



**Fundusze
Europejskie**
Wiedza Edukacja Rozwój

Unia Europejska
Europejski Fundusz Społeczny



**Ekspertyza ornitologiczna w zakresie szkody w awifaunie rzeki Wisły
poniżej stopnia wodnego we Włocławku
powstałej w wyniku zrzutu wody w okresie lęgowym ptaków**

dr hab. Lechosław Kuczyński

1. Wprowadzenie

W dniu 26 maja 2018 r. PGW Wody Polskie Zarząd Zlewni we Włocławku dokonały kontrolowanego zrzutu wody ze Zbiornika Włocławskiego. Fala wezbraniowa o wysokości ok. 1 m spłynęła korytem rzeki zalewając piaszczyste wyspy, łachy i odsypiska w nurcie dolnego biegu Wisły, pomiędzy zaporą we Włocławku a ujściem Wisły-Przekopu, na terenie chronionym w większości jako Obszar Specjalnej Ochrony "Dolina Dolnej Wisły" w sieci Natura 2000 (dalej jako OSO). Zalew tych wysp wiązał się ze zniszczeniem lęgów gniazdujących w tym siedlisku czterech gatunków ptaków, stanowiących przedmiot ochrony obszarowej na terenie OSO: sieweczki rzecznej (*Charadrius dubius*), mewy siwej (*Larus canus*), rybitwy białoczelnej (*Sternula albifrons*) oraz rybitwy rzecznej (*Sterna hirundo*) (dalej jako gatunki docelowe). Zrzut wody miał miejsce w terminie odpowiadającym występowaniu w populacjach gatunków docelowych największej liczby aktywnych lęgów w cyklu rocznym, tj. w zależności od gatunku, krótko po szczycie składania zniesień pierwszych lub w trakcie szczytu składania zniesień pierwszych (porównaj Bukaciński & Bukacińska 2015a, 2015b, 2015c, 2015d; Chylarecki i in. 2015).

W swej decyzji z dnia 27 grudnia 2018 r. (znak WSS.512.19.2018.BW.380), Regionalny Dyrektor Ochrony Środowiska w Bydgoszczy (dalej jako RDOŚ) uznał, że sprokurowana przez PGW Wody Polskie fala wezbraniowa spowodowała straty następującej liczby lęgów gatunków docelowych: sieweczka rzeczna - 22 do 23, mewa siwa - 3 lub 4, rybitwa białoczelna - 47, rybitwa rzeczna - 62 do 64. Jednocześnie RDOŚ zestawiał powyższe liczby zniszczonych w końcu maja 2018 r. lęgów z liczbami lęgów zastępczych (tzn. lęgów składanych przez ptaki po stracie pierwszego zniesienia) stwierdzonych na obszarze opracowania w czerwcu i lipcu 2018 r. Z powyższego zestawienia wynikało, iż liczba lęgów zastępczych na terenie OSO przewyższała liczbę lęgów zniszczonych w wyniku zrzutu wody. Powyższe ustalenie stanowiło przesłankę konkluzji RDOŚ, iż zrzut nie doprowadził do wystąpienia szkody w środowisku w znaczeniu *ustawy z 13 kwietnia 2007 r. o zapobieganiu szkodom w środowisku*. W rezultacie RDOŚ umorzył postępowanie w sprawie nałożenia na podmiot korzystający ze środowiska obowiązku przeprowadzenia działań zapobiegawczych i naprawczych.

Celem niniejszego opracowania jest wskazanie błędów w argumentacji RDOŚ, wynikających z niewłaściwej interpretacji materiału dowodowego oraz niedostatecznej wiedzy o biologii lęgowej docelowych gatunków ptaków. W szczególności, przedstawione tu błędy RDOŚ obejmują poniższe zagadnienia:

- oparcie obliczeń i argumentacji o błędne ustalenie liczby zniszczonych lęgów;
- niewłaściwa ocena liczebności ptaków przystępujących do lęgów zastępczych;
- nieuzasadnione przyjęcie równocześnieści lęgów pierwszych i lęgów zastępczych.

W tym kontekście, szczegółowe cele opracowania obejmują:

- ocenę faktycznej liczebności lęgów gatunków docelowych, które uległy zniszczeniu w wyniku zrzutu wody;
- ocenę możliwości wykorzystania informacji o lęgach zastępczych znalezionych po zrzucie do wnioskowania o liczbie ptaków gniazdujących przed zrzutem;

- wskazanie innych błędów w argumentacji RDOŚ, wynikających z braku wiedzy o biologii gatunków docelowych.

Zestawione informacje przygotowane zostały z przeznaczeniem do wykorzystania w postępowaniu odwoławczym od decyzji RDOŚ z 27 grudnia 2018 r.

2. Ile lęgów uległo zniszczeniu w wyniku zrzutu?

2.1. Podstawy metodyczne: modele liczebności gatunków

W końcu maja 2018 r. przed wykonanym zrzutem wody (lub w jego trakcie), wykonano kontrole terenowe jedynie części stanowisk lęgowych zasiedlanych w ubiegłych sezonach przez mewy, rybitwy i sieweczki. Dokładniej, tuż przed przejściem sztucznego wezbrania (25-28 maja 2018 r.) obserwatorzy terenowi z TP Alauda ocenili liczebność ptaków na 4 spośród 26 (15%) 10-kilometrowych odcinków rzeki, na jakie podzielono obszar badań. Dodatkowo, w trakcie przechodzenia fali wezbraniowej, 26-27 maja 2018 r., obserwatorzy z RDOŚ w Bydgoszczy ocenili liczebność na dwóch stanowiskach lęgowych, spośród których jedno było kontrolowane przez TP Alauda, a drugie było zlokalizowane na odcinku nie kontrolowanym przez TP Alauda. W sumie, kontrole terenowe objęły zatem 5 z 26 odcinków czyli 19% obszaru badań. Z niewiadomych powodów RDOŚ przyjął, iż liczba lęgów zniszczonych na całości obszaru dolnej Wisły odpowiada liczbie zniszczonych lęgów na wyżej wymienionych 5 odcinkach, ignorując fakt, że ptaki gniazdowały również na pozostałych 21 odcinkach, czyli na 81% obszaru badań.

Tymczasem, liczebność ptaków na odcinkach nie objętych kontrolami jest możliwa do oszacowania w oparciu o dane pochodzące z kompletnych kontroli całości terenu badań w latach poprzednich (2015 i 2016; dane zebrane i udostępnione przez TP Alauda), w powiązaniu z informacją o liczebnościach stwierdzonych w 2018 r. na odcinkach skontrolowanych. Narzędziem służącym do wykonania takich oszacowań jest odpowiedni model statystyczny, który opisuje związek pomiędzy liczebnością gatunku w danej lokalizacji i roku a identyfikatorem odcinka rzeki oraz ogólnym efektem danego roku, oddziałującym w sposób addytywny na liczebność gatunku we wszystkich lokalizacjach (w uproszczeniu: kwantyfikującym, jak "dobry" jest dany rok dla liczebności danego gatunku nad dolną Wisłą). Na potrzeby niniejszego opracowania, dla każdego gatunku dopasowano taki model, a dokładniej uogólniony mieszany model liniowy (GLMM), opisany na danych o liczebnościach ptaków ustalonych dla każdego z 26 odcinków w latach 2015-2016 (kompletne kontrole całości terenu) oraz w roku 2018 (dane z 5 odcinków). W obliczeniach tych wykorzystano wyłącznie dane dotyczące lęgów zlokalizowanych na łachach i wyspach, pomijając lęgi rybitw rzecznych założone na barkach. Szczegóły dotyczące struktury modelu oraz wartości współczynników modeli dopasowanych dla każdego gatunku przedstawiono w Dodatku 1 (Tab. A1).

