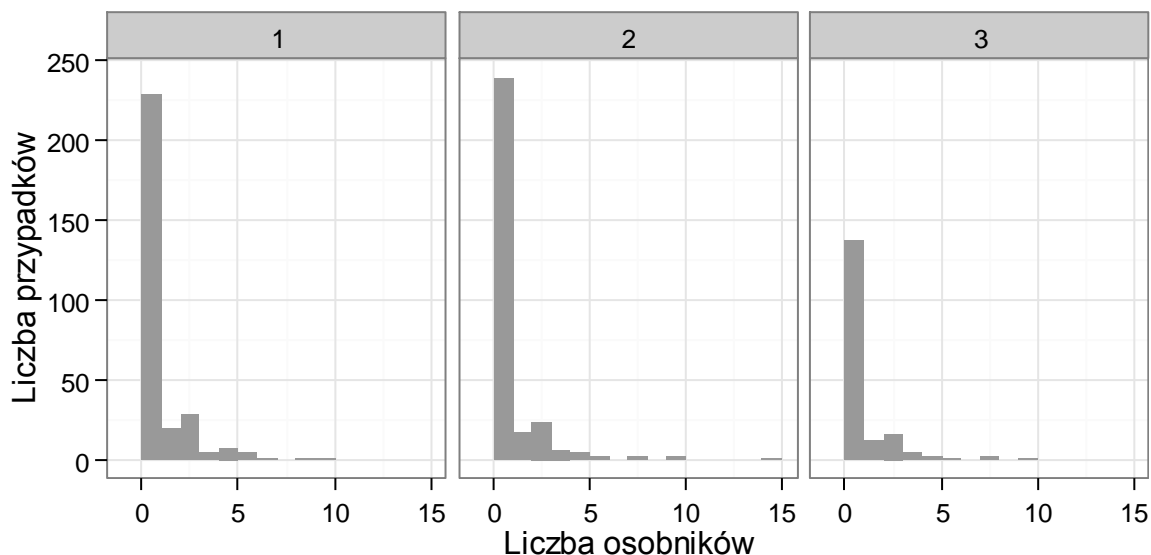
	Pary ABC	Pary BC	Osobniki	Osobniki/pary ABC	Osobniki/pary BC
Kontrola 1	93	77	164	1.76	2.13
Kontrola 2	88	64	153	1.74	2.39
Kontrola 3	50	42	92	1.84	2.19

Korelacja pomiędzy liczbą stwierdzonych osobników a ocenianą liczbą par (suma par w kategoriach A, B i C) była bardzo wysoka (ryc. 6; dla par w kategoriach A, B i C:  $r=0.92$ ,  $df=765$ ,  $P<0.001$ ; dla par w kategoriach B i C:  $r=0.88$ ,  $df=765$ ,  $P<0.001$ ), choć po uwzględnieniu wyłącznie obserwacji, w których stwierdzono przynajmniej jednego osobnika (tj. bez obserwacji zerowych) była ona zauważalnie niższa (pary ABC:  $r=0.80$ ,  $df=111$ ,  $P<0.001$ ; pary BC:  $r=0.69$ ,  $df=111$ ,  $P<0.001$ ).

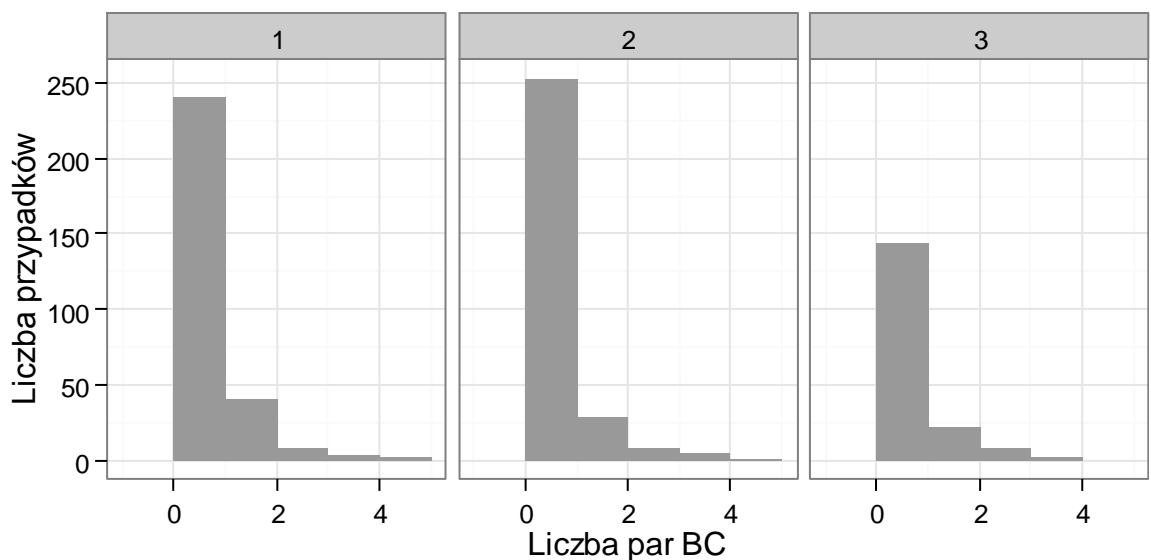


**Ryc. 6.** Zależność pomiędzy liczbą osobników kulika stwierdzoną w czasie kontroli powierzchni próbnej (oś pozioma) a oszacowaniem liczby par (oś pionowa) wykonanym przez obserwatora na podstawie danych o liczbie zaobserwowanych osobników, ich zachowaniu i lokalizacji. Dla każdej kategorii przedstawiono wartość średnią (kropka) oraz 95% przedział ufności uzyskany metodą *bootstrap*. Osobno przedstawiono dane dla oceny liczby par w kategoriach A, B i C (lewy panel) oraz liczby par w kategoriach B i C (prawy panel).

Przy rozpowszechnieniu kształtującym się na poziomie około 25% (patrz poprzedni rozdział), rozkłady liczby osobników i par stwierdzanych w granicach powierzchni próbnych były silnie zdominowane przez wartości zerowe (ryc. 7-8).

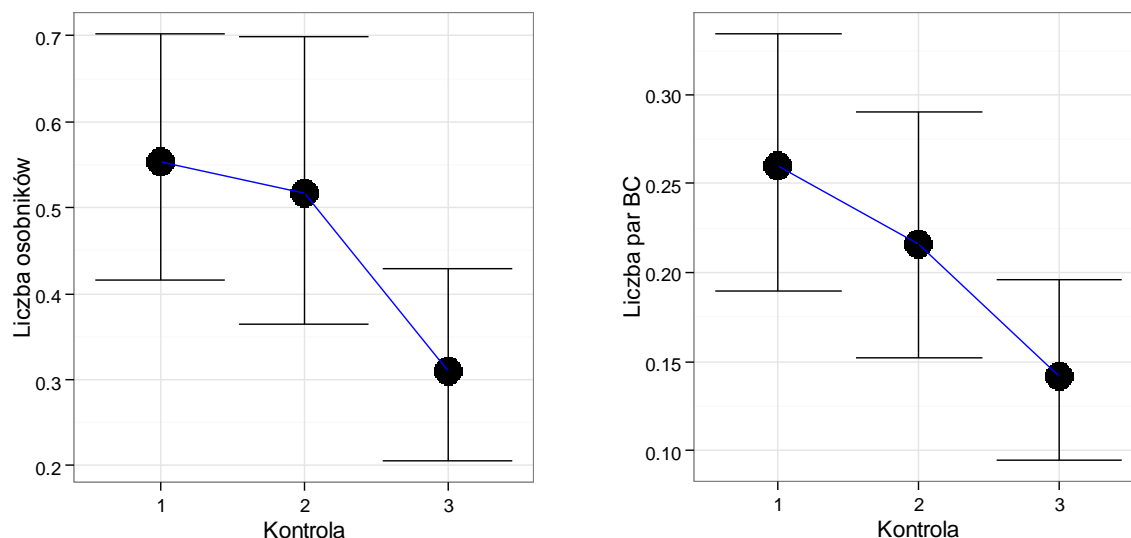


**Ryc. 7.** Rozkład liczby osobników kulika obserwowanych w granicach powierzchni próbnych, przedstawiony w rozbiciu na dane uzyskane w poszczególnych kontrolach.

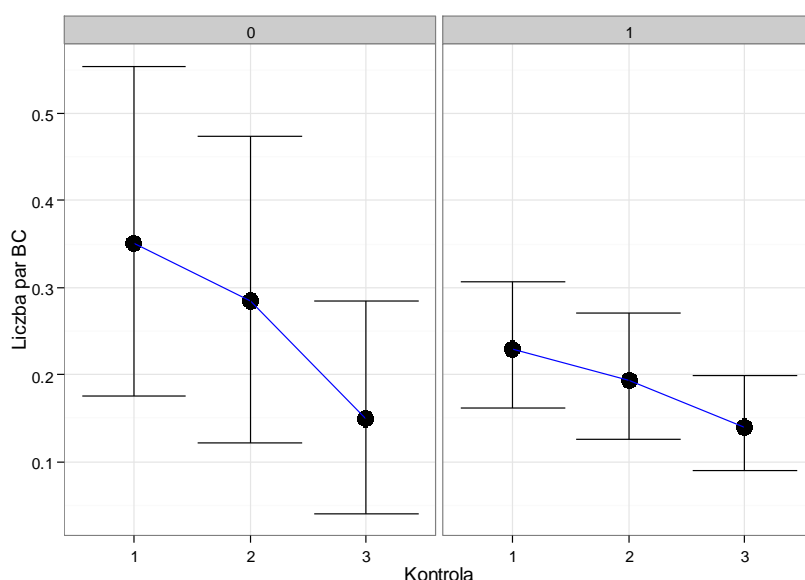


**Ryc. 8.** Rozkład liczby par kulika stwierdzonych w granicach powierzchni próbnych przedstawiony w rozbiciu na dane uzyskane w poszczególnych kontrolach. Przedstawiono dane dla obserwacji interpretowanych jako stwierdzenia w kategoriach B i C prawdopodobieństwa gniazdowania.

Średnia liczebność par kulika rejestrowanych w granicach powierzchni próbnych była silnie zależna od terminu kontroli, od powierzchni łąk w granicach kontrolowanego kwadratu oraz od statusu powierzchni (wskazana losowo vs wskazana nie-losowo). Generalnie, wartości średnie dla liczby osobników i par rejestrowanych w granicach powierzchni próbnych malały w kolejnych kontrolach (ryc. 9). Wzorzec ten dotyczył zarówno powierzchni wskazanych w ramach reprezentatywnego próbkowania, jak i powierzchni wskazanych do liczeń w oparciu o dane o występowaniu kulika w ubiegłych latach (ryc. 10). Z drugiej strony zauważalne było zróżnicowanie tego wzorca zmian pomiędzy inwentaryzowanymi ostojami - na części terenów rejestrowana liczba par pozostawała raczej stabilna, nie zmieniając się w kolejnych kontrolach (ryc. 11).

