



Ekologia rozrodu i liczebność mewy białogłowej *Larus cachinnans* na Zbiorniku Mietkowskim w latach 2019–2020

Marcin Przymencki¹, Klaudia Litwiniak¹, Magdalena Zagalska-Neubauer²,
Grzegorz Neubauer³

¹ Poleska 37/17, 51-354 Wrocław, marcin.przymencki@wp.pl, kklitwiniak@gmail.com

² Zakład Ekologii Behawioralnej, Uniwersytet Wrocławski, Sienkiewicza 21, 50-335 Wrocław, urticulla@gmail.com

³ Pracownia Biologii Lasu, Uniwersytet Wrocławski, Sienkiewicza 21, 50-335 Wrocław, grzegorz.neubauer@uwr.edu.pl

Abstrakt: Mewa białogłowa *Larus cachinnans* jest gatunkiem dużej mewy zwiększającym zasięg i liczebność w Europie. W Polsce jest lęgowa od początku lat 1980., a aktualna liczebność w kraju szacowana jest na 3000–3500 par lęgowych i wciąż rośnie. Mimo rosnącego rozpowszechnienia w Europie, gatunek ten nie doczekał się szczegółowego opisu ekologii rozrodu na nowo skolonizowanych obszarach, a wiele aspektów jego biologii wciąż pozostaje niepoznanych. W latach 2019–2020 badano ekologię rozrodu mewy białogłowej na Zbiorniku Mietkowskim (woj. dolnośląskie). W roku 2019 stwierdzono gniazdowanie co najmniej 260 par, a w 2020 – co najmniej 190 par. Najwcześniejsze lęgi były rozpoczynane w pierwszej dekadzie kwietnia, a większość par przystępowała do rozrodu między 3. a 7. dniem tego miesiąca. Wymiary gniazd (mediany) z obu lat badań wyniosły: średnica zewnętrzna – 47 cm, średnica wewnętrzna – 23 cm, wysokość – 7 cm, głębokość czary – 7 cm. Średnia objętość pierwszego jaja w lęgu (A) w obu latach badań wyniosła 84,4 cm³, jaja B – 82,3 cm³, a jaja C – 76,6 cm³. Wymiary i objętość jaj miały tendencję malejącą wraz z datą przystąpienia do lęgu. W latach 2019–2020 średnia objętość pełnego lęgu wyniosła odpowiednio 241,2 oraz 245,2 cm³. Względna objętość jaja C wyniosła w tych latach odpowiednio 0,91 i 0,93 średniej wielkości dwóch pierwszych jaj. W obydwu badanych latach stwierdzono stratę 15,5–15,9% jaj w 25,6–32,1% lęgów, a średnio wykluwało się 2,43–2,48 piskląt na parę przystępującą do lęgu. W 2019 roku dzienna przeżywalność piskląt wyniosła ~0,95, a szansa, że piskląt dożyje do 22. dnia życia ~0,36 (obliczenia te dotyczą okresu zanim rozpoczęło się zatapanie kolonii przez gwałtowny wzrost poziomu wody w zbiorniku w wyniku opadów deszczu). Zatapanie kolonii po 17.05 spowodowało śmierć ponad 90% piskląt. W 2020 roku przeżywalność piskląt była niższa i bardziej zmienna niż rok wcześniej, a szansa przeżycia do 17. dnia po wykluciu (okres, dla którego możliwe było obliczenie skumulowanej przeżywalności był krótszy niż w 2019, ponieważ żadne z najwcześniejszych w sezonie obrączkowanych piskląt nie zostało później odnalezione ponownie) wynosiła jedynie ~0,23. Wybrane parametry ekologii rozrodu porównano do wyników uzyskanych w innych koloniach w Polsce i Ukrainie.

Słowa kluczowe: mewa białogłowa, *Larus cachinnans*, ekologia rozrodu, liczebność, Zbiornik Mietkowski

Reproductive ecology and abundance of the Caspian Gull *Larus cachinnans* at Mietków Reservoir in 2019–2020.