2.2. Jakość modeli

Cztery wskazane wyżej modele gatunkowe pozwalają na oszacowanie (predykcję) liczebności ptaków na odcinkach, które nie były kontrolowane w 2018 r. przed zrzutem wody ze Zbiornika Włocławek. Dokładność i trafność tych predykcji zależy w dużej mierze od tego, jak powtarzalne są liczebności ptaków na poszczególnych odcinkach w kolejnych latach. Powtarzalność jest tu rozumiana jako parametr statystyczny, w zakresie od 0 do 1, mierzący jak bardzo podobne są do siebie liczebności na *tych samych* odcinkach w kolejnych latach i jednocześnie, jak bardzo odmienne są od siebie

liczebności na *różnych* odcinkach. Liczebności ptaków, które są - dla danych odcinków - silnie powtarzalne pozwalają na bardziej trafne oceny brakujących danych niż liczebności nie wykazujące silnego zróżnicowania między odcinkami.

Drugim kryterium oceny jakości modeli gatunkowych jako narzędzi wiarygodnej predykcji jest walidacja. Polega ona na porównaniu liczebności przewidywanej przez model (predykcji) dla odcinków i lat, w których wykonano liczenia w terenie z liczebnościami faktycznie stwierdzanymi na tych odcinkach.

Wykonane późną wiosną 2015 i 2016 kontrole terenowe całego obszaru badań (TP Alauda, dane niepublikowane) wykazały, że wzorce rozmieszczenia lęgów ptaków w podziale na 10-kilometrowe odcinki rzeki, były w obu latach zbliżone. W obu sezonach badań poszczególne gatunki ptaków zasiedlały te same odcinki rzeki w podobnych liczebnościach (ryc. 1-2). W rezultacie, wszystkie gatunkowe oszacowania powtarzalności liczebności uzyskane w ramach modeli GLMM były wysokie, bardzo istotnie większe od zera. Dla lat 2015 i 2016 powtarzalność liczebności sieweczki rzecznej w skali poszczególnych odcinków 10-kilometrowych wynosiła 81%, mewy siwej 100%, rybitwy białoczelnej 42%, a rybitwy rzecznej 53%. A zatem, w zależności od gatunku, od 42 do 100% całkowitej zmienności liczby ptaków gniazdujących na 10-kilometrowych odcinkach pochodziło z trwałego zróżnicowania tychże odcinków (Tabela 1). Tak wysokie powtarzalności pozwalają na bezpieczne zastosowanie modeli GLMM do oszacowania liczebności ptaków gniazdujących w 2018 r. na tych odcinkach, które nie zostały skontrolowane przed zrzutem wody z końca maja.

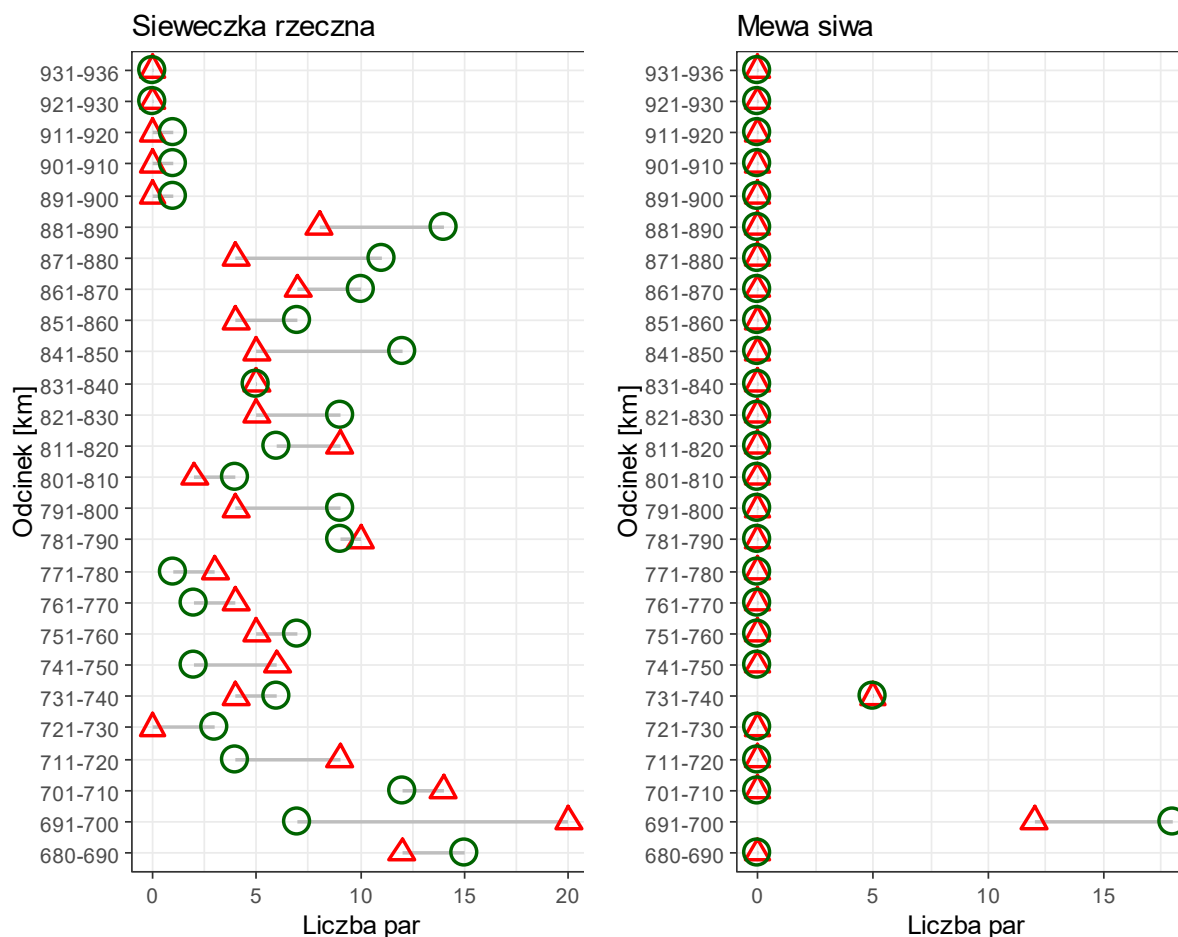
Jak pokazuje Tabela 2, wszystkie cztery modele gatunkowe bardzo dobrze przewidywały całkowite liczebności populacji, zsumowane dla całego terenu badań. Oszacowania w skali poszczególnych odcinków były nieco mniej precyzyjne, ale korelacje pomiędzy liczebnościami przewidywanymi a faktycznymi były bardzo wysokie, od 0.84 do 1.00. W sumie, zarówno wysoka powtarzalność, jak i wyniki walidacji, pozwalają traktować zastosowane modele GLMM jako narzędzia wiarygodnej predykcji liczebności gatunków docelowych na odcinkach nie objętych kontrolami w maju 2018. Predykcje te zostały przedstawione w dalszej części opracowania.

Tabela 1. Powtarzalność liczebności gatunków docelowych w latach 2015 i 2016 oszacowana dla 27 analizowanych 10-kilometrowych odcinków koryta Wisły. Dla każdego gatunku docelowego podano wartość oszacowania powtarzalności (R), błąd standardowy tego oszacowania (SE) oraz 95% przedział ufności (95%CI) dla tegoż oszacowania. Podano też p -wartość (P), czyli prawdopodobieństwo popełnienia błędu wynikającego z odrzucenia hipotezy, iż R wynosi zero. Oszacowania zostały wykonane przy użyciu GLMM, z rozkładem Poissona dla liczebności i logarytmiczną funkcją wiążącą. Błędy standardowe oszacowane zostały w oparciu o 500 prób typu *bootstrap*.