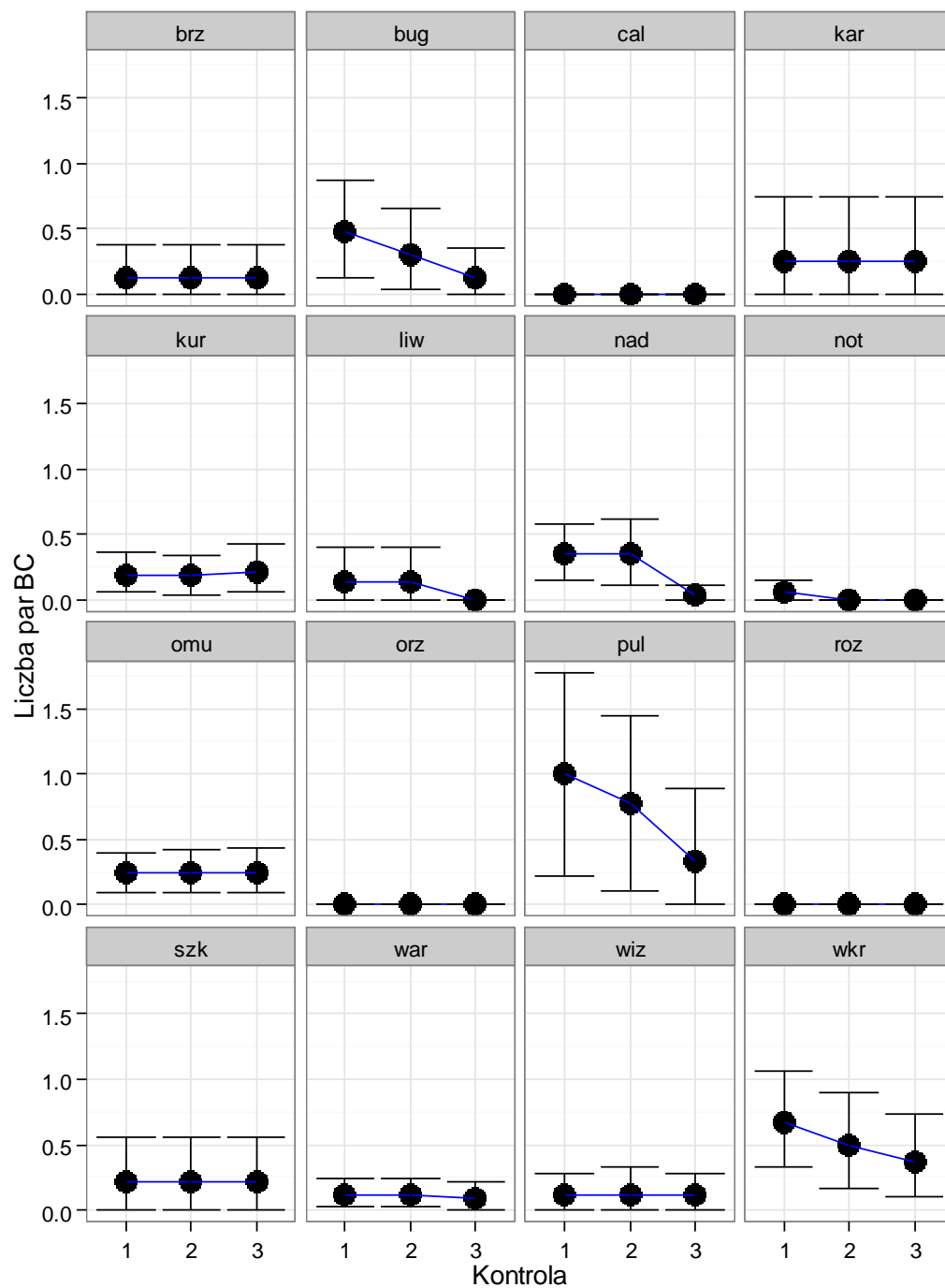


**Ryc. 9.** Zmiany średniej liczby osobników (lewy panel) oraz liczby par (prawy panel) kulika w zależności od terminu kontroli. Oznaczenia jak na ryc. 6.

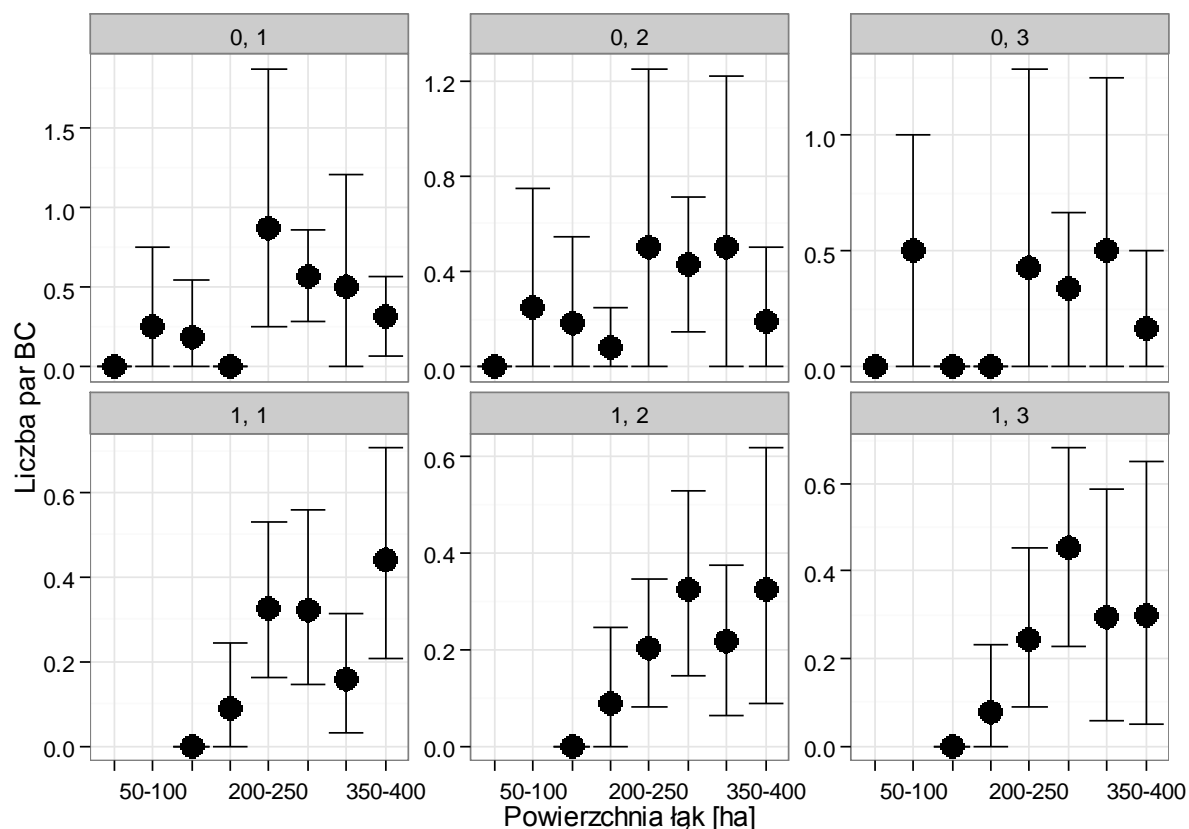


**Ryc. 10.** Zmiany liczby par kulika stwierdzanych w granicach powierzchni próbnych w kolejnych kontrolach, przedstawione w rozbiciu na powierzchnie wskazane w reprezentatywnym próbkowaniu ( $rep=1$ ; prawy panel) oraz poza schematem reprezentatywnego wskazywania prób ( $rep=0$ ; lewy panel).





**Ryc. 11.** Zmiany liczby par kulika stwierdzanych w granicach powierzchni próbnych w kolejnych kontrolach, przedstawione w rozbiciu na 16 ostoii objętych inwentaryzacją w 2013 r. Oznaczenia jak na ryc. 6.



**Ryc. 12.** Zależność pomiędzy powierzchnią łąk w granicach kontrolowanego kwadratu 2 x 2 km a liczbą par kulika rejestrowanych w trakcie kolejnych kontroli (kolejne panele od lewej do prawej). Dane przedstawiono osobno dla powierzchni próbnych wskazanych poza schematem reprezentatywnego próbkowania (górny rząd) oraz dla powierzchni wskazanych w ramach reprezentatywnego doboru próby (dolny rząd). Oznaczenia jak na ryc. 6.

Kuliki liczniej występowały na powierzchniach wskazanych poza systemem reprezentatywnego próbkowania (co wynikało głównie z ich wyższego rozpowszechnienia w tym podzbiórze) niż na powierzchniach wskazanych losowo (ryc. 12). Oczekiwana liczebność kulików w granicach kontrolowanego kwadratu 2x2 km był silnie uzależniona od powierzchni zajętej w tym kwadracie przez łąki (ryc. 12). Jednak zależność pomiędzy powierzchnią łąk a liczbą par kulika była nieco odmienna dla obu wymienionych wyżej typów powierzchni.

**Tabela 6.** Liczba par kulika wielkiego stwierdzonych w trakcie trzech kontroli terenowych na powierzchniach próbnych w 16 ostojach. Przedstawiono dane dla kontroli 1-3 (K1, K2, K3) oraz sumę maksymalnych liczebności dla poszczególnych powierzchni (max). Osobno zestawiono dane dla obserwacji interpretowanych jako pary w kategoriach A, B lub C (Pary ABC) oraz dla obserwacji interpretowanych jako pary prawdopodobnie lęgowe i na pewno lęgowe (Pary BC).

Ostoja	Pary ABC				Pary BC			
	K1	K2	K3	max	K1	K2	K3	max
brz	1	1	1	1	1	1	1	1
bug	11	7	3	12	11	7	3	12
cal	0	0	0	0	0	0	0	0
kar	1	1	1	1	1	1	1	1
kur	6	7	8	9	6	6	7	8
liw	5	2	0	5	2	2	0	2
nad	15	22	1	25	9	9	1	11
not	3	0	0	3	2	0	0	2
omu	9	9	9	9	8	8	8	8
orz	0	0	0	0	0	0	0	0
pul	10	9	5	12	9	7	3	10
roz	0	0	0	0	0	0	0	0
szk	2	2	2	2	2	2	2	2
war	4	4	3	4	4	4	3	4
wiz	2	3	2	4	2	2	2	3
wkr	24	21	15	30	20	15	11	23
	93	88	50	117	77	64	42	87

Czynniki kształtujące zagęszczenia par lęgowych były analizowane w ramach modelu Royle'a (2004), uwzględniającego niepełną wykrywalność ptaków w trakcie pojedynczej kontroli. Model ten, podobnie jak wszystkie modele rozpowszechnienia, składa się z części opisującej stan populacji (w tym przypadku liczebność par w kategorii B lub C) i z części opisującej prawdopodobieństwo wykrycia pary. Selekcja modeli wykazała, że liczebność par stwierdzonych na powierzchniach próbnych lepiej opisywana jest ujemnym rozkładem dwumianowym niż rozkładem Poissona lub rozkładem Poissona z nadmiarową frekwencją obserwacji zerowych (*zero-inflated Poisson*). Modele uwzględniające wśród predyktorów zagęszczenia powierzchnię łąk i efekt ostoi były wyraźnie lepsze niż modele bez tych zmiennych (tab. 7). Znaczenie miała również zmienna definiująca sposób wskazania powierzchni próbnej (wskazanie w ramach losowego próbkowania vs wskazanie powierzchni poza tym schematem).

Jednak skokowy wzrost dopasowania modelu do danych zapewniało uwzględnienie odmiennej wykrywalności kulików w ostojach kurpiowskich. Modele uwzględniające, że prawdopodobieństwo wykrycia kulika jest wyraźnie odmienne w ostojach kurpiowskich niż w ostojach położonych w innych regionach kraju były wyraźnie lepiej dopasowane do danych (delta AIC ok. 30) niż modele zakładające zbliżoną wykrywalność kulików we wszystkich ostojach. Najlepsze dopasowanie do danych miał model, w którym Kurpie różniły się od reszty kraju nie tylko ogólnym poziomem wykrywalności ptaków, ale i wzorcem zmian tej wykrywalności w czasie (tj. w poszczególnych kontrolach). Model ten, w analizowanym zbiorze konkurujących modeli miał wielokrotnie wyższe poparcie w danych niż modele nie stosujące podziału powierzchni na kurpiowskie i pozostałe przy analizie wykrywalności.