Abstract: The Caspian Gull *Larus cachinnans* is a large gull species, which expands its breeding area in Europe and increases in numbers. The first Polish breeding records of the species come from the early 1980s, and its current population is estimated at 3000–3500 breeding pairs. Despite its widespread occurrence on the continent, the species reproductive ecology has not been well described, and many aspects of its biology still remain unknown. In 2019–2020 we studied the breeding ecology of the Caspian Gull at Mietków Reservoir (Lower Silesia). We recorded a minimum of 260 breeding pairs in 2019 and at least 190 pairs in 2020. Birds started nesting in the first decade of April. Dimensions of nests (medians) were as follows: outer diameter – 47 cm, inner diameter – 23 cm, height – 7 cm, depth – 7 cm. Mean volume of the first eggs, called A-eggs was 84.4 cm³, B-eggs – 82.3 cm³ and C-eggs – 76.6 cm³. Length, width and volume of eggs tended to decrease with the increasing laying date. The full clutch volume was 241.2 cm³ and 245.2 cm³ in 2019 and 2020, respectively. Relative volumes of C-egg in clutches constituted 0.91 and 0.93 of the mean volume of A- and B-eggs in the two study years, respectively. In both study years 15.5–15.9% of eggs from 25.6–32.1% of clutches were lost, and 2.43–2.48 chicks per a breeding pair hatched. In 2019 the daily chick survival rate was estimated at ~0.95, while the probability of the nestling survival until the age of 22 days after hatching was ~0.36 (before the flooding of the colony due to heavy rainfall). The second (after 17 May) flooding of the colony resulted in the death of more than 90% of nestlings. In 2020 the survival rate of the young was lower and more variable than the year before, and the probability of survival until the 17th day of life was only ~0.23. We compare our data with the results obtained in other colonies in Poland and Ukraine.

Keywords: Caspian Gull, *Larus cachinnans*, breeding ecology, abundance, Mietków Reservoir

Mewa białogłowa *Larus cachinnans* jest gatunkiem dużej mewy wchodzącym w skład kompleksu mewy srebrzystej *L. argentatus*. Jest obecnie uznawana za gatunek monotypowy (Gill et al. 2021). Pierwotny areal lęgowy tego gatunku obejmuje baseny mórz Kaspijskiego i Azowskiego. W połowie ubiegłego wieku mewa białogłowa rozpoczęła ekspansję w kierunku północnym i zachodnim, a kolonizowanie nowych obszarów trwa do dziś (Panov & Monzиков 1999, Tomiałojć & Stawarczyk 2003, Skórka et al. 2005, Neubauer et al. 2006, Litwiniak et al. 2021). W Polsce gatunek ten gniazduje od początku lat 1980. (Bukaciński et al. 1989). Najliczniej na południu kraju, zwykle kolonijnie, głównie w pobliżu wód, choć legi stwierdza się także na dachach budynków, w tym w miastach (Rapczyński et al. 2021). W latach 2013–2018 krajową populację oceniono na 2000–3000 par lęgowych (Chodkiewicz et al. 2019), a w roku 2019 na 3000–3500 par (Litwiniak et al. 2021).

Ze względu na niedawną kolonizację środkowej Europy, brakuje prac szczegółowo charakteryzujących biologię i ekologię lęgową tego gatunku na nowo skolonizowanych obszarach. Istniejące rosyjskojęzyczne publikacje dotyczą głównie biologii lęgowej mew z ich pierwotnego obszaru lęgowego (np. Dubinina et al. 2016, Gavrilyuk & Ilukha 2018). Elementy ekologii rozrodu mewy białogłowej na obszarze Polski badane były w koloniach mieszanych, w kontekście hybrydyzacji z mewą srebrzystą (Neubauer 2005, Skórka et al. 2005, Neubauer & Zagalska-Neubauer 2006, Neubauer et al. 2006, Betleja et al. 2007, Gay et al. 2007, Neubauer et al. 2007, Skórka & Wójcik 2008, Neubauer et al. 2009, Gwiazda et al. 2011, Skórka et al. 2012, Zagalska-Neubauer & Neubauer 2012, Gwiazda et al. 2015). Jedynie pojedyncze prace dotyczące dużych mew na południu Polski dotyczą ich pierwszych lęgów (Pola et al. 1998), liczebności i składu gatunkowego kolonii (Faber et al. 2001, Neubauer et al. 2006, Orłowski & Kołodziejczyk 2014), ale aspekty ekologii lęgowej mew białogłowych były poruszane sporadycznie (np. Gwiazda et al. 2015).

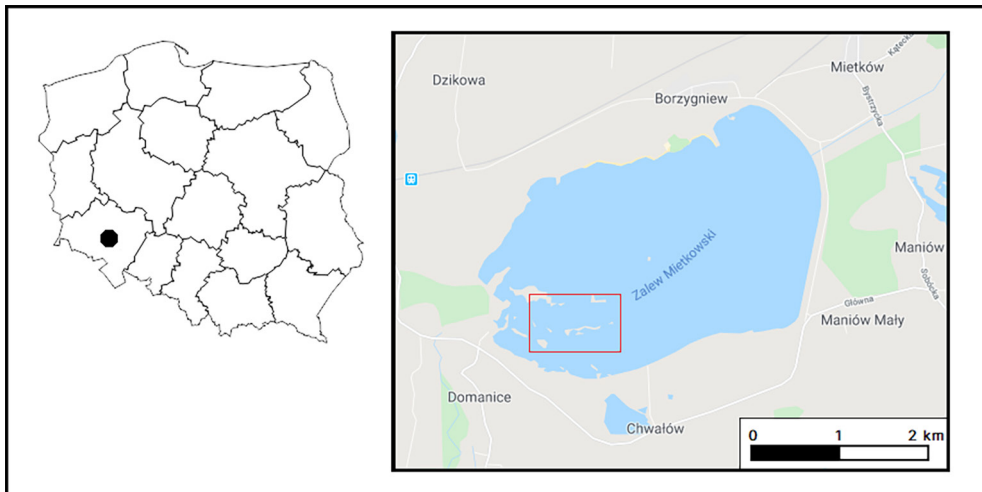
Niniejsza praca ma na celu zaktualizowanie danych o liczebności mewy białogłowej na Zbiorniku Mietkowskim, gdzie gniazduje 5,4–8,8% krajowej populacji tego gatunku, a także wypełnienie luki dotyczącej wybranych aspektów ekologii rozrodu mewy białogłowej w jednogatunkowej kolonii leżącej w obszarze zwartego zasięgu gatunku w Polsce.