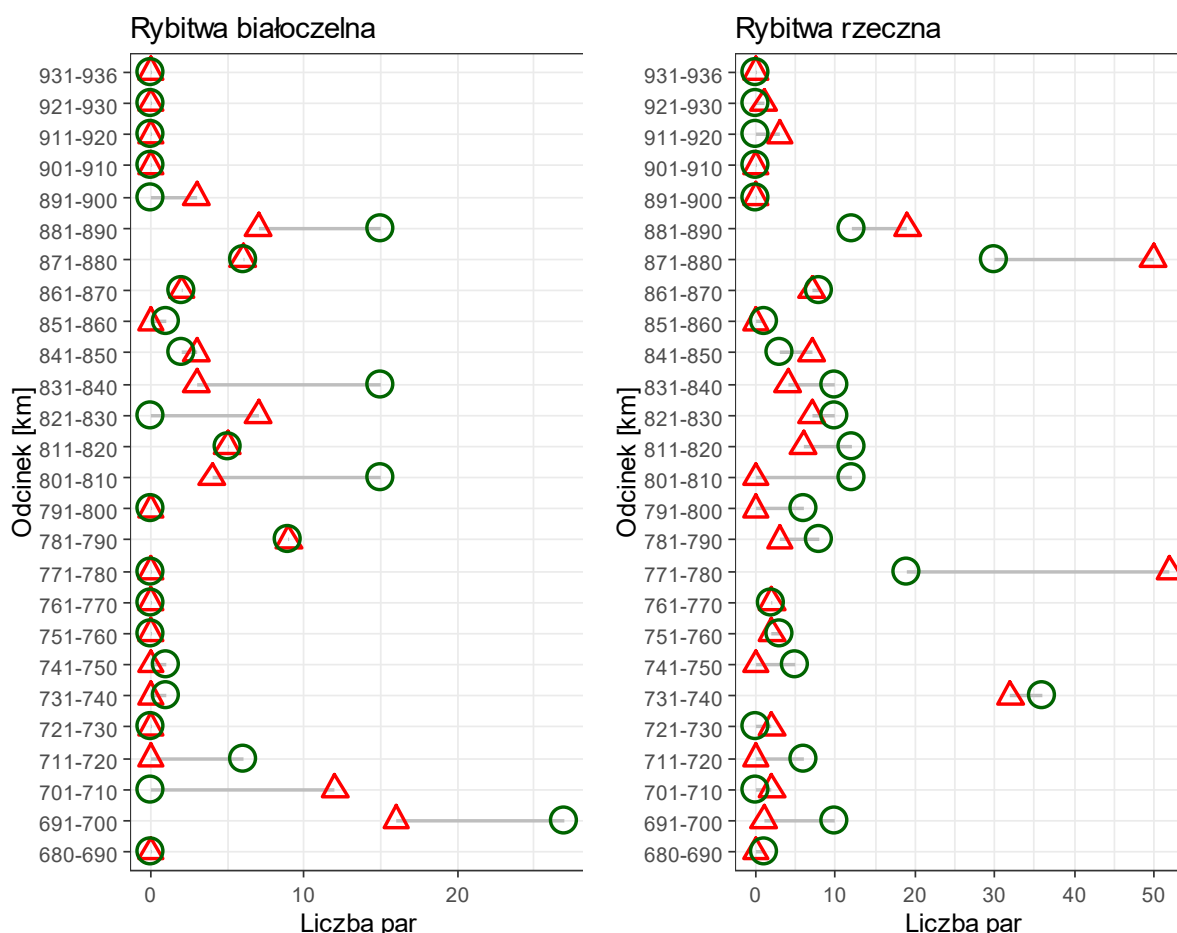
Gatunek	R	SE (R)	95% CI	P
Sieweczka rzeczna	0.805	0.116	0.509-0.937	<0.0001
Mewa siwa	1.000	0.069	0.998-1.000	<0.0001
Rybitwa białoczelna	0.424	0.213	0.120-0.940	0.0003
Rybitwa rzeczna	0.532	0.153	0.269-0.824	0.0002

Tabela 2. Miary jakości modeli predykcyjnych GLMM dla poszczególnych gatunków docelowych. Dla każdego gatunku i każdego roku (2015 lub 2016) przedstawiono faktyczne (obserwowane) wartości całkowitej liczebności populacji na badanym terenie oraz wartości przewidywane na podstawie modelu. Ponadto, przedstawiono korelację (r , współczynnik korelacji Pearsona) pomiędzy wartościami faktycznymi a przewidywanymi, obliczoną dla danych przedstawionych w rozbiu na poszczególne odcinki, dla których wykonano liczenia w latach 2015, 2016 oraz 2018 ($n=56$). W ostatniej kolumnie (R^2) przedstawiono oszacowanie wariancji wyjaśnionej przez model (tzw. pseudo- R^2 , w znaczeniu Nakagawa & Schielzeth 2013)

Gatunek	Liczebność 2015		Liczebność 2016		r	R^2
	Obserwowane	Przewidywane	Obserwowane	Przewidywane		
Sieweczka rzeczna	140	141	158	157	0.844	0.684
Mewa siwa	17	17	23	23	0.998	0.922
Rybitwa białoczelna	77	73	105	106	0.934	0.754
Rybitwa rzeczna	200	198	194	195	0.905	0.731
Razem	434	429	480	481		



Ryc. 1. Porównanie liczebności sieweczki rzecznej (lewy panel) i mewy siwej (prawy panel) na odcinkach 10-kilometrowych w granicach terenu badań w latach 2015 (czerwone trójkąty) i 2016 (ciemnozielone okręgi)



Ryc. 2. Porównanie liczebności rybitwy białoczelnej (lewy panel) i rybitwy rzecznej (prawy panel) na odcinkach 10-kilometrowych w granicach terenu badań w latach 2015 (czerwone trójkąty) i 2016 (ciemnozielone okręgi)

2.3. Predykcje liczebności ptaków w 2018 roku

Zastosowanie modeli GLMM z tabeli A1 (w Dodatku 1) do predykcji liczebności czterech docelowych gatunków ptaków na odcinkach nie skontrolowanych w 2018 przed zrzutem wody z zapory we Włocławku pozwoliło oszacować ich łączne liczebności dla całości obszaru badań, jak również dla poszczególnych odcinków 10-kilometrowych. Wyliczenia te przedstawione są w tabeli 3. Wykazują one, że wiosną 2018, tuż przed terminem zrzutu wody z zapory we Włocławku, na terenie OSO Dolina Dolnej Wisły gniazdowały łącznie około 420 par ptaków należących do 4 gatunków docelowych. W tej liczbie było ok. 85 lęgów siewczek rzecznych, 19 lęgów mewy siwej, 85 lęgów rybitwy białoczelnej i 231 lęgów rybitwy rzecznej.

Oszacowane w ten sposób całkowite liczebności są wyraźnie większe od liczebności przyjętych przez RDOŚ do oceny liczby lęgów zalanych przez falę wezbraniową ze Zbiornika Włocławek. Zastosowane modele statystyczne pozwoliły ocenić, że faktyczna liczba par gatunków docelowych, które gniazdowały na terenie opracowania w chwili przechodzenia fali wezbraniowej i straciły lęgi była około trzykrotnie wyższa niż 138 lęgów przyjęte przez RDOŚ w decyzji z 27 grudnia 2018 r.

W bardzo nielicznych przypadkach (gniazda mew siwych i rybitw rzecznych na większych wyspach, o dużym zróżnicowaniu wysokości) część lęgów - jak wykazały kontrole terenowe - nie uległa zalaniu. Lęgi te nie były wliczane do strat przyjętych przez RDOŚ. Frakcja takich lęgów była jednak niemożliwa do oceny w odniesieniu do wartości przewidywanych przez modele GLMM. Biorąc pod uwagę faktyczną morfologię wysp z koloniami - była ona zaniedbywalna w relacji do całkowitych oszacowań strat.

Tabela 3. Przewidywane przez modele GLMM oraz przyjęte przez RDOŚ liczebności lęgów gatunków docelowych na terenie opracowania w końcu maja 2018 r. Dla każdego gatunku podano wartości przewidywane (*Przewid*) przez model gatunkowy GLMM (z tabeli A1) oraz wartości przyjęte przez RDOŚ w decyzji z 27 grudnia 2018 r. (kolumna *RDOŚ*) W nawiasach podano wartości faktycznie stwierdzone w trakcie kontroli terenowych dla tych 5 odcinków, które zostały skontrolowane tuż przed rzutem. Dla oszacowań wyrażonych przedziałem liczbowym, podano tylko wartość minimalną. Podsumowania wartości przyjętych przez RDOŚ uwzględniają w dwóch przypadkach liczbę lęgów faktycznie zalaną przez wezbranie (patrz uwagi pod tabelą), a nie liczbę lęgów stwierdzoną w terenie.