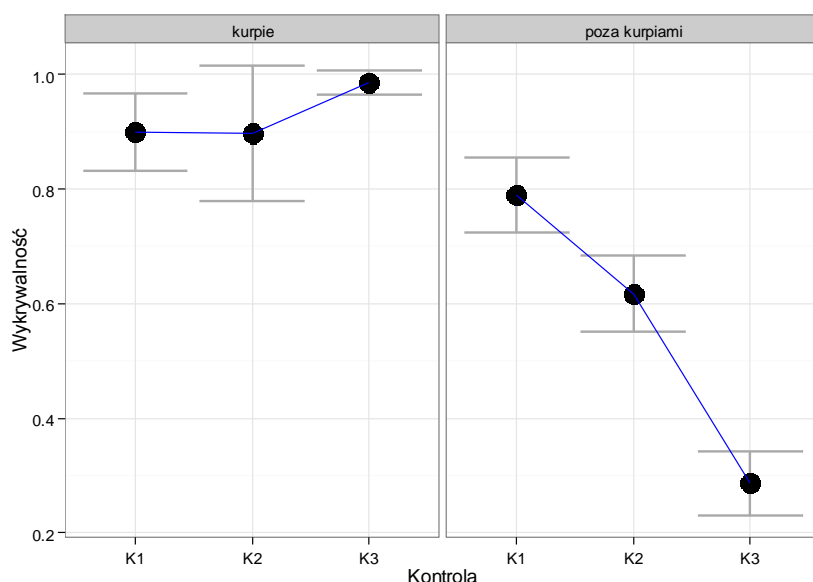
W tabeli 9 zestawiono oszacowania parametrów tego modelu. Przewidywał on, iż liczebność par w kategorii B lub C występujących w granicach powierzchni próbnej ( $\lambda$ ) była funkcją trzech zmiennych: powierzchni łąk, reprezentatywności powierzchni (*rep*) oraz efektu ostoi. Wszystkie te predyktory oddziaływały w sposób addytywny. Liczba par rosła krzywoliniowo wraz ze wzrostem powierzchni łąk, podobnie jak na ryc. 12. Powierzchnie wskazane w ramach losowego próbkowania miały około dwukrotnie niższe zagęszczenia lęgowych par niż powierzchnie wskazane poza schematem reprezentatywnego doboru próby. Przy uwzględnieniu oddziaływania tych dwóch czynników, najwyższe relatywne zagęszczenia lęgowych kulików występowały w ostoi Pulwy, Dolina Wkry i Mławki oraz Dolina Dolnego Bugu. Natomiast najniższe zagęszczenia - po odrzuceniu 3 ostoi z zerową liczebnością - charakteryzowały Dolinę Dolnej Noteci oraz Dolinę Środkowej Warty i Wiznę.

**Tabela 7.** Wyniki selekcji modeli z klasy *N-mixture* opisujących zmienność liczby par kulika stwierdzonych na powierzchniach próbnych w 3 kontrolach wiosną 2013 r. Dla każdego modelu przedstawiono predyktory faktycznej średniej liczebności ( $\lambda$ ), predyktory prawdopodobieństwa wykrycia pary (*p*) oraz przyjęty rozkład wartości  $\lambda$  (NB - ujemny rozkład dwumianowy, P - Poissona, ZIP - Poissona z nadmiarową frekwencją zer), liczbę parametrów w modelu (NP), kryterium informacyjne Akaikego (AIC), różnicę AIC pomiędzy danym modelem a najlepszym modelem w zestawie (*delta AIC*), wagę Akaikego (*waga AIC*) oraz skumulowaną wagę Akaikego (*skum. waga*). Predyktory obejmowały powierzchnię łąk w granicach powierzchni próbnej (*łąki*), reprezentatywność powierzchni (*rep*; 0 - wskazana poza schematem losowego próbkowania, 1 - w ramach losowego próbkowania), efekt danej ostoi (*ostoja*), numer kolejnej kontroli powierzchni (*t*) oraz to, czy powierzchnia była położona na Kurpiach lub poza nimi (*kurpie*; 0 - poza Kurpiami, 1 - w granicach siedmiu ostoi kurpiowskich). Modele, w których dany parametr był stały oznaczono jako (.). Modele uszeregowane w kolejności rosnącej wartości AIC. Najlepszy model posiada delta AIC=0.

Model		Rozkład	NP	AIC	Delta AIC	Waga AIC	Skum. waga
$\lambda$	<i>p</i>	$\lambda$					
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t*kurpie)	NB	25	571.38	0	0.43	0.43
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t*kurpie)	P	24	572.54	1.17	0.24	0.67
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t+kurpie)	NB	23	573.24	1.87	0.17	0.84
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t*kurpie)	ZIP	25	573.30	1.92	0.16	1
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t)	NB	22	600.62	29.24	0.00	1
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t)	P	21	601.32	29.94	0.00	1
(log(łąki)+rep+log(łąki)*rep+ostoja)	(t)	NB	23	601.75	30.38	0.00	1
(log(łąki)+rep+ostoja)	(t)	ZIP	22	602.24	30.87	0.00	1
(log(łąki)+ostoja)	(t)	NB	21	602.97	31.60	0.00	1
(rep+ostoja)	(t)	NB	21	622.80	51.43	0.00	1
(log(łąki)+kurpie+log(łąki)*kurpie+rep)	(t)	NB	9	625.89	54.52	0.00	1
(.)	(t)	NB	5	633.61	62.24	0.00	1
(.)	(.)	NB	3	658.10	86.72	0.00	1

Wykrywalność kulików w 7 ostojach położonych na Kurpiach, oszacowana w ramach najlepszego modelu, była bardzo wysoka i relatywnie stabilna w kolejnych kontrolach. Natomiast w 9 ostojach położonych poza Kurpiami, wykrywalność była generalnie niższa i bardzo wyraźnie malała w kolejnych kontrolach (ryc. 13. tab. 8). Wzorec zmian odnotowany dla większości ostoi był zgodny z oczekiwaniami dla sytuacji, kiedy wykrywalność ptaków nie jest perfekcyjna oraz kiedy ptaki ubywają

z powierzchni pomiędzy kontrolami, szczególnie po stratach lęgów, co prowadzi do silnego obniżenia liczby osobników obecnych na powierzchniach w trakcie trzeciej kontroli. Obraz zmian wykrywalności zarejestrowany dla ostoi kurpiowskich oznacza, że - w przeciwieństwie do reszty kraju - kuliki nie porzucały tu powierzchni próbnych przed pierwszą dekadą czerwca, co może sugerować daleko wyższą udatność lęgów, przynajmniej na etapie inkubacji. Wykrywalność kulików na terenie Kurpi była bardzo wysoka, a w ostatniej kontroli niemal perfekcyjna.



**Ryc. 13.** Zmiany wykrywalności kulika w trakcie trzech kontroli przewidywane przez najlepiej dopasowany model z tabeli 6. Osobno przedstawiono dane dla powierzchni próbnych zlokalizowanych na Kurpiach (lewy panel, 7 ostoi) oraz dla powierzchni zlokalizowanych poza Kurpiami (9 ostoi, prawy panel). Dla każdego oszacowania przedstawiono wartość średnią (kropka) oraz błąd standardowy (SE) oszacowania.

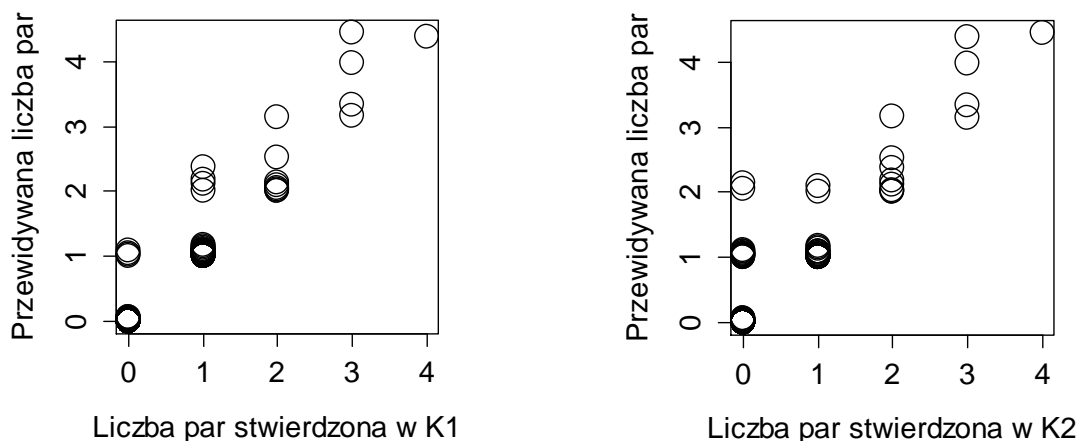
**Tabela 8.** Oszacowania wykrywalności kulika w trakcie trzech kontroli wykonywanych na powierzchniach próbnych zlokalizowanych na Kurpiach i poza Kurpiami. Podano wartości prawdopodobieństwa wykrycia osobnika lub osobników ( $p$ ) interpretowanych jako para w kategorii B lub C oraz błąd standardowy tego oszacowania ( $SE(p)$ ). Oszacowania uzyskano w ramach najlepiej dopasowanego modelu z tab. 6.

Kontrola	Kurpie		Pozostałe ostoje	
	$p$	$SE(p)$	$p$	$SE(p)$
K1	0.899	0.068	0.781	0.065
K2	0.890	0.125	0.617	0.067
K3	0.985	0.021	0.284	0.056

**Tabela 9.** Oszacowania parametrów modelu rozpowszechnienia/liczebności typu *N-mixture* (Royle 2004) najlepiej dopasowanego do danych (patrz tab. 7). Dla każdego parametru podano wartość estymatora, błąd oszacowania estymatora (SE), wartość statystyki z oraz prawdopodobieństwo uzyskania większej bezwzględnej wartości z niż podana dla danego parametru.

Parametr	Estymator	SE	z	P(> z )
Liczebność: log ( $\lambda$ )				
(Stała)	-12.055	2.563	-4.70366	2.56E-06
log(łaki)	1.942	0.424	4.58438	4.55E-06
Pro=1	-0.657	0.314	-2.09152	3.65E-02
Ostoja=bug	1.112	1.101	1.01019	3.12E-01
cal	-13.912	1265.316	-0.01099	9.91E-01
kar	0.837	1.489	0.56195	5.74E-01
kur	0.762	1.102	0.69136	4.89E-01
liw	0.378	1.284	0.29448	7.68E-01
nad	0.81	1.099	0.73702	4.61E-01
not	-1.806	1.291	-1.39915	1.62E-01
omu	0.552	1.103	0.50077	6.17E-01
orz	-12.736	529.485	-0.02405	9.81E-01
pul	1.992	1.125	1.77136	7.65E-02
roz	-15.281	1831.536	-0.00834	9.93E-01
szk	0.467	1.279	0.36541	7.15E-01
war	-0.351	1.171	-0.29994	7.64E-01
wiz	-0.214	1.212	-0.17653	8.60E-01
wkr	1.555	1.075	1.44615	1.48E-01
Wykrywalność: logit ( $p$ )				
(Stała)	1.269	0.387	3.278	1.05E-03
K2	-0.82	0.394	-2.082	3.73E-02
K3	-2.194	0.43	-5.103	3.34E-07
kurpie	0.918	0.84	1.092	2.75E-01
K2:kurpie	0.821	1.121	0.733	4.64E-01
K3:kurpie	2.931	1.331	2.202	2.77E-02
Log $\theta$				
	0.744	0.722	1.03	0.303

Przewidywana przez najlepiej dopasowany model faktyczna liczba par kulika na poszczególnych powierzchniach próbnych była silnie skorelowana z liczbą par stwierdzaną w trakcie pierwszej kontroli powierzchni ( $r=0.962$ ,  $df=293$ ,  $P<0.001$ ; ryc. 14) oraz w trakcie drugiej kontroli powierzchni ( $r=0.910$ ,  $df=293$ ,  $P<0.001$ ; ryc. 14). Oczywiście, liczba par przewidywana przez ten model mogła być wyższa od stwierdzanej w poszczególnych kontrolach, gdyż model dopuszczał, iż wykrywalność ptaków w trakcie kontroli terenowej nie jest perfekcyjna. Jako taka, liczba par przewidywana przez model najsilniej korelowała z maksymalną liczbą par stwierdzaną w którejkolwiek z trzech kontroli ( $r=0.997$ ,  $df=293$ ,  $P<0.001$ ).