Teren badań

Kolonia mew białogłowych zlokalizowana jest na Zbiorniku Mietkowskim (rys. 1), który położony jest w Dolinie Bystrzycy na Przedgórzu Sudeckim (Kondracki 2002). Zbiornik powstał w roku 1986 w wyniku przegrodzenia doliny rzeki Bystrzycy (lewostronny dopływ Odry) wybetonowaną zaporą ziemną i zajmuje powierzchnię ok. 9,29 km². Oprócz retencjonowania wody, zbiornik skutecznie redukuje fale powodziowe (Kosierb 2007) oraz zasila Odrę w okresach niskich stanów wód (Dyrcz et al. 1998). Z dna zbiornika wydobywane jest kruszywo. W roku 2007 na obszarze zbiornika wyznaczono Obszar Specjalnej Ochrony Ptaków Zbiornik Mietkowski (PLB020004) o powierzchni 1193,9 ha. Przedmiotami ochrony na obszarze OSOP Zbiornik Mietkowski są: śmieszka *Chroicocephalus ridibundus*, mewa czarnogłowa *Ichthyaetus melanocephalus*, rybitwa rzeczna *Sterna hirundo*, rybitwa białoczelną *Sternula albifrons*, gęś zbożowa *Anser fabalis*, gęś białoczelną *A. albifrons*, ohar *Tadorna tadorna*, krzyżówka *Anas platyrhynchos*, płaskonos *Spatula clypeata* i kulik wielki *Numenius arquata* (Orłowski & Gębski 2010).

Obszar zbiornika jest intensywnie penetrowany przez ludzi przez większą część roku. Na brzegu znajduje się baza turystyczna z kąpieliskiem w Borzygniewie oraz funkcjonuje łowisko dla wędkarzy. Teren wokół zbiornika dzierżawiony jest przez koła łowieckie i odbywają się tu polowania na gęsi. Lustro wody zbiornika jest wykorzystywane do uprawiania sportów wodnych, m.in. windsurfingu, kitesurfingu czy kajakerstwa rekreacyjnego. Pomimo zakazu penetrowane przez wędkarzy są także wyspy, na których gniazdują ptaki.

Kolonia lęgowa mew ma charakter rozproszony i obejmuje zazwyczaj 8–11 wysp znajdujących się na zbiorniku. Wyspy są pozostałością po eksploatacji kruszywa. Znaj-



Rys. 1. Położenie kolonii lęgowej mewy białogłowej na Zbiorniku Mietkowskim
Fig. 1. Location of the Caspian Gull breeding colony at Mietków Reservoir

dują się one w różnym stadium sukcesji, żwirowe podłoże porośnięte jest roślinnością trawiastą, nawłocią *Solidago* sp., wierzbami *Salix* sp., niekiedy też olszami *Alnus* sp. Powierzchnia wysp zmienia się w zależności od poziomu lustra wody w zbiorniku. W roku 2020 powierzchnia wysp była większa niż w 2019 – z powodu niskiego stanu wody wiele wcześniej niedostępnych miejsc zostało odkrytych. Niektóre wyspy połączyły się, a obniżenia odsłonięte przez wodę stanowiły głównie muliste obszary nieporośnięte roślinnością. Takie miejsca nie były chętnie zajmowane w czasie lęgów.

Materiał i metody

Prace terenowe

Badania prowadzono od marca do czerwca w latach 2019 i 2020. Mewy białogłowe w obu latach badań gniazdowały na 8–9 wyspach o powierzchni od 5 do 4000 m². Do wysp dopłymano kajakiem pneumatycznym. Podczas wizyt w kolonii zwykle kontrolowano wszystkie wyspy. Łącznie wykonano 22 kontrole, w tym 11 w roku 2019 (2 kontrole z brzegu; daty kontroli: 28.03–01.06) i 11 w roku 2020 (1 kontrola z brzegu; daty kontroli: 02.04–11.06). Jedna kontrola trwała średnio 3–4 h. Prace wykonywał zwykle zespół dwuosobowy (MP i KL). Podczas kontroli ograniczano pobyt w kolonii do niezbędnego minimum w celu uniknięcia strat w lęgach związanych z niepokojeniem.