Odcinek [km]	Sieweczka rzeczna		Mewa siwa		Rybitwa białoczelna		Rybitwa rzeczna	
	Przewid	RDOŚ	Przewid	RDOŚ	Przewid	RDOŚ	Przewid	RDOŚ
680-690	7	0	0	0	0	0	1	0
691-700	7 (6)	6	14 (14*)	3	22 (25)	25	7 (8)	8
701-710	7	0	0	0	5	0	1	0
711-720	3	0	0	0	3	0	4	0
721-730	1	0	0	0	0	0	1	0
731-740	3	0	5	0	1	0	39	0
741-750	2	0	0	0	1	0	3	0
751-760	3	0	0	0	0	0	3	0
761-770	2	0	0	0	0	0	2	0
771-780	1 (1)	1	0 (0)	0	0 (0)	0	32 (18)	18**
781-790	4 (2)	2	0	0	8 (7)	7	5 (4)	4
791-800	3	0	0	0	0	0	4	0
801-810	2	0	0	0	9	0	7	0
811-820	4	0	0	0	5	0	10	0
821-830	4	0	0	0	3	0	10	0
831-840	5 (12)	12	0 (0)	0	8 (7)	7	11 (16)	16
841-850	5	0	0	0	2	0	6	0
851-860	3	0	0	0	1	0	1	0
861-870	5	0	0	0	2	0	9	0
871-880	4	0	0	0	5	0	46	0
881-890	5 (1)	1	0 (0)	0	9 (8)	8	23 (33)	33
891-900	1	0	0	0	1	0	1	0
901-910	1	0	0	0	0	0	1	0
911-920	1	0	0	0	0	0	2	0
921-930	1	0	0	0	0	0	1	0
931-936	1	0	0	0	0	0	1	0
Razem	85	22	19	3	85	47	231	62

* Z tej liczby tylko 3 lęgi zostały zalane wezbraniem

** Z tej liczby tylko 1 lęg zalany wezbraniem

Wnioski: Liczba straconych lęgów została znacząco zaniżona

RDOŚ błędnie ustalił liczby lęgów zniszczonych w wyniku zrzutu wody. Sumując dostępne dane zignorował fakt, iż 81% terenu badań nie zostało skontrolowanych przed zrzutem wody i nie ma żadnych podstaw, by przyjąć że tereny te pozostawały w zupełności niezasiedlone przez ptaki. Wręcz przeciwnie, wysoka powtarzalność wzorców występowania i liczebności ptaków stwierdzana we wcześniejszych latach pozwala wykorzystać modelowanie statystyczne do wiarygodnego oszacowania liczby lęgów na odcinkach rzeki nieskontrolowanych w maju 2018. Faktyczne liczby zniszczonych lęgów, oszacowane w oparciu precyzyjne modele predyktywne, są kilkukrotnie wyższe niż przyjęte przez RDOŚ. W zależności od gatunku, RDOŚ zaniżył liczbę zatopionych lęgów od 2 do 6 razy oraz trzykrotnie zaniżył łączną liczbę straconych lęgów wszystkich czterech gatunków docelowych.

3. Ile par przystąpiło do lęgów zastępczych?

3.1. Lęgi zastępcze u ptaków siewkowych

Lęgi zastępcze, czyli lęgi składane po stracie pierwotnego zniesienia występują dość powszechnie u wielu gatunków ptaków i były przedmiotem licznych badań naukowych. Wzorce występowania zniesień zastępczych i czynniki warunkujące decyzje o przystąpieniu do lęgu zastępczego są podobne dla wielu gatunków ptaków występujących w strefie klimatu umiarkowanego (Arnold 1993, Hipfner i in. 1999, Arnold i in. 2010, Grand & Flint 1996, Amat i in. 1999, Etterson i in. 2009).

Wszystkie cztery gatunki docelowe, w przypadku straty pierwszego zniesienia przystępują do zniesień zastępczych. Jednakże regułą jest, iż zniesienia zastępcze składa jedynie część samic, które straciły pierwszy lęg. Proporcja ta jest zawsze znacząco niższa od 100%, często bardzo wyraźnie niższa. U rybitwy rzecznej, badania z użyciem indywidualnie znakowanych osobników wykazały, że zaledwie 25-55% samic, które straciły pierwsze zniesienie, przystępuje do powtórnych zniesień (Wendeln i in. 2000; Becker & Zhang 2010). U rybitwy białoczelnej proporcja ta oceniana była na 54% (Pakanen i in. 2014). Dla sieweczki rzecznej proporcja samic przystępujących do powtórnego zniesienia po stracie pierwszego jest nieznana, ale dla blisko spokrewnionej z nią sieweczki obrożnej (gniazdującej w tych samych siedliskach) wynosiła 55% (Chylarecki 2000), a dla sieweczki morskiej 31% (Amat i in. 1999). Samice, które przystępują do zniesień zastępczych różnią się od samic, które tego nie robią. Z reguły są to samice starsze, wcześniej przystępujące do pierwotnych lęgów, często będące w lepszej kondycji niż samice nie składające lęgów zastępczych (Wendeln i in. 2000, Zhang & Becker 2010). A zatem, opcja składania zniesienia zastępczego jest opcją dostępną jedynie wybranym, najlepszej jakości osobnikom. W populacjach mew, rybitw i sieweczek przynajmniej połowa samic nie korzysta z tej opcji, prawdopodobnie z uwagi na ograniczenia fizjologiczne i wysokie koszty związane z obniżeniem przyszłej przeżywalności na skutek wzmoczonego bieżącego wysiłku reprodukcyjnego.

Co więcej, zniesienia zastępcze nie muszą być składane w tej samej lokalizacji, w której ptaki składały pierwszy lęg w danym sezonie. Nierzadko ptaki zmieniają miejsce gniazdowania po stracie pierwszego zniesienia i przemieszczają się na nowe stanowiska odległe o dziesiątki lub setki kilometrów. Najbardziej skłonna do takich dalekodystansowych przemieszczeń pomiędzy pierwszym a uzupełniającym lęgiem jest rybitwa białoczelna. Istnieją udokumentowane przypadki dyspersji wynoszącej ponad 100 km (Schmidt 1981) lub blisko 1000 km (pomiędzy środkowym biegiem Wisły a północnymi Włochami; Bukaciński & Bukacińska 2015b).

Generalnie, w miarę postępującego sezonu lęgowego, rozmieszczenie siedlisk dogodnych do gniazdowania ptaków siewkowych ulega znaczącym zmianom w skali kraju. Płytko zalane tarasy zalewowe w dolinach rzek, stwarzające dogodne warunki gniazdowania w początkach maja, szybko wysychają. Podobnie, efemeryczne zbiorniki wodne, zlokalizowane w żwirowniach i wyrobiskach, poprzednio zasilane wodami roztopowymi lub opadowymi, wysychają bez dalszego zasilania i przy rosnących temperaturach. W tej sytuacji, odsłaniające się późną wiosną i wczesnym latem wyspy i odsypiska w korytach dużych rzek niżu Polski stanowią atrakcyjne siedliska lęgowe, przyciągające ptaki z odległych lokalizacji. Podobnie atrakcyjnym siedliskiem okazują się spuszczone późną wiosną stawy.

Zasiedlanie nowych miejsc przez nowe ptaki, imigrujące z nieznanymi lokalizacji jest zjawiskiem powszechnym w dolinie środkowej i dolnej Wisły oraz dolnego Bugu. Późno odsłaniające się wyspy i łąki w nurcie, ujawniające się w drugiej połowie czerwca lub początkach lipca są na tych terenach regularnie kolonizowane przez rybitwy i sieweczki, których wcześniej na tym terenie nie było (Chylarecki 2015a, 2015b). Ptaki te są imigrantami z mniej lub bardziej odległych terenów, osiedlającymi się w nowych miejscach po stracie pierwszych zniesień.