**Ryc. 14.** Korelacja pomiędzy liczbą par przewidywaną przez najlepszy model z tab. 9 jako występująca na powierzchni próbnej (oś pionowa), a liczbą par stwierdzoną faktycznie w trakcie pierwszej (lewy panel) lub drugiej (prawy panel) kontroli terenowej (os pozioma). Dane dla 295 powierzchni próbnych.

Model pozwalał oszacować łączną liczbę par kulika występujących na kontrolowanych powierzchniach próbnych na 88 lub 94 pary, w zależności od tego, czy sumowane były wartości modalne względnie wartości średnie z rozkładów możliwych realizacji  $N_i$  dla poszczególnych powierzchni.

#### B4. Oszacowanie liczebności kulika w ostojach

Ocena liczebności kulika na całości obszaru inwentaryzowanych ostoi bazowała na ekstrapolacji wartości przewidywanych przez najlepszy model z tab. 7. Do ekstrapolacji wykorzystano oszacowania parametrów modelu uzyskane z pominięciem danych dla powierzchni nr 582572 (Dolina Wkry i Mławki), która charakteryzowała się odstającymi, ekstremalnie wysokimi wartościami obserwacji wejściowych (łącznie 14 osobników kulika obserwowanych w granicach powierzchni w trakcie kontroli K2). Ekstrapolacja była przeprowadzona w dwóch scenariuszach: minimalnym i maksymalnym. Wartości maksymalne (*Ex.max*) uzyskano poprzez sumowanie wszystkich wartości realizacji modelu (=przewidywanych przez model średnich liczebności par) w domenie obejmującej powierzchnie próbne o powierzchni łąk większej od 120 ha. Część z tak prognozowanych liczebności obejmowała wartości dodatnie, ale bliskie zera, a więc mało realne biologicznie. W wariantcie minimalnym (*Ex.min*), do podsumowań włączane były wyłącznie te powierzchnie próbne, dla których przewidywana przez model liczba par była większa od wartości progowej  $T=0.535$ , optymalizującej prawdopodobieństwo, iż dana powierzchnia będzie faktycznie zasiedlona przez przynajmniej 1 parę kulika (patrz rozdział B1.1).

**Tabela 10.** Oszacowania liczebności lęgowych par kulika w poszczególnych ostojach uzyskane w ramach inwentaryzacji przeprowadzonej wiosną 2013 r. Dane odnoszą się do par lęgowych w kategoriach B i C i zostały uzyskane przez ekstrapolację zagęszczeń przewidywanych przez najlepszy model z tab. 6. Dla każdej ostoi podano sumaryczne liczby par stwierdzone na powierzchniach próbnych w trakcie pierwszej (K1) i drugiej kontroli (K2), oszacowanie łącznej liczby par występujących w granicach powierzchni próbnych, uzyskane w oparciu o wartości średnie (*In.sre*) lub wartości modalne (*In.mod*) liczebności przewidywanej przez model oraz oszacowania liczby par występujących w ostoi poza kontrolowanymi powierzchniami próbnymi, uzyskane w oparciu o sumowanie wartości oczekiwanych wyższych od wartości progowej (*Ex.min*) lub wszystkich wartości oczekiwanych (*Ex.max*). W ostatnich dwóch kolumnach przedstawiono minimalne i maksymalne oszacowania liczebności par lęgowych w danej ostoi (*Tot.min* oraz *Tot.max*) uzyskane przez sumowania *In.mod* oraz *Ex.min* lub *Ex.max*.

Ostoją	K1	K2	In.sre	In.mod	Ex.min	Ex.max	Tot.min	Tot.max
brz	1	1	1.00	1	0	0	1	1
bug	11	7	13.05	12	4.46	17.73	16	30
cal	0	0	0	0	0	0	0	0
kar	1	1	1.00	1	0	0.20	1	1
kur	6	6	8.00	8	2.18	17.78	10	26
liw	2	2	2.14	2	0	4.62	2	7
nad	9	9	11.97	11	3.88	7.23	15	18
not	2	0	2.11	2	0	1.47	2	3
omu	8	8	8.00	8	0.55	6.12	9	14
orz	0	0	0	0	0	0	0	0
pul	9	7	11.23	10	0.99	1.84	11	12
roz	0	0	0	0	0	0	0	0
szk	2	2	2.00	2	0	0.85	2	3
war	4	4	4.35	4	0	3.41	4	7
wiz	2	2	3.25	3	0	2.45	3	5
wkr	20	15	26.16	24	3.08	8.71	27	33
	77	64	94.30	88	15.14	72.41	103	161

Szacowana liczba par kulika na powierzchniach nie objętych kontrolami wahała się w granicach od 15 do 72 (tab. 10). W konsekwencji, oszacowania całej populacji kulika gniazdującej w objętych inwentaryzacją ostojach wahały się w równie szerokich granicach: od 103 do 161 par. Większość zróżnicowania oszacowań pochodziła z różnic dla dwóch ostoi: Doliny Dolnego Bugu (16-30 par) oraz Ostoi Kurpiowskiej (10-26 par). Należy też zwrócić uwagę na stosunkowo duże wartości oszacowań *Ex.max* dla trzech dalszych ostoi: Nadnoteckich Łęgów, Doliny Omulwi i Płodownicy oraz Doliny Wkry i Mławki.

Dla Doliny Dolnego Bugu, dolna wartość oszacowania łącznej liczby par kulika (16) jest bliska oszacowaniu 14 par uzyskanemu w 2013 r. w trakcie prowadzonych w ramach projektu działań z zakresu ochrony aktywnej (M. Rzępała, dane niepublikowane), realizowanych na obszarach ostoi wykraczających poza powierzchnie próbne kontrolowane dla potrzeb inwentaryzacji. Górna wartość oszacowania (30) jest z kolei bliska oszacowaniu 24-26 par uzyskanemu w cenzusie Doliny Dolnego Bugu w latach 1998-2000 (Dombrowski et al. 2013). Jako taka, wskazuje ona zapewne raczej "pojemność" potencjalnych siedlisk lęgowych przy braku dowodów, że były one w 2013 r. zasiedlone.

Maksymalne oszacowanie dla Ostoi Kurpiowskiej (26 par) dobrze wpisuje się w ocenę ok. 20 par uzyskaną w toku prac związanych z bezpośrednimi zabiegami ochronnymi na terenie tej ostoi (K.



Trzciniński, dane niepublikowane). Podobnie jednak jak w przypadku poprzedniej ostoi, jest to oszacowanie blisko dwukrotnie większe od oszacowania minimalnego.

W przypadku Doliny Wkry i Mławki, górna granica oszacowania łącznej liczebności była niespodziewanie wysoka (33 pary) przy bardzo wysokiej również ocenie minimalnej (27 par). Jest to wybitnie więcej niż 15 par (w kategorii B lub C) stwierdzonych w trakcie drugiej kontroli, ale nie odbiega już tak znacząco od wyników pierwszej kontroli, kiedy to raportowano występowanie 20 par. Co prawda, część spośród ptaków notowanych w końcu kwietnia była interpretowana jako obserwacje odnoszące się do osobników przelotnych, których obecność nie potwierdziła się w trakcie kontroli w pierwszej dekadzie maja (P. Szczypiński, dane niepublikowane). Jednak tego typu interpretacja jest kwestią otwartą, gdyż wyższe liczebności kulików w końcu kwietnia niż w początkach maja stwierdzano też w innych ostojach i nie ma podstaw by wykluczyć, że ptaki te przystępowały do lęgów i porzuciły teren po szybkiej utracie zniesień. Niezależnie jednak od traktowania obserwacji z pierwszej kontroli, wydaje się że oceny łącznej liczebności kulików dla Wkry i Mławki są zawyżone z uwagi na relatywnie wysokie oszacowania liczby par na terenach niekontrolowanych (*Ex.min* oraz *Ex.max*). Możliwe powody takiego stanu rzeczy są rozważane poniżej.

## B5. Ocena uzyskanych oszacowań liczebności

Modele przyjmujące, że wykrywalność ptaków w trakcie kontroli terenowych jest niższa - często bardzo wyraźnie - od 100% są obecnie powszechnie stosowane do oszacowań liczebności i zagęszczeń ptasich populacji. Wśród nich, modele Royle'a (2004) są wykorzystywane prawdopodobnie najczęściej, z uwagi na swą stosunkowo prostą strukturę, stanowiącą rozwinięcie najprostszych modeli rozpowszechnienia (*occupancy models*). Nie zmienia to faktu, że oszacowania liczebności lub zagęszczeń uzyskiwanych z użyciem modeli pozostają wrażliwe na jakość danych wejściowych (wyników liczeń terenowych) i ich zgodność z założeniami danego modelu. Wyniki inwentaryzacji kulika przedstawione i analizowane w niniejszym raporcie nie stanowią wyjątku od tej reguły.

Ogólnie, zwraca uwagę duża rozbieżność dolnego i górnego limitu uzyskanego oszacowania liczebności, kumulująca się w szczególności w ocenie sumarycznej dla 16 ostoi (103 do 161 par w kategorii B i C). Taki obraz może odzwierciedlać kilka zjawisk.

Po pierwsze, przy - oczekiwanej w oparciu o wiedzę o ekologii rozrodu kulika - permanentnej emigracji ptaków zachodzącej pomiędzy kolejnymi kontrolami, należy się spodziewać zaniżania wykrywalności, wymuszającego pewne zawyżanie ocen liczebności. Niestety, zastosowanie modeli dopuszczających otwartość demograficzną populacji było niemożliwe z uwagi na zbyt niską liczbę kontroli podyktowaną kosztami badań terenowych i możliwościami wykonania więcej niż 3 kontroli powierzchni w krótkim czasie (ok. 1.5 miesiąca), przy dużej liczbie powierzchni próbnych (blisko 300). Oszacowanie wykrywalności dla pierwszej kontroli na poziomie 78% (poza Kurpiami, tab. 7) jest jednak zbliżone z wykrywalnością ok. 70% oszacowaną w podobnych badaniach gatunku w Szkocji (Grant et al. 2000). Wydaje się więc, że rozmiary błędu pochodzącego z tego źródła są nieduże.

Po drugie, należy pamiętać, że ekstrapolacje liczebności bazują efektywnie na jednym wiodącym predyktorze - powierzchni łąk w granicach kwadratu. Jeśli zmiany liczebności kulików zachodzą bez

skorelowanych zmian w średniej wielkości łąk zasiedlonym kwadracie, to model mierzy przede wszystkim zasięg odpowiednich siedlisk gatunku, niezależnie od tego czy są one faktycznie zasiedlone. Innymi słowy, aby model opierający się na predyktorze mierzącym jakość siedliska mógł mierzyć zmiany liczebności ptaków, to zmiany te muszą być powiązane z zajmowaniem lub opuszczaniem siedlisk marginalnych (niskiej jakości), co owocuje zmianami średniej jakości zasiedlonego płata. Taki model jest zbieżny z teoretycznym modelem rozmieszczenia typu *ideal free distribution* (Boulinier et al. 2008). Wydaje się, że przyjęty w opracowaniu sposób wyznaczania górnego limitu oszacowania liczebności kulika raczej mierzy totalny zasięg dogodnych siedlisk i jest daleko mniej wrażliwy na ewentualne skorelowane ze sobą zmiany zagęszczeń kulika i jakości jego siedlisk. Przedstawione w tab. 9 oszacowania wartości maksymalnych (*Tot.max*) mogą być więc dalsze od stanu faktycznego niż oszacowania minimalne (*Tot.min*).