Prace terenowe w nietypowym 2019 roku prowadzone były do 1.06, jednak ich znaczne ograniczenie nastąpiło już 22.05. Z powodu obfitych opadów deszczu w zlewni Bystrzycy, w drugiej połowie maja zanotowano znaczne wahania poziomu lustra wody wynikające z celowej regulacji przepływu w zbiorniku. Wzrost poziomu wody w zbiorniku spowodował zatopienie prawie całej kolonii lęgowej na początku czerwca. Szacujemy, że stracie uległo ponad 90% lęgów i piskląt.

Obserwacje dorosłych ptaków przy gniazdach utrudniało ich położenie w gęstych zaroślach wierzbowych. Dlatego w trakcie wizyt w kolonii wykonywano zdjęcia latającym i przebywającym w pobliżu gniazd ptakom, a także obserwowano je za pomocą lornetki i lunety. Większość mew gniazdujących na Zbiorniku Mietkowskim stanowią osobniki o fenotypie mowy białogłowej, jednak co roku stwierdza się także pojedyncze osobniki o fenotypie mowy romańskiej *Larus michahellis* oraz mieszańce. Na 12 kontroli, w trakcie których oznaczano do gatunku losowo wybrane osobniki (N=137), tylko w dwóch przypadkach stwierdzono mewę romańską. W analizach uwzględniono lęgi mew białogłowych, co do których przynależności gatunkowej nie było wątpliwości, tj. ptaki wykazywały typowe cechy gatunku.

Pierwszym etapem prowadzonych badań było policzenie gniazd w kolonii. Gniazda liczono kontrolując wyspy pieszo i nanoszono ich lokalizację na mapę. Na wyspach gniazda policzono w trakcie pojedynczej kontroli, 25.04 w roku 2019 i 18.04 w 2020. Za ostateczną wielkość kolonii uznano najmniejszą liczbę gniazd stwierdzoną w sezonie (z dopiskiem „co najmniej”), ponieważ podczas późniejszych kontroli gniazd przybywało, ale nie można było jednoznacznie stwierdzić ich liczby z powodu braku oznakowania wszystkich gniazd. Jednocześnie w innych gniazdach występowały straty lęgów, co mogło powodować przystępowanie do lęgów powtarzanych.

W celu scharakteryzowania ekologii rozrodu kontrolowano i znakowano gniazda z pełnym zniesieniem, tj. z trzema jajami, na każdej z wysp (Graves et al. 1984, Reid 1987). Gniazda te stanowiły od 25% do 100% wszystkich gniazd na poszczególnych wyspach. Gniazda znakowano indywidualnie wykorzystując, w zależności od usytuowania

gniazda, unikalną kombinację kolorów lub numerację umieszczoną na stalowej tyczce bądź patyku przy gnieździe.

W jednym sezonie lęgowym (rok 2020) notowano sposób umiejscowienia gniazd na wyspach. Dla obu sezonów zebrano podstawowe dane pozwalające na scharakteryzowanie wielkości gniazd mew białogłowych. Średnica zewnętrzna, wewnętrzna, wysokość i głębokość czary gniazd były mierzone za pomocą linijki z dokładnością do 1 cm. Zebrano też dane jakościowe odnoszące się do typu wykorzystanego przez mewy budulca.

Każde jajo indywidualnie znakowano (kod zawierający numer gniazda i jaja, np. 1A, 1B, 1C, gdzie A – pierwsze zniesione jajo w lęgu, B – drugie, C – trzecie) markerem olejowym. Kolejność składania jaj w lęgu i przybliżoną datę klucia ustalono na podstawie metody zanurzeniowej (Wesołowski & Czapulak 1993, Neubauer 2005), a także na podstawie charakterystycznego dla ostatniego w lęgu jaja (jajo C) wzoru plam, tj. nieregularnego i wydłużonego wzoru ciemnej pigmentacji skupionego wokół tępego bieguna (Chamberlin 1977, Neubauer 2005). Wszystkie jaja w monitorowanych lęgach zostały zmierzone i zważone. Długość i szerokość jaj mierzono suwmiarką zegarową z dokładnością 0,1 mm, a pomiar masy wykonano za pomocą elektronicznej wagi jubilerskiej z dokładnością do 0,1 g. Jeśli w gnieździe w trakcie kontroli klucia nie stwierdzono jaj, skorup czy piskląt, wówczas taki lęg uznawano za stracony. W każdym lęgu określano liczbę wyklutych piskląt.