3.2. Ile samic przystąpiło do lęgów zastępczych?

W czerwcu i lipcu, po opadnięciu fali wezbraniowej i ponownym odsłonięciu łąk i wysp w nurcie, RDOŚ oszacował liczbę świeżo założonych lęgów ptaków na większości obszaru opracowania. W czasie tych kontroli stwierdzono łącznie 343-366 lęgów gatunków docelowych, w tym 49-56 sieweczki rzecznej, 94-98 rybitwy białoczelnej oraz 200-212 rybitwy rzecznej. Te późnowiosenne lęgi zostały przez RDOŚ potraktowane nie tylko jako lęgi zastępcze (tj. lęgi składane po utracie pierwszego zniesienia w danym roku), ale dokładniej - jako lęgi zastępcze pochodzące od par (samic), które straciły wcześniej swe lęgi w wyniku zalania w końcu maja. Tym samym, liczba tak stwierdzonych lęgów późnowiosennych została potraktowana przez RDOŚ jako równoznaczna z liczbą par, które po stracie pierwszego zniesienia spowodowanej zalaniem przystąpiły do zniesień zastępczych.

Przedstawione oszacowanie liczby par przystępujących do lęgów zastępczych po stratach spowodowanych zalaniem terenu przez PGW Wody Polskie jest niewiarygodne z dwóch powodów omówionych niżej.

Po pierwsze, opiera się ono na sumowaniu danych uzyskanych w dwóch różnych terminach, odległych od siebie o ok. miesiąc (6-8 czerwca 2018 r. oraz 5-6 lipca i 12 lipca 2018 r.) oraz w lokalizacjach (odcinki rzeki) częściowo nachodzących na siebie (odcinek km 772-782 z przynajmniej 1 kolonią lęgową ptaków był włączany do sumowania w obu przypadkach). Takie sumowanie jest nieuprawnione, gdyż ptaki składające jaja w czerwcu i ptaki posiadające jaja w lipcu reprezentują różne frakcje samic. Rybitwy posiadające lęgi z jajami w trakcie liczeń wykonanych w pierwszej

połowie lipca muszą być ptakami, które nie tylko straciły pierwotny lęg w końcu maja (kiedy wszystkie lęgowiska zostały zalane), ale również straciły pierwszy lęg uzupełniający złożony w początkach czerwca. Samice rybitw, które są zdolne do produkcji lęgu uzupełniającego, składają go w 5-14 dni po stracie pierwszego zniesienia (Wendeln i in. 2000, Becker & Ludwigs 2004) lub nie składają go w ogóle. A zatem, pomiędzy 5 a 12 lipca te właśnie ptaki musiałyby mieć już średniej wielkości pisklęta, gdyż inkubacja u rybitw trwa średnio 21-23 dni (Becker & Ludwigs 2004, Bukaciński & Bukacińska 2015b, 2015c). Większość lipcowych lęgów z jajami musi więc reprezentować drugie zniesienia uzupełniające, składane po utracie zniesień czerwcowych, nierzadko po przemieszczeniu się ptaków w nowe miejsce gniazdowania (patrz wyżej), co dodatkowo komplikuje oceny łącznej liczebności. W rezultacie, proste sumowanie liczby lęgów z kontroli odległych w czasie daje wynik obciążony dwukrotnym liczeniem części samic. Jako takie, zawyża ono liczbę samic, które po stracie lęgu pierwotnego w końcu maja, przystąpiły do lęgów zastępczych, czyli parametru, który RDOŚ usiłował ocenić w swoich analizach. Z tego właśnie powodu, w wydanym przez GDOŚ poradniku metod monitoringu ptaków lęgowych, autorzy zalecają odstąpienie od sumowania wyników liczeń lęgów rybitw wykonanych w odstępach czasu przekraczających 10-14 dni (Chylarecki 2015b).

Przy braku synchronicznych kontroli całości terenu, ustalenie faktycznej liczby samic przystępujących do lęgów uzupełniających byłoby możliwe, gdyby obserwatorzy z RDOŚ i ZPNPK określali w terenie przybliżoną datę złożenia lęgu (za pomocą testu wodnego; Hays & Lecroy 1971, Liebezeit i in. 2007). Niestety, takich pomiarów nie wykonywano, przez co niemożliwe było ustalenie wieku (czyli daty złożenia) znalezionych lęgów, pozwalające na bardziej precyzyjne ustalenie całkowitej liczby jednocześnie aktywnych zniesień na obszarze badań.

Po drugie, nie ma żadnych podstaw do przyjęcia, iż wszystkie stwierdzone w czerwcu lub lipcu lęgi zastępcze pochodziły od ptaków, które straciły lęgi w konsekwencji późnomajowego zrzutu wody ze Zbiornika Włocławek. Zniesienia znalezione na terenie badań w czerwcu i lipcu (po przejściu fali wezbraniowej) pochodzą bowiem zarówno od ptaków, które straciły lęg na terenie badań, jak i od ptaków, które zasiedliły ten teren po stracie lęgu w innym miejscu - np. w środkowym biegu Wisły, w dolnym biegu Bugu, czy w rozlicznych lokalizacjach poza dolinami rzek. Lęgi ptaków z tej drugiej grupy (imigrantów), nie są możliwe do odróżnienia od lęgów ptaków powtarzających lęgi lokalnie. Tylko znając tożsamość osobników związanych z danym gniazdem i ich wcześniejszą historię, możliwe jest odróżnienie imigrantów od ptaków powtarzających lęgi lokalnie. Wiarygodne ustalenie liczby par (samic), które przystąpiły do lęgu zastępczego po stracie pierwszego wymaga zatem wiedzy o tożsamości ptaków, które złożyły wszystkie te lęgi. Innymi słowy, muszą to być osobniki oznakowane obrączkami ornitologicznymi, nadajnikami radiowymi lub innymi markerami pozwalającym na osobniczą identyfikację. Wobec braku takich informacji, przypisywanie wszystkich lęgów z czerwca i lipca osobnikom, które straciły lęgi lokalnie, w wyniku majowego zalania - jak to czyni RDOŚ - jest nieuprawnione i dodatkowo zawyża - w nieznanym stopniu - faktyczną liczebność tej frakcji ptaków.

W konsekwencji, nie można przyjąć - jak to zrobił RDOŚ - iż liczba lęgów znalezionych na terenie opracowania, w czerwcu i lipcu, po przejściu fali wezbraniowej, jest równoważna liczbie par, które po stracie pierwszego zniesienia spowodowanej zalaniem przystąpiły do zniesień zastępczych. Niezależnie od rażących błędów wynikających z nieuprawnionego sumowania lęgów znalezionych w różnych terminach, powyższe podejście jest nieuprawnione w świetle przedstawionych wyżej

faktów dotyczących biologii lęgowej ptaków siewkowych. Rzeczywista liczba tych par jest bowiem niższa.

Jeszcze bardziej nieuprawnione jest, w świetle wyników badań naukowych prowadzonych na oznakowanych indywidualnie osobnikach, przyjmowanie, iż wszystkie ptaki, które straciły lęgi w końcu maja, przystąpiły do zniesień zastępczych w czerwcu i lipcu. Pogląd ten jest wyrażony w dokumentacji, którą RDOŚ przyjął jako podstawę swego wnioskowania (dowód nr 19 w postępowaniu). Znajdujemy tam następujące stwierdzenie: "*Liczebność poszczególnych gatunków ptaków zasiedlających piaszczyste łachy przed alimentacją jest możliwa jedynie do oszacowania i nie mogła być większa niż liczebność par powtarzających lęgi odpowiednio po 10 lub 12 dniach*" (Jarosław Pająkowski w liście do RDOŚ z 29 listopada 2018r.). Jak wskazano wyżej, w oparciu o literaturę naukową przedmiotu, lęgi zastępcze składa maksymalnie ok. 55% samic ptaków siewkowych. Przyjęcie przez RDOŚ zacytowanego poglądu jako jednego z wiodących argumentów we wnioskowaniu prowadzącym do wydania decyzji z 27 grudnia 2018 r. jest rażącym błędem.