Kolejnym czynnikiem wpływającym na rozrzut uzyskiwanych wartości może być zawyżanie liczby stwierdzanych ptaków w warunkach terenowych poprzez dwukrotne liczenie niektórych osobników. Błąd ten był minimalizowany poprzez wykorzystywanie w obliczeniach oszacowań liczby par w kategoriach B i C, zamiast liczby stwierdzonych osobników, ale w pewnym stopniu wciąż może oddziaływać na uzyskane wyniki. Ptaki stwierdzane podczas kontroli w granicach powierzchni próbnych mogły też w istocie pochodzić z terenów przyległych (położonych poza granicami danego kwadratu 2x2 km) lub po prostu reprezentować pary zajmujące terytoria tylko częściowo położone w granicach arbitralnie wyznaczonej powierzchni próbnej. W szczególności nie da się wykluczyć, iż tereny regularnie użytkowane przez pary kulików (np. *95% minimum convex polygon*), mogą być w istocie większe niż wielkość powierzchni próbnej. A dokładniej, odległości pomiędzy skrajnymi punktami obszarów regularnie użytkowanych przez lęgowe ptaki tego gatunku mogą przekraczać 2 km (rozciągłość powierzchni próbnej). W takich przypadkach, zagęszczenia odnoszone do powierzchni 4 km<sup>2</sup> oraz do znajdującej się w jej granicach powierzchni łąk - byłyby zawyżane. Owocowało to możliwym zawyżeniem oszacowań dla terenu całej ostoi.

Na koniec należy zauważyć, że w procesie modelowania danych zidentyfikowano znaczącą heterogeniczność uzyskanych danych wejściowych. Wykrywalność kulików rejestrowanych na powierzchniach próbnych w rejonie Kurpi była bardzo wysoka i - w odróżnieniu od innych ostoi - nie spadała w trakcie sezonu. Przyczyny tego stanu rzeczy są niejasne. Wydaje się, że dane uzyskane na powierzchniach kurpiowskich mogły zostać uzyskane w oparciu o odmienny proces generujący niż dane uzyskane w innych ostojach. Niezależnie, czy struktura obu podzbiorów danych jest spójna założeniami modelu Royle'a (2004), wyraźna odmienność danych z powierzchni kurpiowskich może rzutować na całość uzyskanych wyników. Na przykład, ewentualne zawyżanie wykrywalności powoduje zaniżanie faktycznej liczebności wyliczanej w modelu. Przede wszystkim jednak, istniejące zróżnicowanie struktury danych może zmieniać oszacowania parametrów modelu, utrudniając lub uniemożliwiając dopasowanie modelu dobrze opisującego całość uzyskanych danych. Zróżnicowanie pomiędzy Kurpiami i resztą ostoi zdawało się nie dotyczyć parametrów kształtujących liczebność (w odróżnieniu od wykrywalności), jak wskazuje niska waga modelu zawierającego czynnik "kurpie" w równaniach opisujących  $\lambda$  (tab. 6). Niemniej jednak, to właśnie dla dwóch największych ostoi z tej grupy (Ostoja Kurpiowska oraz Dolina Omulwi i Płodownicy) oszacowania maksymalnej liczebności są wybitnie większe od oszacowań minimalnych.

W sumie, istnieje kilka przyczyn możliwego zawyżenia ocen liczebności lokalnych populacji kulika przedstawionych w niniejszym opracowaniu. Trudno natomiast, przy zastosowanym modelu

uwzględniającym niepełną wykrywalność ptaków, wskazać przyczyny ewentualnego niedoszacowania liczebności. Wydaje się zatem, że przedstawione górne granice oszacowań wymagają ostrożnej interpretacji i faktyczne liczebności kulików mogą się kształtować bliżej oszacowań minimalnych.

## C. Wyniki: Ostoja Biebrzańska

---

### C1. Metody analiz

#### C1.1. Analiza liczebności

Występowanie i liczebność kulika w Ostoje Biebrzańskiej były analizowane z zastosowaniem modeli wykorzystywanych do analizy danych transektowych (*distance sampling*; Buckland et al. 2001) i stanowiących uogólnienie modelu Royle'a (2004) opisanego w rozdz. B1.1.

W ramach tego podejścia, średnia liczebność osobników gatunku  $\lambda$  występujących na kontrolowanych powierzchniach próbnych jest analizowana z uwzględnieniem niepełnej wykrywalności ptaków  $p$  w trakcie kontroli terenowej. Model tego typu może być zapisany jako złożenie dwóch sub-modeli, jednego dla  $\lambda$ , oraz drugiego dla  $p$ :

$$N_i = \text{Poisson}(\lambda)$$

$$y_{ij} = \text{Multinomial}(N_i, \pi_{ij})$$

W modelu tym,  $N_i$  oznacza rzeczywistą liczbę osobników zasiedlających  $i$ -tą powierzchnię próbną, modelowaną jako losowa realizacja zmiennej opisującej rozkład liczebności stwierdzonych na wszystkich kontrolowanych powierzchniach. Rozkład ten w sposób naturalny jest modelowany jako rozkład Poissona o średniej  $\lambda$  (jak w przykładzie wyżej). Natomiast, inaczej niż w klasycznym modelu,  $y_{ij}$  oznacza liczbę osobników obserwowanych na powierzchni  $i$  w kategorii odległości od trasy przemarszu indeksowanej jako  $j$ . Parametr  $\pi_{ij}$  jest szacowany jako całka z funkcji wykrywalności opisującej zmiany prawdopodobieństwa wykrycia ptaka wraz z rosnącą odległością od trasy przemarszu, obliczona dla określonej kategorii odległości. Funkcja wykrywalności może być modelowana jako funkcja wykładnicza (*exponential*), funkcja Gaussa ("normalna", a dokładniej połowa funkcji rozkładu normalnego opisana na wartościach dodatnich; *halfnormal*), czy jako funkcja hazardu (*hazard*). W każdym przypadku, parametr skali tejże funkcji  $\sigma$  może być modelowany jako funkcja zmiennych zewnętrznych, podobnie jak  $\lambda$ , co pozwala uwzględnić rozmaite charakterystyki transektu jako predyktory w modelu.

Inaczej niż w modelach opisujących liczebność kulików w ostojach poza Biebrzą, wyniki kolejnych liczeń na tych samych powierzchniach próbnych (w tym przypadku: na transektach) nie były modelowane łącznie. Zamiast tego dopasowywano odrębne modele do wyników liczeń w trakcie każdej kontroli (K1, K2, K3). Dodatkowo, osobno potraktowano wyniki uzyskane dla pierwszych 2 km transektu (tzw. odcinek "a" transektu) oraz wyniki uzyskane z kolejnych 2 km transektu (odcinki "b" i "c"). W rezultacie wyniki analizowano dla 6 rozłącznych podzbiorów danych terenowych (3 kontrole, 2 typy odcinków transektu). Do każdego podzbioru zastosowano 3 alternatywne funkcje wykrywalności (patrz wyżej), co w sumie doprowadziło do 18 modeli dopasowywanych do danych z liczeń transektowych.

Modele były dopasowywane z użyciem pakietu *unmarked* (Fiske et al. 2014) w środowisku R (R Core Team 2013). Przy definiowaniu obszaru objętego efektywną kontrolą przyjęto, że ostatnia kategoria odległości obserwacji (ponad 700 m) była w istocie przedziałem prawostronnie domkniętym, z górną granicą wynoszącą 1000 m. Pozwalało to przyjąć, że obserwator potencjalnie rejestrował ptaki

obecne w pasie szerokości 2 km ( $2 * 1000$  m). Przy długości odcinka transektu wynoszącej planowo 2 km, uzyskane wyniki można było interpretować jako odnoszące się do obszaru o wielkości 2x2 km, co zapewniało spójność danych biebzańskich z danymi uzyskiwanymi na kwadratowych powierzchniach próbnych (2x2 km) poza Ostoją Biebzańską. Uzyskana w ramach modeli wartość  $\lambda$  odnosiła się w tej sytuacji do średniej liczby osobników obecnych w granicach powierzchni 2x2 km kontrolowanej w ramach wizyty na odcinku "a" względnie "b"+"c" transektu. Model pozwalał też na predykcję  $N_i$  czyli faktycznej liczby ptaków obecnych w granicach kontrolowanej  $i$ -tej powierzchni 2x2 km.

Dane o występowaniu (0/1) kulika na odcinkach "a" oraz "bc" były analizowane z użyciem prostego modelu rozpowszechnienia (*single-season occupancy model*) implementowanego w programie PRESENCE (Hines 2006). Więcej informacji o modelach tego typu przedstawiono w rozdz. B1.1.

### **C1.2. Ekstrapolacja danych z transektów**

Dane uzyskiwane w trakcie liczeń na transektach pozwalały na oszacowanie liczebności kulika (liczba osobników) na powierzchniach o wymiarach w przybliżeniu wynoszących 2x2 km. Odcinki "a" transektów tworzyły jedną próbę takich powierzchni, a odcinki "bc" transektów - drugą próbę powierzchni. Suma osobników oszacowanych jako występujące na tych powierzchniach w danej kontroli była oznaczana jako *In.sre*.

Modele pozwalały na predykcję całkowitej liczby osobników  $N_i$  dla każdego z kwadratów 2x2 km w Ostoje Biebzańskiej tworzących operat losowania i nie kontrolowanych jako powierzchnie próbne. Suma przewidywanych przez dany model wartości dla poszczególnych kwadratów składała się na oszacowanie *Ex.sre*, czyli łącznej liczby ptaków obecnych poza powierzchniami próbnymi w granicach operatu losowania. Dodając wartości *In.sre* oraz *Ex.sre* uzyskiwano oszacowanie całkowitej liczebności ptaków *Tot.sre* w graniach domeny ekstrapolacji. Ponieważ dane wejściowe do modeli transektowych obejmowały liczbę osobników, to oszacowania wynikowe *Tot.sre* dotyczyły również liczby osobników. Do przeliczenia liczby osobników na liczbę par w kategorii BC lęgowości używano współczynnika ustalonego w ramach kontroli powierzchni próbnych poza Ostoją Biebzańską (tab. 4), wynoszącego 2.24 (średnia z wartości dla 3 kontroli).

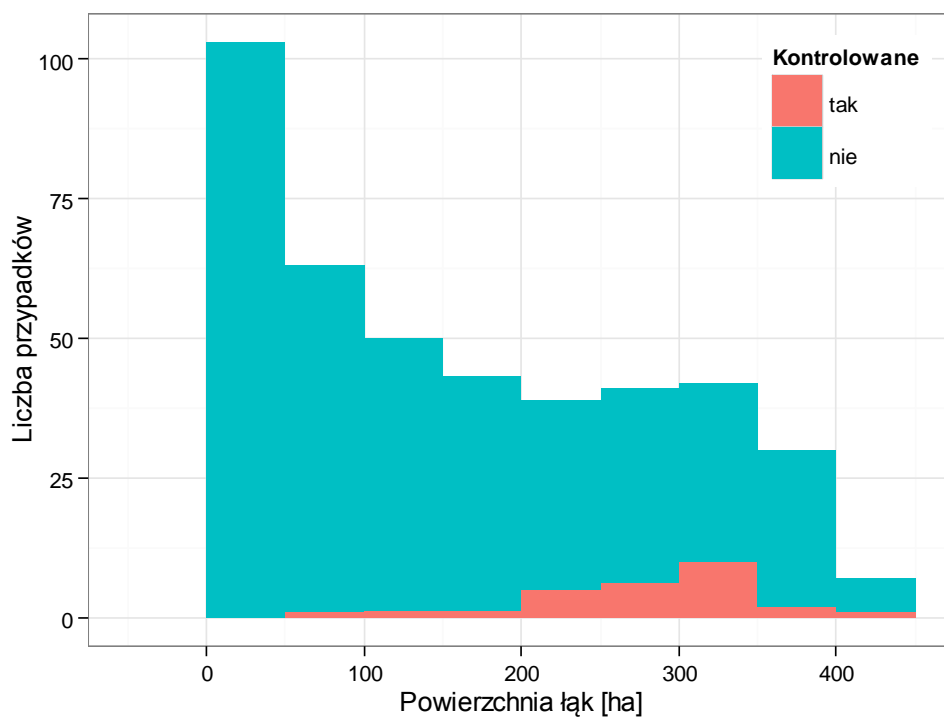
Ekstrapolację modeli dopasowanych do danych z odcinków "a" względnie "bc" przeprowadzono zarówno dla właściwej domeny zastosowania tych wyników, jak i dla poszerzonej domeny ekstrapolacji. Właściwą domenę ekstrapolacji stanowiły kwadraty 2x2 km wchodzące w skład oryginalnego operatu losowania obejmującego kwadraty z powierzchnią łąk większą od 120 ha. Poszerzoną domenę ekstrapolacji stanowiły wszystkie kwadraty 2x2 km położone w granicach Ostoje Biebzańskiej, niezależnie od powierzchni łąk w ich granicach. Ekstrapolacja danych z modeli na całość powierzchni w granicach Ostoje Biebzańskiej opiera się na założeniu, że zależności pomiędzy predyktorami (w szczególności powierzchnią łąk) a liczbą kulików były takie same dla kwadratów z dużą ilością łąk (>120 ha), jak i dla kwadratów z powierzchnią łąk mniejszą od 120 ha.