W celu przeanalizowania przeżywalności piskląt zostały one zaobrączkowane w dniu wyklucia lub dzień lub dwa po wykluciu. Do analiz nie włączono lęgów powtórzonych. W obu latach wykonano po 6 kontroli, podczas których obrączkowano pisklęta i poszukiwano piskląt wcześniej zaobrączkowanych – przypadły one na okres 25.04–17.05.2019 i 30.04–22.05.2020 (22 dni w obu latach). Łącznie zaobrączkowano 146 piskląt w roku 2019 i 103 pisklęta w roku 2020. Większość piskląt zaobrączkowano w 1.–3. dniu życia (dzień 1. to dzień, w którym pisklę wykuło się z jaja): 82% w 2019, 88% w 2020. Nieliczne pisklęta zaobrączkowano w starszym wieku, co wynikało z większych odstępów między kontrolami w drugiej połowie maja.

Opracowanie i analiza danych

Dane dotyczące wymiarów gniazd i wielkości zniesień testowano przy użyciu testu Shapiro-Wilka w celu sprawdzenia normalności rozkładów poszczególnych cech i przeanalizowano wykorzystując proste statystyki opisowe. Za pomocą testów t-Studenta, U Manna-Whitneya, Kruskala-Wallisa oraz analizy wariancji testowano hipotezy o istotności statystycznej różnic w przeciętnych wartościach cech między latami badań lub poszczególnymi wyspami. Do zbadania wybranych zależności użyto korelacji Spearmana oraz modelu liniowego. Wszystkie obliczenia wykonano w środowisku R wersja 3.1.2 (R Development Core Team 2019). Mapy wysp wykonano w programie QGIS (wersja 3.12).

Posłużono się dwoma parametrami odnoszącymi się do objętości jaj. Na podstawie rozmiarów jaj oszacowano ich objętość za pomocą wzoru (Harris 1964):

$$V = L \times B^2 \times 0,000476$$

gdzie V – objętość jaja, L – długość jaja, B – szerokość jaja. Obliczono pełną objętość lęgu sumując objętość wszystkich jaj w lęgu. Obliczono również względną objętość jaja C ze wzoru:

$$C_{rel} = C_{vol} / \frac{A_{vol} + B_{vol}}{2}$$

gdzie C_{rel} – względna objętość jaja C, C_{vol} – objętość jaja C, A_{vol} – objętość jaja A, B_{vol} – objętość jaja B.

Sukcesem klucza określono liczbę piskląt, które wykluły się w danym gnieździe. Oszacowaniem tego parametru dla kolonii była średnia liczba piskląt wyklułych w przeliczeniu na jedno gniazdo (parę przystępującą do rozrodu) oraz średnia liczba piskląt w przeliczeniu na gniazdo z sukcesem (tj. gniazdo, w którym wykluło się co najmniej jedno pisklę).

Do analizy przeżywalności piskląt skonstruowano historie stwierdzeń wszystkich oznakowanych osobników, składające się z jedynek i zer, gdzie pierwsza jedynka w historii oznacza zaobrączkowanie, a kolejne – odnalezienie żywego, wcześniej zaobrączkowanego pisklęcia w trakcie danej kontroli, a zera oznaczają nie odnalezienie go. Co najmniej jeden raz po zaobrączkowaniu odnaleziono 57% piskląt w 2019 i 41% w roku 2020. Do analiz włączono stwierdzenia piskląt do ich 22. dnia życia, ponieważ podczas późniejszych kontroli nie prowadzono obrączkowania, a poszukiwania zaobrączkowanych piskląt były mało skuteczne; wyniki tych kontroli pominięto w analizach. Do historii stwierdzeń dopasowano modele przeżywalności dla otwartej populacji, tzw. modele Cormacka-Jolly’ego-Sebera (Lebreton et al. 1992) w programie MARK 9.0 (White & Burnham 1999). Modele te szacują dwa parametry: prawdopodobieństwo, że żyjące pisklę zostanie odnalezione (p) oraz prawdopodobieństwo przeżycia (ϕ , skorygowane o p). Ponieważ nie wszystkie żywe pisklęta są odnajdowane podczas kolejnych kontroli (co oznacza, że $p < 1$), prawdopodobieństwo przeżycia obliczone bez uwzględnienia p jest zaniżone – modele przeżywalności służą lepszemu oszacowaniu prawdopodobieństwa przeżycia poprzez uwzględnienie tego faktu. Zróżnicowane odstępy czasu między kolejnymi kontrolami uwzględniono w specyfikacji modeli (liczba dni między daną a kolejną kontrolą), dzięki czemu szacowały one dzienne prawdopodobieństwo przeżycia; nie było możliwe jednoczesne uwzględnienie w modelu przeżywalności zależnej od wieku piskląt. Do danych zebranych w latach 2019 i 2020 dopasowano zestaw tych samych 4 modeli (tab. 2), zakładających stałe (niezależne od kontroli) parametry ϕ i p { ϕ , p }, oraz ich wersje, w których jeden lub oba parametry były zależne od kontroli { modele z ϕ_t lub p_t }. Test dobroci dopasowania oparto na modelach globalnych z użyciem techniki bootstrap w programie MARK (White & Burnham 1999). Dane z roku 2019 nie wykazywały nadmiarowej zmienności (naddyspersji, mierzonej jako obserwowane \hat{c} / średnie \hat{c} z 1000 symulacji), natomiast dane z roku 2020 charakteryzowały się znaczną naddyspersją, dlatego skorygowano wartości \hat{c} (obserwowane \hat{c} / średnie \hat{c} = 5,42), umożliwiając bardziej realistyczne oszacowanie wariancji parametrów. Ranking modeli utworzono w oparciu o kryterium AICc (2019) lub QAICc (2020, z uwzględnieniem poprawki) (Hurvich & Tsai 1989). Parametry dla modeli o najwyższym poparciu dla każdego roku oszacowano następnie stosując procedurę Markov Chain Monte Carlo (MCMC) w programie MARK (Cooch & White 2012) i te wyniki zaprezentowano w pracy. Oszacowania parametrów zreferowano jako średnie \pm SD z rozkładów *a posteriori* wraz z 95% przedziałem najwyższej gęstości prawdopodobieństwa (dalej 95% HPD). Procedura MCMC generuje bardziej wiarygodne oszacowania parametrów niż podejście tradycyjne (metoda największej wiarygodności) w przypadku danych CMR z niewielką liczbą oznakowanych osobników lub/i ponownych stwierdzeń, kiedy parametry osiągają wartości graniczne (np. 1,0), a ich wariancje są niewłaściwie oszacowane. Model