Wnioski: Liczba lęgów zastępczych złożonych po stracie zalanych zniesień została zawyżona

Lęgi liczone przez RDOŚ w czerwcu i lipcu po przejściu fali wezbraniowej stanowią mieszaną lęgów dwóch różnych grup ptaków. Obok ptaków, które powtarzały lęgi po zalaniu na obszarze opracowania, znajdują się ptaki, które imigrowały na tereny dolnej Wisły po stratach lęgów, których doświadczyły poza obszarem badań. W konsekwencji "surowe" liczby lęgów stwierdzanych latem na wyspach nie mogą służyć do oceny liczby samic, które powtórzyły lęgi po stracie spowodowanej zalaniem. Liczba ta mogłaby być oceniona jedynie w oparciu o dane o indywidualnie znakowanych osobnikach. Liczne publikowane dane naukowe, bazujące na znakowanych indywidualnie ptakach wskazują, że nie więcej niż 55% samic po stracie lęgu składa zniesienia zastępcze.

Podane przez RDOŚ oszacowania liczby ptaków powtarzających lęgi po stracie spowodowanej zalaniem zniesień w końcu maja 2018 są więc zawyżone poprzez: (a) uwzględnienie nieznanej liczby imigrantów, (b) sumowanie wyników liczeń wykonywanych na częściowo pokrywających się lokalizacjach, (c) sumowanie wyników liczeń przeprowadzonych w miesięcznych odstępach.

Nie ma biologicznych podstaw, by przyjąć - jak to uczynił RDOŚ - że wszystkie ptaki siewkowe, które straciły lęgi w wyniku majowego zrzutu wody przystąpiły w czerwcu i lipcu do lęgów zastępczych. Wyniki badań naukowych i właściwa interpretacja dostępnych danych z roku 2018 są spójne z poglądem, iż do powtórnych zniesień przystąpiła nie więcej niż połowa tych ptaków. Brak synchronizacji liczeń i znakowania ptaków związanych z konkretnymi lęgami uniemożliwiają ocenę, jak dalece przedstawione przez RDOŚ liczby lęgów zastępczych są zawyżone.

4. Czy lęgi zastępcze mogą być traktowane równoważnie z lęgami pierwszymi?

Porównując liczbę zniszczonych lęgów pierwszych z liczbą lęgów zastępczych (niezależnie od tego, że obie wielkości były błędnie oszacowane) RDOŚ przyjmuje milcząco, iż oba typy zniesień są biologicznie równocenne. Jako takie, lęgi zastępcze miałyby w pełni rekompensować straty populacyjne wynikające z zalanania lęgów pierwszych w końcu maja. Takie podejście jest nieuprawnione w świetle wiedzy biologicznej, z szeregu powodów omówionych niżej.

Po pierwsze, lęgi zastępcze są mniej produktywne niż lęgi pierwsze. Z jednego lęgu zastępczego produkowanych jest mniej piskląt niż z lęgu pierwszego. Składa się na to wiele charakterystyk lęgów zastępczych:

- mniejsza liczba jaj w lęgu (dla rybitw: Fasola i in. 2002; Bukaciński & Bukacińska 2015c);
- mniejsza wielkość składanych jaj (dla sieweczek: Chylarecki 2000); z mniejszych jaj wykluwają się mniejsze pisklęta, o mniejszych szansach przeżycia do lotności (Becker & Ludwigs 2004);
- mniejsza prawdopodobieństwo, iż z jaj wyklują się pisklęta, spowodowane większymi stratami w lęgach (dla rybitw: Pakanen i in. 2014);
- mniejsze prawdopodobieństwo, iż z jaj wyklują się pisklęta, spowodowane mniejszą zawartością lipidów w jajach (dla mew: Nager i in. 2000).

W warunkach krajowych, lęgi zakładane później są ekspozowane na większe ryzyko strat spowodowanych niepokojeniem przez ludzi, czy wręcz (nieświadomym) zdeptaniem gniazda. Lęgi gatunków docelowych są zakładane na piaszczystych wyspach i odsypiskach w korycie rzeki, chętnie odwiedzanych przez turystów nieświadomych, że na wyspach znajdują się naziemne gniazda ptaków. Presja turystyczna rośnie wraz z postępem sezonu lęgowego. Lęgi pierwsze, zakładane w połowie maja, mają większą szansę na doprowadzenie do lotności piskląt (40-50 dni po złożeniu pierwszego jaja) przed okresem wakacji szkolnych, kiedy ludzka penetracja siedlisk nadrzecznych jest największa. Natomiast lęgi zastępcze, składane później, mają okres wysiadywania jaj i wodenia piskląt w daleko większym stopniu nakładający się na okres podwyższonej presji ludzkiej wczesnym latem.

Ponadto, produkcja lęgów zastępczych jest kosztowna i obciąża rodziców dodatkowymi wydatkami energetycznymi w stosunku do kosztów produkcji samego tylko pierwszego zniesienia. Owocuje to zmniejszonymi szansami dożycia do kolejnego roku wśród samic, które złożyły dwa lęgi (pierwotny i zastępczy po jego stracie), w porównaniu do samic, które złożyły tylko jeden lęg. Takie zjawisko, znane pod ogólną nazwą "kosztu reprodukcji" (stanowiące przykład tzw. "odłożonych efektów"; *carry-over effects*; Harrison i in. 2011) opisywano dla wielu gatunków ptaków (Stearns 1992, Deerenberg 1996, Williams 2012, Weithman i in. 2017, Fokkema i wsp. 2018). Wykazano, że produkcja dodatkowych jaj była kosztowna wśród mew (Nager i in. 2001). Samice mew, które składały więcej jaj niż liczy pierwszy lęg, miały niższą przeżywalność do następnego roku, wykazywały też mniejsze zaangażowanie w karmienie piskląt (Nager i in. 2001). Można więc sądzić, że w przypadku mewy siwej ewentualne lęgi zastępcze były - w taki właśnie sposób - kosztowne dla ptaków. Wśród gatunków docelowych nie wykazano natomiast, by produkcja dodatkowych jaj (czyli jaj zniesienia zastępczego) była kosztowna u rybitw (Wendeln i in. 2000, Becker & Zhang 2010). Z drugiej strony, inne badania sugerują, że samice rybitw składające lęgi zastępcze mogą później słabiej karmić pisklęta (Heaney & Monaghan 1995). Nie ma informacji na temat kosztów składania jaj u sieweczki rzecznej, ale u blisko spokrewnionej sieweczki obrożnej samice, które składały dwa

zniesienia w sezonie lęgowym miały taką samą przeżywalność jak samice z jednym (pierwszym) zniesieniem (Chylarecki 2000).

Wszystkie opisane wyżej uwarunkowania sprawiają, że lęgi zastępcze w daleko mniejszym stopniu niż lęgi pierwsze przyczyniają się do utrzymania i wzrostu liczebności populacji ptaków siewkowych, przede wszystkim mew i być może rybitw. Wiodącym kryterium skutecznej ochrony populacji gatunków docelowych na obszarach Natura 2000 jest utrzymanie liczebności populacji (jeden z wyznaczników tzw. właściwego stanu ochrony). Z tego powodu nie można przyjmować, że lęgi zastępcze stanowią skuteczną biologicznie rekompensatę zniszczonych lęgów pierwszych i oceniać rozmiary strat w populacjach docelowych w oparciu o bilans lęgów pierwszych i lęgów zastępczych, jak to uczynił RDOŚ w Bydgoszczy.

Wnioski: lęgi zastępcze nie rekompensują straty lęgów pierwszych

U wszystkich gatunków docelowych lęgi zastępcze są mniej produktywne niż lęgi pierwotne. Z punktu widzenia możliwości odtwarzania liczebności populacji są one daleko mniej wartościowe niż lęgi pierwsze. Biorąc pod uwagę konieczność zachowania właściwego stanu ochrony gatunku nie można zatem - jak to uczynił RDOŚ - równoważnie traktować liczby lęgów pierwszych oraz liczby lęgów zastępczych.