## **C2. Charakterystyki kontroli terenowych**

Liczenia transektowe były zaplanowane do wykonania na 33 powierzchniach 2x2 km, jednak na 6 kwadratach nie wykonano liczeń z uwagi na trwale zalanie powierzchni wiosną 2013 r. Kontrole wykonano zatem na 27 transektach wpisanych w kwadraty 2x2 km. 17 spośród tych kwadratów (63%) zostało wskazanych w ramach probabilistycznego systemu wyboru próby. Na każdej z

powierzchni wykonano w trakcie sezonu 3 liczenia transektowe na trasie o długości ok. 4 km. Pierwsze 2 km (tzw. odcinek "a") transektu znajdowało się w granicach kwadratu wskazanego do liczeń, podczas gdy kolejne 2 km (tzw. odcinek "bc") znajdowały się jedynie częściowo w obrębie pierwotnie wskazanego kwadratu 2x2 km lub w całości poza nim (choć przynajmniej początek odcinka "bc" powinien każdorazowo znajdować się na granicy wskazanego kwadratu). Średnia długość odcinka "a" transektu wynosiła 1.91 km (IQR: 1.63 -2.32), a odcinka "bc" - 2.09 km (IQR: 2.00-2.44).

Średnia powierzchnia łąk w granicach wskazanych do liczeń kwadratów 2x2 km była istotnie większa niż w pozostałych kwadratach w Ostoi Biebrzańskiej (279.4 ha vs 155.1 ha; jednoczynnikowa analiza wariancji:  $F_{1,416}=27.23$ ,  $P<0.001$ ; ryc. 15).



**Ryc. 15.** Rozkład powierzchni łąk w granicach kwadratów 2 x 2 km w Ostoi Biebrzańskiej kontrolowanych jako powierzchnie próbne (kolor czerwony) oraz nie wskazanych jako powierzchnie próbne w 2013 r. (kolor turkusowy).

### C3. Liczebność kulika na powierzchniach próbnych

#### C3.1. Rozpowszechnienie

Kulik został wykryty na 48% odcinków "a" oraz na 37% kontrolowanych odcinków "bc" transektów w Ostoi Biebrzańskiej. Uwzględniając niepełną wykrywalność ptaków w ramach najprostszego modelu rozpowszechnienia (*single-season occupancy model*), ze zmiennym, zależnym od kontroli prawdopodobieństwem wykrycia  $\{\psi(\cdot), p(t)\}$ , oszacowania rzeczywistej frekwencji zasiedlonych odcinków wynosiły odpowiednio  $\psi=0.517$  (SE= 0.107) oraz  $\psi=0.395$  (SE=0.101). Wykrywalność ptaków na odcinkach "a" sukcesywnie malała w trakcie sezonu lęgowego (tab. 11), natomiast na odcinkach "bc" była stała w trakcie dwóch pierwszych kontroli i spadła w ostatniej kontroli.

**Tabela 11.** Prawdopodobieństwo wykrycia przynajmniej 1 osobnika kulika (wykrywalność gatunku) w trakcie pojedynczej kontroli transektu w Ostoi Biebrzańskiej. Oddzielnie podano oszacowania dla odcinków "a" oraz odcinków "bc" transektów. Dla każdej kontroli podano wartość średnią ( $p$ ) oraz błąd standardowy oszacowania (SE).

	Odcinki a		Odcinki bc	
	$p$	SE( $p$ )	$p$	SE( $p$ )
Kontrola 1	0.716	0.137	0.656	0.158
Kontrola 2	0.573	0.142	0.656	0.158
Kontrola 3	0.430	0.138	0.469	0.159

#### C3.2. Zagęszczenia

W trakcie 3 kontroli wykonanych na 27 transektach w Ostoi Biebrzańskiej zarejestrowano łącznie 80 osobników kulika (tab. 12). Selekcja modeli przeprowadzona z użyciem kryterium AIC wykazała, że średnia liczebność kulików obserwowanych w granicach obszaru kontrolowanego w trakcie każdej z wizyt była zależna od powierzchni łąk w granicach kwadratu 2x2 km, przez który wytyczono odcinek a transektu oraz od sposobu wskazania powierzchni próbnej (w ramach reprezentatywnego próbkowania lub poza schematem losowego wyboru, w oparciu o dane z lat poprzednich). Prawdopodobieństwo wykrycia było malejącą funkcją odległości obserwacji od trasy przemarszu, przy czym różne formy tej funkcji dawały modele o bardzo zbliżonym dopasowaniu do danych (mierzone wartości AIC), ale znacząco różniące się przewidywanymi oszacowaniami sumarycznej wykrywalności, a przez to również ocenami łącznej liczebności osobników występujących w granicach kwadratu (tab. 13). Średnia wykrywalność kulika kształtowała się na poziomie ok. 30%, co oznacza, że w trakcie liczenia transektowego obserwatorzy wykrywali około jedną trzecią osobników przebywających w pasach po 1000 m na lewo i prawo od trasy przemarszu. Oszacowania liczebności kulików uzyskane z wykorzystaniem krzywej wykładniczej (*exponential*) były konsekwentnie (dla każdego odcinka i dla każdej kontroli) wyższe od oszacowań uzyskanych z wykorzystaniem krzywej normalnej (*halfnormal*) lub funkcji hazardu (*hazard*) dla opisu zależności pomiędzy odległością a wykrywalnością ptaków (tab. 14).

**Tabela 12.** Łączne liczebności osobników kulika zarejestrowanych w trzech kontrolach 27 transektów w Ostoi Biebrzańskiej. Dane przedstawione w rozbiciu na odcinki "a" oraz "bc" transektów oraz w rozbiciu na 5 kategorii odległości obserwacji ptaka od trasy przemarszu (*Pas1*, *Pas2*, *Pas3*, *Pas 4*, *Lot*). kategoria *Pas1* odpowiadała odległości 0 do 300 m, *Pas2* - 300 do 500 m, *Pas3* - 500 do 700 m, *Pas 4* - 700 do 1000 m; ptaki widziane w locie sumowane w kategorii *Lot*.

Odcinek/kontrola	Pas1	Pas2	Pas3	Pas4	Lot	Razem
Odcinki a						
K1	15	2	2	0	0	19
K2	9	4	1	1	1	16
K3	6	3	0	0	1	10
Razem a	30	9	3	1	2	45
Odcinki bc						
K1	6	3	2	0	0	11
K2	9	2	0	0	3	14
K3	8	1	1	0	0	10
Razem bc	23	6	3	0	3	35
Odcinki a + odcinki bc	53	15	6	1	5	80

Zagęszczenia osobników w przeliczeniu na obszar objęty kontrolą, tj. ok. 4 km<sup>2</sup> (pas szerokości 2 \* 1000 m, długości ok. 2 km), były zależne nie tylko od przyjętego rozkładu wykrywalności, ale i od kontroli oraz od odcinka transektu ("a" vs "bc"). Generalnie, zagęszczenia ptaków spadały w kolejnych kontrolach, niezależnie od wykorzystanej w modelu funkcji wykrywalności (ryc. 16). Oszacowania liczby kulików były nieco większe dla odcinków "a" niż dla odcinków "bc", z wyjątkiem modeli wykorzystujących rozkład normalny dla modelowania funkcji wykrywalności. Liczba ptaków oszacowanych jako obecne w rejonie objętym kontrolą w terminie drugiej wizyty na transektach stanowiła ok. 60-70% liczby osobników obecnych w końcu kwietnia. W pierwszej dekadzie czerwca oszacowana liczba kulików wynosiła już tylko 41% liczebności z końca kwietnia. Zagęszczenia ptaków były wyraźnie wyższe na transektach wpisanych w kwadraty wskazane do kontroli w oparciu o dane o występowaniu kulika w ubiegłych latach (*rep=0*).