w podejściu MCMC obliczono z użyciem trzech symulacji – łańcuchów Markowa, każdy z 50 000 iteracji (w tym 10 000 okresu wyżarzania). Konwergencja łańcuchów była zadowalająca (wszystkie wartości statystyki Gelmana-Rubina, $\hat{R} \leq 1.05$). Skumulowane prawdopodobieństwo przeżycia (szansa, że osobnik dożyje do określonego wieku), będące iloczynem prawdopodobieństw cząstkowych – w tym przypadku dziennych, uzyskano z użyciem symulacji, korzystając z oszacowań średnich i wariacji parametrów w podejściu MCMC. Dla roku 2019 obliczenia przeprowadzono dla pierwszych 22 dni życia piskląt, a dla 2020 roku – dla 17 dni, ponieważ żadne z piskląt obrączkowanych podczas najwcześniejszej kontroli nie zostało stwierdzone ponownie.

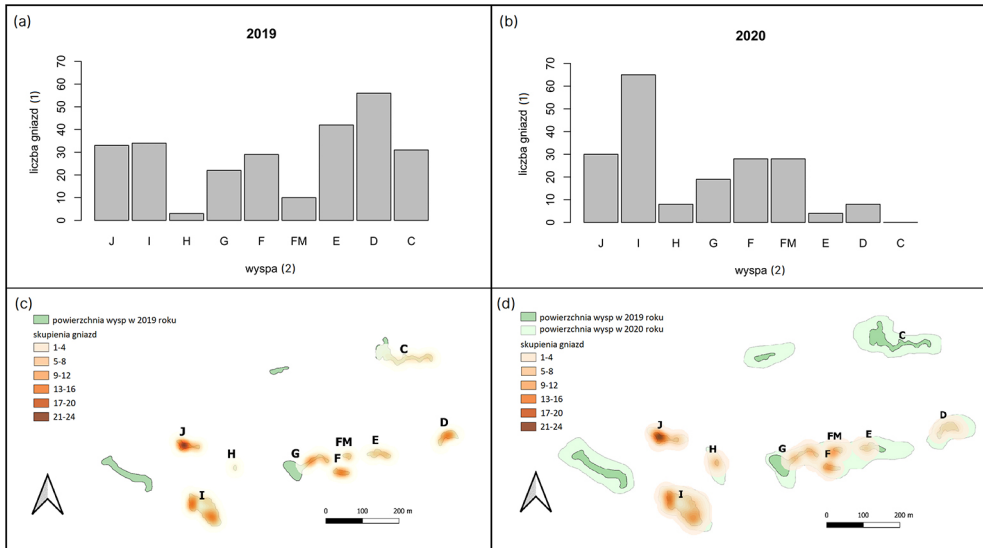
Wyniki

Liczebność i rozmieszczenie par w kolonii

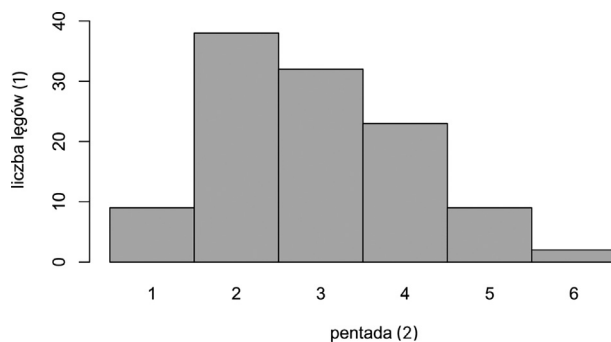
W roku 2019 w kolonii lęgowej na Zbiorniku Mietkowskim gniazdowało co najmniej 260 par mewy białogłowej, a w 2020 – co najmniej 190 par. Mewy gniazdowały na 9 różnych wyspach w pierwszym roku badań i na 8 wyspach w drugim roku badań (rys. 2). Ptaki zasiedliły te same wyspy w obu latach badań.