5. Wnioski końcowe

- (1) Zestawione wyżej informacje wykazują, że przedstawione w decyzji RDOŚ z dnia 27 grudnia 2018 r. znak WSS.512.19.2018.BW.380 wnioskowanie sugerujące, że zrzut wody ze Zbiornika Włocławek nie spowodował pogorszenia właściwego stanu ochrony rybitw, mew i siewczek - jest oparte na błędnych danych i błędnych interpretacjach, znamionujących brak wiedzy zarówno o ekologii ptaków, jak i metodyce szacowania ich liczebności.
- (2) Faktyczna liczebność zniszczonych lęgów była około trzykrotnie wyższa niż przyjął RDOŚ (420 lęgów zamiast 138). Przedstawione modele wykazują, iż - w krótkiej skali czasowej obejmującej kilka kolejnych lat - ptaki corocznie gniazdują w podobnych liczebnościach w dogodnych miejscach, o ile nie zostały one drastycznie przekształcone. Przyjęcie tego faktu do wiadomości leży u podstaw zarządzania obszarami chronionymi w granicach sieci Natura 2000, w których aktualizacje stanu faktycznego zapisanego w tzw. Standardowych Formularzach Danych obszaru nie są przeprowadzane corocznie, lecz raz na 5-10 lat.
- (3) Wbrew interpretacji RDOŚ, nie wszystkie ptaki, które straciły lęgi w wyniku majowego wezbrania przystąpiły do lęgów zastępczych. Wręcz przeciwnie, wiedza biologiczna wskazuje, że nie więcej niż połowa samic, które straciły lęgi była w stanie przystąpić do lęgów zastępczych. Przedstawione przez RDOŚ dane o liczbie lęgów zastępczych znalezionych w czerwcu i lipcu są zawyżone poprzez szereg błędów metodycznych i nie dają podstaw do wiarygodnej oceny liczby samic, które złożyły lęgi uzupełniające po stracie lęgów majowych.

- (4) Lęgi zastępcze, złożone w najlepszym przypadku przez połowę ptaków, które ucierpiały w wyniku majowego zrzutu wody, nie rekompensują strat spowodowanych zniszczeniem lęgów pierwotnych. Udatność tych lęgów pozostaje nieznana, a dostępne dane naukowe wskazują na daleko niższą produktywność lęgów późnych niż lęgów pierwotnych. Samice, które przystąpiły do wymuszonych lęgów zastępczych mogą być narażone na obniżoną przeżywalność, lub mniejszą sprawność w opiece nad lęgami w późniejszych fazach ich rozwoju. Przede wszystkim jednak, należy przyjąć, iż około połowa samic nie przystępowała do zastępczych lęgów. Produktywność populacji w roku 2018 została więc dramatycznie zredukowana. Oznacza to pogorszenie właściwego stanu ochrony ptaków i szkodę w środowisku.

Literatura

- Amat J.A., Fraga R.M., Arroyo G.M. 1999. Replacement Clutches by Kentish Plovers. *Condor* 101:746–751.
- Arnold T.W. 1993. Factors affecting renesting in American Coots. *Condor* 95:273–281.
- Arnold T.W., DeVries J.H., Howerter D.W. 2010. Factors That Affect Renesting in Mallards (*Anas platyrhynchos*). *Auk* 127: 212–221
- Bates D., Maechler M., Bolker B., Walker S. 2015. Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software* 67: 1–48.
- Becker P.H., Ludwigs J.-D. 2004. *Sterna hirundo* Common Tern. *BWP Update* 6: 91–137.
- Becker P.H., Zhang H. 2010. Renesting of Common Terns *Sterna hirundo* in the life history perspective. *Journal of Ornithology* 152 (Supplement): S213–S225.
- Bukaciński D., Bukacińska M. 2015a. Kluczowe gatunki ptaków siewkowych na środkowej Wiśle: biologia, ekologia, ochrona i występowanie. T.1. Mewa siwa, *Larus canus*. Monografia. STOP, Warszawa.
- Bukaciński D., Bukacińska M. 2015b. Kluczowe gatunki ptaków siewkowych na środkowej Wiśle: biologia, ekologia, ochrona i występowanie. T.3. Rybitwa białoczelna, *Sternula albifrons*. Monografia. STOP, Warszawa.
- Bukaciński D., Bukacińska M. 2015c. Kluczowe gatunki ptaków siewkowych na środkowej Wiśle: biologia, ekologia, ochrona i występowanie. T.4. Rybitwa rzeczna, *Sterna hirundo*. Monografia. STOP, Warszawa.
- Bukaciński D., Bukacińska M. 2015d. Kluczowe gatunki ptaków siewkowych na środkowej Wiśle: biologia, ekologia, ochrona i występowanie. T.5. Sieweczka rzeczna, *Charadrius dubius*. Monografia. STOP, Warszawa.
- Chylarecki P. 2000. Zmienność komponentów wysiłku reprodukcyjnego samicy w populacji sieweczki obrożnej *Charadrius hiaticula*. Rozprawa doktorska, Instytut Ekologii PAN, Dziekanów Leśny.
- Chylarecki P. 2015a. Sieweczka obrożna *Charadrius hiaticula*. Ss. 230-234 w: Chylarecki P., Sikora A., Ceniań Z., Chodkiewicz T. (red.) *Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny. Wydanie drugie uzupełnione*. GIOŚ, Warszawa.
- Chylarecki P. 2015b. Rybitwa białoczelna *Sternula albifrons*. Ss. 307-311 w: Chylarecki P., Sikora A., Ceniań Z., Chodkiewicz T. (red.) *Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny. Wydanie drugie uzupełnione*. GIOŚ, Warszawa.
- Chylarecki P., Sikora A., Ceniań Z., Chodkiewicz T. (red.) 2015. *Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny. Wydanie drugie uzupełnione*. GIOŚ, Warszawa.
- Deerenberg C. 1996. *Parental energy and fitness costs in birds*. Ph.D. Thesis, Rijksuniversiteit Groningen.
- Etterson M.A., Bennett R.S., Kershner E.L., Walk J.W. 2009. Markov Chain Estimation of Avian Seasonal Fecundity. *Ecological Applications* 19:622–630.
- Fasola M., Sanchez Guzman J.M., Roselaar C.S. 2002. *Sterna albifrons* Little Tern. *BWP Update* 4: 89-114.

- Fokkema R.W., Ubels R., Both C., de Felici L., Tinbergen J.M. 2018. Reproductive effort and future parental competitive ability: A nest box removal experiment. *Ecology and Evolution* 8: 8865-8879.
- Grand J. B., Flint P.L. 1996. Renesting ecology of Northern Pintails on the Yukon-Kuskokwim Delta, Alaska. *Condor* 98: 820–824.
- Harrison X. A., Blount J.D., Inger R., Norris D.R., Bearhop S. 2011. Carry-over Effects as Drivers of Fitness Differences in Animals. *Journal of Animal Ecology* 80: 4–18.
- Hays H., Lecroy M. 1971. Field criteria for determining incubation stage in eggs of the Common Tern. *Wilson Bulletin* 83: 425–429.
- Heaney V., Monaghan P. 1995. A Within-Clutch Trade-off between Egg Production and Rearing in Birds. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences* 261: 361–365.
- Hipfner J. M., Gaston A.J., Martin D.L., Jones I.L. 1999. Seasonal declines in replacement egg-layings in a long-lived, Arctic seabird: Costs of late breeding or variation in female quality? *Journal of Animal Ecology* 68: 988–998.
- Liebezeit J.R., Smith P.A., Lanctot R.B., Schekkerman H., Tulp I., Kendall S.J., Tracy D.M., Rodrigues R.J., Møltøfte H., Robinson J.A., Gratto-Trevor C., McCaffery B.J., Morse J., Zack S.W. 2007. Assessing the Development of Shorebird Eggs Using the Flotation Method: Species-Specific and Generalized Regression Models. *Condor* 109: 32–47.
- Nager R.G., Monaghan P., Houston D.C. 2000. Within-Clutch Trade-Offs between the Number and Quality of Eggs. *Ecology* 81: 1339–1350.
- Nager R.G., Monaghan P., Houston D.C. 2001. The Cost of Egg Production: Increased Egg Production Reduces Future Fitness in Gulls. *Journal of Avian Biology* 32: 159–166.
- Nakagawa S., Schielzeth H. 2010. Repeatability for Gaussian and non-Gaussian data: a practical guide for biologists. *Biological Reviews* 85: 935–956.
- Nakagawa S., Schielzeth H. 2013. A general and simple method for obtaining R^2 from generalized linear mixed-effects models. *Methods in Ecology and Evolution* 4: 133–142.
- Pakanen V.-M., Hongell H., Aikio S., Koivula K. 2014. Little Tern breeding success in artificial and natural habitats: modelling population growth under uncertain vital rates. *Population Ecology* 56: 581–591.
- R Core Team 2019. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <<https://www.R-project.org/>>.
- Schmidt R. 1981. Umsiedlung eines Brutpaares der Zweigseeschwalbe (*Sterna albifrons*) über die Distanz von 150 km innerhalb einer Brutsaison. *Falke* 28: 204–204.
- Stearns S.C. 1992. *The Evolution of Life Histories*. Oxford University Press, Oxford.
- Weithman C., Gibson D., Hunt K., Friedrich M., Fraser J., Karpanty S., Catlin D. 2017. Senescence and Carryover Effects of Reproductive Performance Influence Migration, Condition, and Breeding Propensity in a Small Shorebird. *Ecology and Evolution* 7: 11044–1056.
- Wendeln H., Becker P.H., González-Solís J. 2000. Parental care of replacement clutches in Common Terns (*Sterna hirundo*). *Behavioral Ecology and Sociobiology* 47: 382–392.
- Williams T.D. 2012. *Physiological Adaptations for Breeding in Birds*. Princeton University Press, Princeton.
- Zuur A.F., Hilbe J.M., Ieno E.N. 2013. *A Beginners Guide to GLM and GLMM with R. A frequentist and Bayesian perspective for ecologists*. Highland Statistics Ltd., Newburgh.