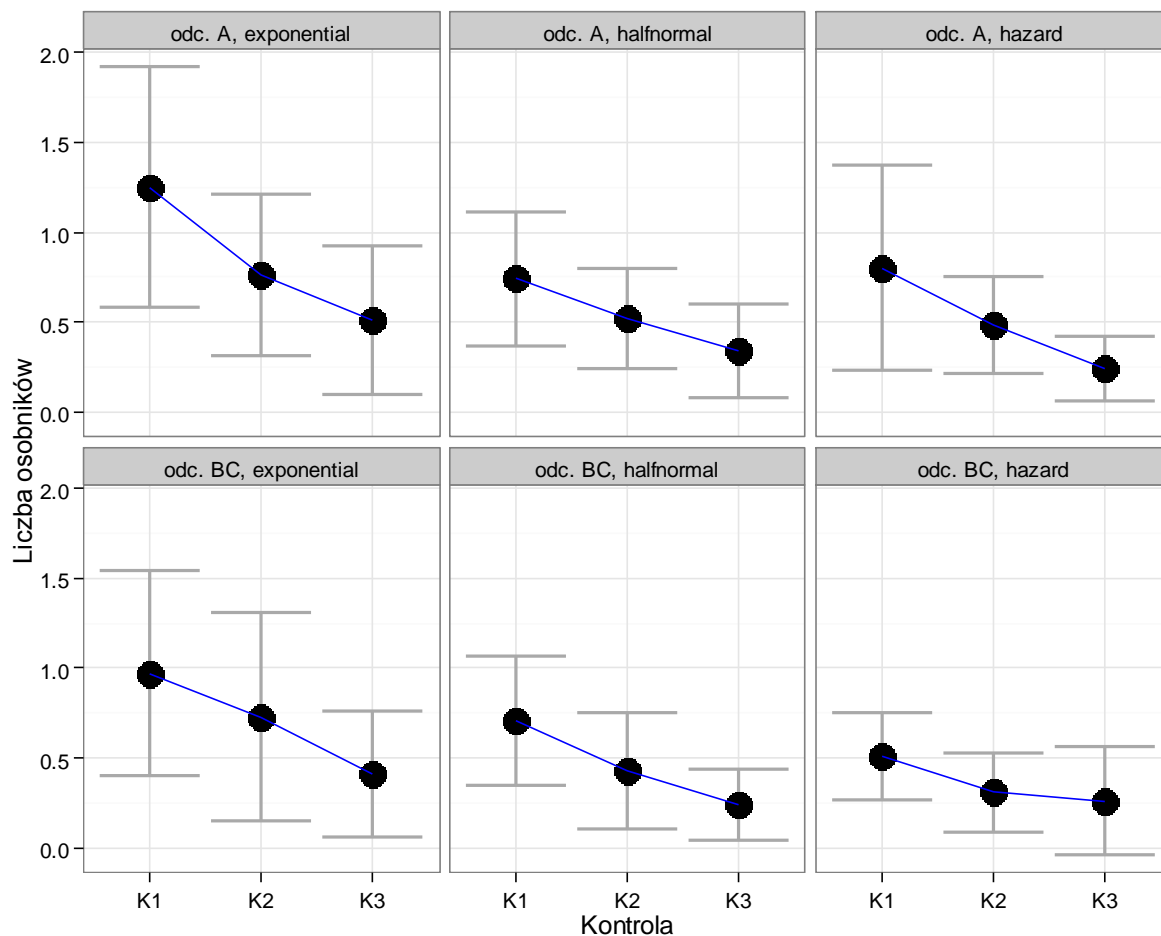


**Tabela 13.** Oszacowania parametrów modeli liczebności kulika dla odcinków "a" oraz "bc" transektów w Ostoje Biebrzańskiej. Dla każdej kontroli i odcinka przedstawiono dane dla 3 konkurujących modeli o różnej funkcji opisującej zależność wykrywalności od odległości obserwacji od trasy przemarszu. Dla każdego modelu podano jego skrótową nazwę (*Model*), kontrolę, do której się odnosi (*Kontrola*), estymatory predyktorów liczebności (*Log λ*), estymatory predyktorów wykrywalności (*Log p*), funkcję wykrywalności (*Funkcja p*), kryterium informacyjne Akaikiego (*AIC*) oraz sumaryczne prawdopodobieństwo wykrycia osobnika (*p*). K1, K2, K3 - odpowiednio kontrola 1, 2 i 3. Łąki - powierzchnia łąk w granicach kwadratu 2x2 km, w który wpisany był odcinek "a" transektu. *Rep* - zmienna określająca status powierzchni (0 - wskazana w oparciu o występowanie kulika w ubiegłych latach, 1 - wskazana w oparciu o losowy dobór próby). *E* - funkcja wykładnicza, *H* - funkcja hazardu, *N* - funkcja normalna.

Model	Kontrola	Log $\lambda$			Log $p$		AIC	$p$	
		Stała	log(łąki)	rep	Stała	Funkcja $p$			
Odcinki a									
k1a.e	K1	-12.63	2.58	-1.66	-1.62	E	82.26	0.20	
k1a.h	K1	-13.06	2.57	-1.66	-1.51	H	84.60	0.22	
k1a.n	K1	-13.14	2.57	-1.66	-1.32	N	82.58	0.27	
k2a.e	K2	-0.61	0.34	-1.60	-1.14	E	91.11	0.32	
k2a.h	K2	-1.08	0.34	-1.60	-0.96	H	92.67	0.38	
k2a.n	K2	-0.99	0.34	-1.60	-1.02	N	90.95	0.36	
k3a.e	K3	-7.53	1.56	-1.90	-1.53	E	55.80	0.22	
k3a.h	K3	-8.27	1.55	-1.90	-0.80	H	54.63	0.45	
k3a.n	K3	-7.94	1.55	-1.90	-1.36	N	54.44	0.26	
Odcinki bc									
k1bc.e	K1	-2.28	0.53	-0.72	-1.08	E	75.99	0.34	
k1bc.h	K1	-2.95	0.53	-0.72	-0.49	H	75.56	0.61	
k1bc.n	K1	-2.59	0.53	-0.72	-1.04	N	74.88	0.35	
k2bc.e	K2	-2.93	0.84	-2.14	-1.86	E	58.70	0.16	
k2bc.h	K2	-3.77	0.84	-2.14	-1.03	H	59.33	0.36	
k2bc.n	K2	-3.44	0.84	-2.14	-1.56	N	57.88	0.21	
k3bc.e	K3	-23.13	4.29	-0.97	-1.95	E	54.31	0.19	
k3bc.h	K3	-23.62	4.30	-0.97	-1.95	H	56.48	0.21	
k3bc.n	K3	-23.73	4.31	-0.97	-1.95	N	54.53	0.26	

**Tabela 14.** Oszacowania liczby osobników kulika uzyskane w ramach modeli z tab.11. Dla każdego modelu podano oszacowanie sumy osobników obecnych na wszystkich powierzchniach próbnych (*In.sre*) w trakcie danej kontroli i wg określonego modelu. Podano również oszacowania średniej liczby osobników ( $\lambda$ ) w granicach pasa kontrolowanego (szerokość 2\*1000 m, długość 2000 m) wraz z błędem standardowym (SE) tego oszacowania, w podziale na powierzchnie wskazane w ramach reprezentatywnego próbkowania (*rep=1*) oraz wskazane poza schematem reprezentatywnego próbkowania (*rep=0*). Oszacowania  $\lambda$  wykonano dla powierzchni łąk = 279 ha (średnia w analizowanej próbie odcinków "a" transektów).

Model	Funkcja <i>p</i>	Kontrola	In.sre	Rep=1		Rep=0	
				$\lambda$	SE	$\lambda$	SE
Odcinki a							
k1a.e	E	K1	96.7	1.25	0.67	6.58	2.73
k1a.h	H	K1	61.6	0.80	0.57	4.19	2.64
k1a.n	N	K1	57.0	0.74	0.37	3.88	1.40
k2a.e	E	K2	48.9	0.76	0.45	3.76	1.67
k2a.h	H	K2	30.7	0.48	0.27	2.36	0.92
k2a.n	N	K2	33.3	0.52	0.28	2.56	0.95
k3a.e	E	K3	42.2	0.51	0.41	3.42	1.89
k3a.h	H	K3	20.0	0.24	0.18	1.62	0.74
k3a.n	N	K3	27.9	0.34	0.26	2.27	1.05
Odcinki bc							
k1bc.e	E	K1	35.4	0.97	0.57	1.99	1.11
k1bc.h	H	K1	18.6	0.51	0.24	1.05	0.48
k1bc.n	N	K1	25.8	0.71	0.36	1.45	0.69
k2bc.e	E	K2	70.5	0.73	0.58	6.20	3.03
k2bc.h	H	K2	30.0	0.31	0.22	2.64	0.96
k2bc.n	N	K2	41.7	0.43	0.32	3.67	1.50
k3bc.e	E	K3	52.4	0.41	0.35	2.86	1.90
k3bc.h	H	K3	33.7	0.26	0.30	1.84	1.81
k3bc.n	N	K3	30.6	0.24	0.20	1.67	1.00



**Ryc. 16.** Zmiany oszacowanych zagęszczeń kulików na obszarach objętych kontrolami transektowymi w Ostoi Biebrzańskiej. Dane uzyskane w ramach modeli z tab. 11 i tab. 12. Przedstawiono oszacowania średniej liczby osobników (oś pionowa; kropki) obecnych w granicach kontrolowanego obszaru o powierzchni ok. 4 km<sup>2</sup> oraz błęd standardowej tej oceny (wąsy) uzyskane w kolejnych wizytach (oś pozioma, K1 do K3), w podziale na odcinki "a" (górny rząd paneli) oraz odcinki "bc" (dolny rząd). W ramach każdego odcinka (rzędu paneli) przedstawiono oszacowania dla modeli wykorzystujących różne funkcje opisujące zależność pomiędzy wykrywalnością a odległością ptaka od trasy przemarszu (*exponential* - funkcja wykładnicza; *halfnormal* - funkcja normalna; *hazard* - funkcja hazardu). Na wykresach zilustrowano oszacowania uzyskane dla powierzchni wskazanych w ramach reprezentatywnego próbkowania (*rep*=1) dla powierzchni łąk =279 ha (średnia w analizowanej próbie odcinków "a" transektów). Dokładne wartości liczbowe są przedstawione w tab. 12.

#### C4. Oszacowanie liczebności kulika w Ostoi Biebrzańskiej

Ocena liczebności kulika dla całej Ostoi Biebrzańskiej opierała się na ekstrapolacji zależności ustalonych w ramach analiz danych z transektów wpisanych w powierzchnie próbne. Ekstrapolacje przeprowadzono dla 18 modeli opisujących liczebność kulika na obszarze ok. 4 km<sup>2</sup> w trzech okresach sezonu wiosennego, jako funkcję powierzchni łąk i losowego bądź nielosowego wskazania lokalizacji transektu, przy uwzględnieniu trzech różnych funkcji wykrywalności. Dodatkowo, ekstrapolacje zrealizowano w 2 wariantach. W pierwszym, domenę ekstrapolacji stanowiły wyłącznie te kwadraty

2x2 km (położone w Ostoi Biebrzańskiej), w granicach których powierzchnia łąk była większa od 120 ha, zgodnie z przyjętym operatem losowania. W drugim wariantcie, ekstrapolacją objęto wszystkie kwadraty 2x2 km w Ostoi Biebrzańskiej, niezależnie od powierzchni łąk położonych w ich granicach. Wyniki ekstrapolacji są zestawione w tab. 15. Oszacowania liczebności dla trzeciej dekady kwietnia (K1) odpowiadają okresowi przystępowania do lęgów i zapewne są najbardziej adekwatne dla oceny wielkości lokalnej populacji podejmującej gniazdowanie w Ostoi Biebrzańskiej. Dla tego okresu uzyskano 6 oszacowań: 3 dla odcinków "a" i 3 dla odcinków "bc" transektów. W obrębie każdej trójki oszacowań, wyniki opierające się na modelu wykładniczym (E) były za każdym razem bardzo wyraźnie wyższe (150-200%) od wyników uzyskanych z użyciem funkcji normalnej (N) lub funkcji hazardu (H). Skupiając się na oszacowaniach wykorzystujących N lub H, wyniki uzyskane dla odcinków "a" oraz "bc" były stosunkowo zgodne, sugerując, że w 2013 r. w całej ostoi do lęgów przystąpiło ok. 66-98 par kulika.

Ocena liczebności biebrzańskiej populacji kulika kształtująca się na poziomie 70-100 par jest nieco wyższa od oceny "minimum 50 par" dla lat 2007-2010 (Świętochowski et al. 2010). Ta ostatnia ocena nie opierała się jednak na wynikach systematycznych, planowych badań, lecz była oszacowaniem wykorzystującym sumowanie informacji pochodzących z przygodnych stwierdzeń dokonanych przestrzeni kilku lat. Podobnie w Standardowym Formularzu Danych dla obszaru Natura 2000 podano ocenę "50 par", prawdopodobnie w oparciu o to samo źródło. W roku 1997, liczebność kulików w Ostoi Biebrzańskiej szacowano na ok. 140 par (E. Pugacewicz w Dyrz et al. 2007), przy nieznanym metodach uzyskania tej oceny.

## **C5. Ocena uzyskanych oszacowań liczebności**

Wyniki uzyskane z przeliczania danych uzyskanych w liczeniach transektowych dosyć dobrze wpisują się w oceny liczebności biebrzańskiej populacji kulika formułowane w ostatnich latach. Oszacowania uzyskane z użyciem funkcji wykładniczej dla wykrywalności wydają się mniej wiarygodne od wyników uzyskiwanych z użyciem pozostałych dwóch funkcji. Przy małej liczbie przedziałów odległości, kryteria dopasowania modelu (jak np. AIC) mają małą moc dyskryminacyjną i nie są dobrym narzędziem identyfikacji najlepszego modelu. Jednakże, z powodów teoretycznych, funkcja wykładnicza generalnie jest daleko mniej adekwatna do opisu liczeń transektowych niż funkcja normalna i hazardu, wyjąwszy szczególne okoliczności (Buckland et al. 2001). Funkcja wykładnicza zakłada bardzo szybki spadek wykrywalności ptaków wraz odległością od trasy przemarszu. Jako taka, nie znajduje ona mocnego potwierdzenia przy wizualnych ocenach rozkładów frekwencji obserwowanych ptaków w poszczególnych pasach odległości dla liczeń nad Biebrzy. Z drugiej strony, oszacowania uzyskane z użyciem funkcji normalnej i hazardu są często dosyć zbliżone do siebie i mają mniejsze błędy oszacowań (porównaj błędy standardowe szacowanych zagęszczeń  $\lambda$  w tab. 14). Wydaje się zatem, że oceny uzyskane z użyciem modeli wykorzystujących rozkłady H i N powinny bardziej odpowiadać stanowi faktycznemu.