Fenologia lęgów

Terminy przystępowania do lęgów w obu latach badań były zbliżone. Okres składania pierwszego jaja trwał od 29.03 do 25.04 w roku 2019 (N=62) i od 30.03 do 17.04 w roku 2020 (N=51). Szczyt zniesień w roku 2019 przypadł na 10.04, a w roku 2020 na 7.04. Najwięcej lęgów zostało rozpoczętych między 3 a 7 kwietnia (rys. 3).



Rys. 2. Liczebność i rozmieszczenie gniazd na poszczególnych wyspach w 2019 (a i c) i 2020 (b i d) roku **Fig. 2.** Numbers and distribution of Caspian Gull nests on the islands at Mietków Reservoir in 2019 (a and c) and 2020 (b and d). (1) – number of nests, (2) – island



Rys. 3. Fenologia gniazdowania mewy białogłowej – liczba analizowanych legów rozpoczętych w kolejnych pentadach (okresy pięciodniowe) w obu latach badań łącznie. Oznaczenia pentad: 1 – 29.03–02.04; 2 – 03.04–07.04; 3 – 08.04–12.04; 4 – 13.04–17.04; 5 – 18.04–22.04; 6 – 23.04–27.04

Fig. 3. Breeding phenology of the Caspian Gull at Mietków Reservoir – numbers of clutches initiated in subsequent pentads (5-day periods) in both study years. Pentads: 1 – 29 March–2 April, 2 – 3–7 April, 3 – 8–12 April, 4 – 13–17 April, 5 – 18–22 April, 6 – 23–27 April. (1) – number of broods, (2) – pentad

Gniazda i charakterystyka miejsc gniazdowych

Mewy białogłowe budowały gniazda zwykle przy pniach drzew, konarach, wśród traw lub młodych wierzb. W roku, w którym gromadzono tego typu dane (2020) 11,8% gniazd nie znajdowało się przy żadnym elemencie roślinnym – były one zlokalizowane na otwartej przestrzeni. Gniazda składały się głównie z wysuszonych traw, miękkich gałązek i wyschniętego mułu. W wyściółce znajdowano zwykle pióra i liście, ale także sznurki, plastikowe elementy czy żyłkę wędkarską. Łącznie zmierzono 115 gniazd (64 w 2019, 51 w 2020, tab. 1). Średnica zewnętrzna gniazd nie różniła się istotnie między latami badań (test U Manna-Whitneya, $Z=1763$; $P=0,43$), podobnie jak głębokość czary ($Z=1691$; $P=0,73$). Natomiast zarówno średnica wewnętrzna ($Z=831$; $P<0,001$), jak i wysokość gniazd ($Z=2686,5$; $P<0,001$) były istotnie różne: średnica wewnętrzna była większa w roku 2020, a gniazda były wyższe w roku 2019. Dodatkowo, w roku 2020, przeciętna głębokość czary była większa niż przeciętna wysokość gniazda.

Wymiary jaj

Niemal wszystkie wymiary jaj (oprócz szerokości jaja B i szerokości jaja C) były większe w roku 2020 niż w 2019. Istotnie statystycznie różnice między latami zanotowano dla długości jaja A, masy jaja A, długości jaja B i masy jaja C (tab. 3). Objętość pełnego legu

Tabela 1. Wymiary gniazd mew białogłowych w latach 2019–2020. Wszystkie wymiary w cm

Table 1. Dimensions of the Caspian gull nests at Mietków Reservoir in 2019–2020 (in cm). (1) – parameter, (2) – outer diameter, (3) – inner diameter, (4) – height, (5) – depth of the cup, (6) – median, (7) – min-max range