Dodatek 1

A1. Metody statystycznej analizy danych

A1.1. Modele liczebności

Dla każdego spośród czterech gatunków docelowych, liczebność dla 26 odcinków 10-kilometrowych w latach 2015, 2016 i 2018 była modelowana jako funkcja dwóch zmiennych (predyktorów): roku badań oraz odcinka rzeki. Zmienna zależna miała charakter zliczeń (*count data*), więc przyjęto, że ma ona rozkład Poissona, a funkcja wiążąca jest funkcją logarymiczną. Zależności te opisywał dopasowany do danych uogólniony mieszały model liniowy (GLMM) o strukturze:

$$Liczenie_{t,k} \sim \text{Poisson}(L_{t,k})$$

$$\log(L_{t,k}) = \eta_{t,k}$$

$$\eta_{t,k} = \text{efekt roku}_t + \text{efekt odcinka}_k$$

$$\text{efekt odcinka}_k \sim \text{Normal}(0, \sigma_k)$$

gdzie $Liczenie_{t,k}$ oznacza wynik liczenia lęgów w roku t na odcinku k . Tak definiowana liczba lęgów stwierdzonych podczas kontroli jest zmienną losową o rozkładzie Poissona ze średnią wartością $L_{t,k}$ wyznaczającą oczekiwaną liczbę lęgów na danym odcinku w danym roku. Wartość logarytmu średniej liczby lęgów była liniową funkcją efektu roku t oraz efektu odcinka k , kwantyfikującego trwałe zróżnicowanie odcinków pod względem liczebności gatunku docelowego.

Efekt roku, traktowanego jako zmienna jakościowa, był efektem ustalonym (*fixed effect*), natomiast efekt odcinka był traktowany jako czynnik losowy (*random effect*). Modele gatunkowe były dopasowane z użyciem pakietu "lme4" (Bates i in. 2015) w środowisku obliczeniowym R (R Core Team 2019). Żaden z dopasowanych modeli nie wykazywał nadmierowej dyspersji (*overdispersion*; Zuur i in. 2013), tzn. współczynnik c dla żadnego z modeli nie przekraczał 1.96.

Opisany wyżej model, dopasowany osobno dla każdego z czterech gatunków docelowych, posłużył do: (a) oszacowania powtarzalności liczebności ptaków w kolejnych latach, oraz (b) predykcji liczebności ptaków gniazdujących w końcu maja 2018 r. na odcinkach nie skontrolowanych przed zrzutem wody.

A1.2. Powtarzalność liczebności w kolejnych latach

Powtarzalność (*repeatability*) znana też pod nazwą współczynnika korelacji wewnątrzklasowej (ICC, *intraclass correlation coefficient*), jest parametrem statystycznym (Nakagawa & Schielzeth 2010), którego wartość zawiera się w przedziale od 0 do 1 (lub 0-100%). Jest ona interpretowana jako proporcja całkowitej zmienności liczby ptaków w próbie (tu: na poszczególnych odcinkach, w kolejnych latach badań), która wynika z trwałego (utrzymującego się w kolejnych latach) zróżnicowania poszczególnych odcinków. Wysoka powtarzalność liczebności poszczególnych gatunków ptaków w kolejnych latach pozwala na wiarygodne oszacowanie liczebności ptaków dla odcinków, dla których w danym roku nie wykonano liczeń (brakujące dane). Dla potrzeb niniejszego opracowania powtarzalność była oszacowana na podstawie danych z lat 2015 i 2016, jako

współczynnik korelacji wewnątrzgrupowej dla grup zdefiniowanych jako poszczególne odcinki rzeki w każdym modelu gatunkowym. Obliczenia wykonano z użyciem pakietu "rptR" (Stoffel i in. 2017) w środowisku R.

A1. 3. Predykcja liczebności w roku 2018

Dla potrzeb predykcji, model ten był dopasowany do danych z lat 2015, 2016 i 2018. Dla lat 2015 i 2016 liczebności ptaków były dostępne dla każdego z 26 odcinków 10-kilometrowych. Dla roku 2018, dane o liczebnościach ptaków były dostępne tylko dla 5 odcinków (z największymi koloniami w latach ubiegłych), natomiast dla pozostałych 21 odcinków dane były traktowane jako dane brakujące (*missing data*). Te właśnie brakujące dane zostały oszacowane przy wykorzystaniu funkcji `predict()` w pakiecie "lme4" (Bates i in. 2015). Funkcja ta pozwala oszacować - w oparciu o dopasowane w modelu wzorce - oczekiwane wartości liczebności dla każdego odcinka, w każdym z trzech lat badań. Podstawowym przedmiotem zainteresowania były tu oszacowania liczebności dla nieskontrolowanych w 2018 roku odcinków. Natomiast przewidywane przez model oszacowania dla odcinków kontrolowanych w latach 2015 i 2016 pozwalały sprawdzić - poprzez porównanie z liczebnościami faktycznie wtedy stwierdzanymi, jak dobrze model spisywał się jako narzędzie predykcji (tzw. walidacja modelu).

Tabela A1. Współczynniki modeli GLMM użytych do predykcji liczebności gatunków docelowych w maju 2018 r. Modele dopasowane do danych z 26 odcinków w 2015, 26 odcinków w 2016 oraz 5 odcinków w 2018. Dla każdego czynnika ustalonego podano wartość oszacowania współczynnika regresji (*beta*), błąd standardowy tego oszacowania (*SE*), wartość statystyki testowej *Z* oraz *p*-wartość (*P*). Dla czynników losowych (odcinków) podano jedynie wartość odchylenia standardowego (w nawiasie). Każdy model miał *df*=53 stopnie swobody.

Czynnik	Beta	SE (beta)	Z	P
Sieweczka rzeczna				
Wyraz wolny	1.3629	0.2078	6.560	<0.0001
Rok 2016	0.1209	0.1143	1.058	0.2900
Rok 2018	-0.5244	0.2450	-2.141	0.0323
(Odcinek)	(0.9127)			
Mewa siwa				
Wyraz wolny	-9.6908	3.1745	-3.053	0.0023
Rok 2016	0.3023	0.3199	0.945	0.3446
Rok 2018	0.0956	0.3723	0.257	0.7974
(Odcinek)	(10.640)			
Rybitwa białoczelna				
Wyraz wolny	-0.3404	0.5109	-0.666	0.5053
Rok 2016	0.3102	0.1500	2.067	0.0387
Rok 2018	0.1146	0.1970	0.582	0.5608
(Odcinek)	(2.036)			
Rybitwa rzeczna				
Wyraz wolny	1.1321	0.3103	3.648	0.0003
Rok 2016	-0.0305	0.0996	-0.306	0.7597
Rok 2018	0.1417	0.1489	0.951	0.3415
(Odcinek)	(1.453)			