**Tabela 15.** Oszacowania łącznej liczebności kulika w Ostoi Biebrzańskiej wiosną 2013 r. Przedstawiono oszacowania liczebności dla 18 modeli różniących się terminem kontroli, formą funkcji wykrywalności oraz zastosowaniem do odcinków "a" względnie "bc" transektów. Dla każdego z modeli przedstawiono oszacowanie łącznej liczby osobników w granicach powierzchni kontrolowanej z transektu (*In.sre*) oraz oszacowanie liczby osobników na kwadratach 2x2 km nie kontrolowanych w terenie (*Osobniki/Ex.sre*) i oszacowanie łącznej liczby osobników w ostoi (*Osobniki/Tot.sre*), będące sumą dwóch poprzednich oszacowań. Następnie podano oszacowanie liczby par w całej ostoi (*Pary BC/Tot.sre*) wyliczone jako liczba osobników podzielona przez 2.24. Ekstrapolacje przedstawiono osobno dla domeny obejmującej wyłącznie te kwadraty 2x2 km w Ostoi Biebrzańskiej, w których łąki zajmowały ponad 120 ha (operat losowania powierzchni próbnych) oraz dla wszystkich kwadratów 2x2 km w granicach ostoi.

Model	Funkcja <i>p</i>	Kontrola	Domena (łąki>120 ha)				Domena (wszystkie)		
			<i>In.sre</i>	<i>Ex.sre</i>	<i>Tot.sre</i>	<i>Tot.sre</i>	<i>Osobniki</i>	<i>Pary BC</i>	<i>Tot.sre</i>
Odcinki a									
k1a	E	K1	96.7	243.5	340.2	152	249.0	345.7	154
k1a	H	K1	61.6	155.4	217.0	<b>97</b>	159.0	220.6	<b>98</b>
k1a	N	K1	57.0	143.9	200.9	<b>90</b>	147.2	204.2	<b>91</b>
k2a	E	K2	48.9	149.0	197.9	88	216.1	265.0	118
k2a	H	K2	30.7	93.4	124.1	<b>55</b>	135.4	166.1	<b>74</b>
k2a	N	K2	33.3	101.4	134.7	<b>60</b>	147.0	180.3	<b>80</b>
k3a	E	K3	42.2	93.7	135.9	61	101.4	143.6	64
k3a	H	K3	20.0	44.4	64.4	<b>29</b>	48.1	68.1	<b>30</b>
k3a	N	K3	27.9	62.1	90.0	<b>40</b>	67.2	95.1	<b>42</b>
Odcinki bc									
k1bc	E	K1	35.4	186.1	221.5	99	248.4	283.8	127
k1bc	H	K1	18.6	97.7	116.3	<b>52</b>	130.1	148.7	<b>66</b>
k1bc	N	K1	25.8	135.5	161.3	<b>72</b>	180.9	206.7	<b>92</b>
k2bc	E	K2	70.5	136.5	207.0	92	165.2	235.7	105
k2bc	H	K2	30.0	58.2	88.2	<b>39</b>	70.5	100.5	<b>45</b>
k2bc	N	K2	41.7	80.9	122.6	<b>55</b>	97.9	139.6	<b>62</b>
k3bc	E	K3	52.4	101.6	154.0	69	101.8	154.2	69
k3bc	H	K3	33.7	65.5	99.2	<b>44</b>	65.6	99.3	<b>44</b>
k3bc	N	K3	30.6	59.3	89.9	<b>40</b>	59.5	90.1	<b>40</b>

Modele dopasowane do danych z odcinków "bc" dostarczały oszacowań nieco niższych niż analogiczne modele dopasowane do danych z odcinków "a". Odcinki "a" były jednak do pewnego stopnia - tj. w granicach wskazanego kwadratu 2x2 km - wybierane przez obserwatora, który zapewne wytyczał trasę przemarszu wiodącą przez najlepsze dla gatunku siedliska. Jako takie, dane z odcinków "a" mogą być nieco mniej reprezentatywne dla faktycznej sytuacji niż dane z odcinków "bc". Te ostatnie były bowiem wytyczane w oparciu o lokalizację końca odcinka "a" i obserwator miał mniejszą swobodę wyboru w ich dopasowywaniu do ewentualnych najlepszych siedlisk w okolicy. Możliwe jest zatem, że odcinki "bc" lepiej odzwierciedlają przeciętne warunki panujące w losowo

wskazanych kwadratach i ich otoczeniu niż odcinki "a". Jako takie, są prawdopodobnie nieco bardziej reprezentatywne i stanowią lepszą podstawę do ekstrapolacji na całość obszaru ostoi.

Niezależnie od tego, które odcinki są bardziej reprezentatywne dla warunków panujących w Ostoi Biebrzańskiej, wyniki liczeń transektowych mogą być obciążone z powodu specyficznego zachowania ptaków. Jeśli kuliki podlatują w kierunku obserwatora przechodzącego przez użytkowane przez nie tereny, to powoduje to sztuczne zawyżenie frekwencji ptaków w najbliższym obserwatorowi pasie odległości. Takie zachowania są szczególnie prawdopodobne późną wiosną (okres wykonywania kontroli K3), kiedy ptaki wodzące pisklęta, zaniepokojone obecnością człowieka, mogą przelatywać w jego kierunku, wydając głosy zaniepokojenia. W daleko mniejszym stopniu, ale również w okresie inkubacji, ptaki widząc nadchodzącego człowieka mogą raczej zbliżyć się do niego w locie niż uciekać, rozpoznając w ten sposób sytuację i kontrolując zachowania drapieżnika. Zachowania tego typu zwiększają lokalne zagęszczenia ptaków w pasach najbliższych trasie przemarszu, prowadząc w ten sposób do zawyżania oszacowań liczebności lub zagęszczeń dla całości obszaru objętego kontrolą transektową. Nie jest jasne, w jakim stopniu kuliki rzeczywiście zachowywały się w opisany wyżej sposób, ale jeśli - czego nie można wykluczyć - rzeczywiście wykazywały tego typu zachowania, to podane w raporcie oszacowania zagęszczeń i liczebności populacji mogą być w nieznanym stopniu zawyżone.

## D. Podsumowanie i wnioski

---

1. Wykonane wiosną 2013 r., badania ilościowe występowania kulika wielkiego w 17 ostojach na terenie kraju obejmowały trzykrotne kontrole 323 kwadratów 2x2 km wykonane w sezonie lęgowym. Podstawę analiz stanowią stwierdzenia 489 osobników uzyskane w trakcie tych kontroli.
2. Na obszarach 16 średnich i małych ostoi populacja kulika została oszacowana na ok. 100-160 par lęgowych. W Ostoju Biebrzańskiej gniazdowało kolejnych 70-100 par. W obu przypadkach, faktyczna liczebność jest zapewne bardziej zbliżona do oszacowań minimalnych, gdyż główne zidentyfikowane źródła błędów powodują ewentualne zawyżanie liczebności.
3. Wykrywalność kulików w trakcie pojedynczej kontroli terenu o powierzchni zbliżonej do 4 km<sup>2</sup> była ewidentnie mniejsza od 100%. Zarówno oszacowania dla małych i średnich ostoi (z wyłączeniem ostoi na Kurpiach) jak i oszacowania dla jedynej dużej ostoi w zbiorze - Ostoi Biebrzańskiej wskazują, że w trakcie jednej kontroli obserwator wykrywa obecność kulika z prawdopodobieństwem 65-80%. Oznacza to, że badania terenowe występowania kulików opierające się na pojedynczej kontroli terenu mogą zaniżyć liczbę stanowisk o 20-35%.
4. Uzyskane dane wskazują, że liczebność kulików na powierzchniach próbnych zmniejsza się w trakcie sezonu lęgowego. W trakcie drugiej kontroli, w pierwszej dekadzie maja, oszacowana liczebność kształtowała się na poziomie 75-80% ptaków obecnych w końcu kwietnia. W pierwszej dekadzie czerwca, kontrole wykazywały obecność ok. 40-60% kulików notowanych na tych samych powierzchniach w końcu kwietnia.

## Literatura

- Boulinier T., Mariette M., Doligez B., Danchin E. 2008. Choosing where to breed: breeding habitat choice. pp. 285-321 in Danchin E., Giraldeau L.-A., Cezilly F. (Eds). *Behavioural Ecology*. Oxford University Press, Oxford.
- Buckland S.T., Anderson D.R., Burnham K.P., Laake J.L., Borchers D.L., Thomas L. 2001. *Introduction do Distance Sampling: Estimating abundance of biological populations*. Oxford University Press, Oxford.
- Burnham K.P., Anderson D.R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. 2nd ed. Springer, New York.
- Chylarecki P. 2013. Założenia metodyczne do inwentaryzacji kulika wielkiego w kluczowych ostojach gatunku w Polsce. Niepublikowany maszynopis opracowany w ramach projektu POIS.05.01.00-00-380/12 "Ochrona kulika wielkiego w kluczowych ostojach gatunku w Polsce"; TP "Bocian", Warszawa.
- Dombrowski A., Chylarecki P., Goławski A., Kuczborski R., Miciałkiewicz R., Mitrus C., Smoleński T., Zawadzki J. 2013. Awifauna tarasu zalewowego Dolnego Bugu w okresie lęgowym w latach 1991-2000. *Kulon* 18: 3-31.
- Dyrz A., Jermaczek A., Wójciak J. 2007. Kulik wielki *Numenius arquata*. s. 212-213 w: Sikora A., Rohde Z., Gromadzki M., Neubauer G., Chylarecki P. (red.). *Atlas rozmieszczenia ptaków lęgowych Polski 1985-2004*. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań.
- Fiske I., Chandler R., Miller D., Royle J.A., Kery M. 2014. Package "unmarked"; <<http://cran.r-project.org/web/packages/unmarked/>>
- Franklin J. 2009. *Mapping Species Distributions: Spatial Inference and Prediction*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Grant M.C., Lodge C., Moore N., Easton J., Orsman C., Smith M. 2000. Estimating the abundance and hatching success of breeding Curlew *Numenius arquata* using survey data. *Bird Study* 47: 41-51.
- Hines J. E. 2006. PRESENCE- Software to estimate patch occupancy and related parameters. USGS-PWRC. <<http://www.mbr-pwrc.usgs.gov/software/presence.html>>.
- Kery M. 2010. *Introduction to WinBUGS for Ecologists: A Bayesian approach to regression, ANOVA, mixed models and related analyses*. Academic Press, Los Angeles.
- MacKenzie D.I., Nichols J.D., Royle J.A., Pollock K.H., Bailey L.L., Hines J.E. 2006. *Occupancy Estimation and Modelling: Inferring Patterns and Dynamics of Species Occurrence*. Academic Press, Los Angeles.
- R Core Team 2013. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <<http://www.R-project.org/>>.
- Robin X., Turck N., Hainard A., Tiberti N., Lisacek F., Sanchez J.-F., Muller M. 2013. Package "pROC"; <<http://cran.r-project.org/web/packages/pROC/>>
- Royle J.A. 2004. N-mixture models for estimating population size from spatially replicated counts. *Biometrics* 60: 108-115.
- Sikora A., Rohde Z., Gromadzki M., Neubauer G., Chylarecki P. (red.) 2007. *Atlas rozmieszczenia ptaków lęgowych Polski 1985-2004*. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań.
- Świętochowski P., Maciorowski G., Henel K., Marczakiewicz P., Grygoruk G. 2010. Dolina Biebrzy. s. 196-198 w: Wilk T., Jujka M., Krogulec J., Chylarecki P. (red.). *Ostoje ptaków o znaczeniu międzynarodowym w Polsce*. OTOP, Marki.