Wymiary gniazd [cm] (1)	2019		2020	
	mediana (6)	zakres (7)	mediana (6)	zakres (7)
Średnica zewnętrzna (2)	47	39–46	47	37–59
Średnica wewnętrzna (3)	22	20–26	24	21–29
Wysokość (4)	9	3–19	6	1–11
Głębokość czary (5)	7	4–9	7	4–10

wyniosła 241,2 cm³ (SD=16,3) w roku 2019 oraz 245,2 cm³ (SD=19,2) w 2020 ($t_{96} = -1,54, P=0,22$). W obu sezonach widoczna była tendencja do zmniejszania się trzech parametrów wielkości jaj (długość, szerokość, objętość) wraz z upływem sezonu (rys. 4) – im późniejszy termin przystąpienia do lęgu, tym mniejsze były jaja. Nie zanotowano wzrostu masy jaj wraz z upływem sezonu. Względna objętość jaja C (względem średniej objętości jaj A i B) wyniosła 0,93 (SD=0,06) w roku 2019 oraz 0,91 (SD=0,06) w roku 2020. Wartość ta była stabilna w ciągu sezonu ($r=0,008; P=0,94$) i nie różniła się istotnie między latami badań (test Kruskal-Wallisa, $H=0,57; df=1; P=0,45$). Największe warto-

Tabela 2. Wymiary poszczególnych jaj (A, B, C) w zniesieniach mew białogłowych na Zbiorniku Mietkowskim w latach 2019–2020. SD – odchylenie standardowe

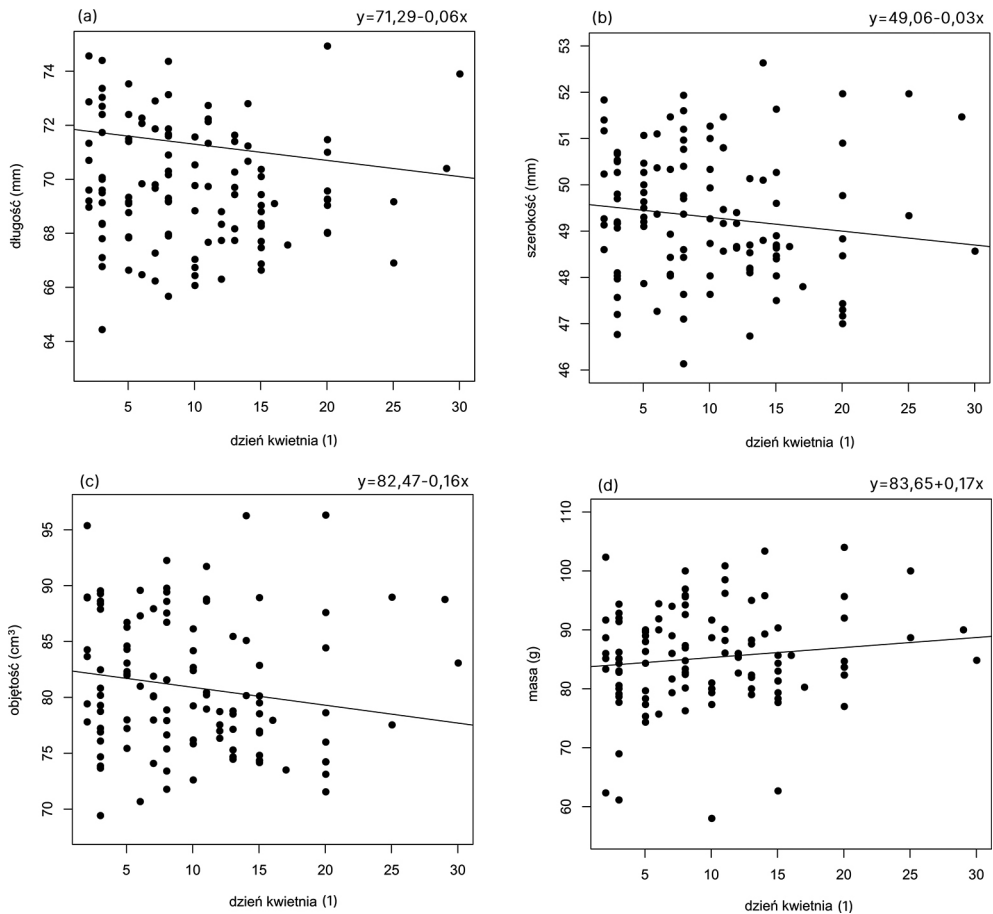
Table 2. Eggs dimensions of particular eggs (A, B, C) in clutches of Caspian Gulls at Mietków Reservoir in 2019–2020. (1) – eggs parameters, (2) – length, (3) – breadth, (4) – volume, (5) – mass, (6) – mean \pm standard deviation (min-max), (7) – differences between years (Student t-test: t_{df} – statistic with degrees of freedom, P – probability)

Parametry jaj (1)	Średnia \pm SD (min-max) (6)		Różnice między latami (test t-Studenta) (7)
	2019 (N=73)	2020 (N=51)	
A długość [mm] (2)	70,2 \pm 2,4 (66,4–75,5)	71,5 \pm 2,9 (65,1–78,5)	$t_{94} = -2,68, P=0,009$
szerokość [mm] (3)	49,8 \pm 1,4 (47,0–53,1)	50,1 \pm 1,8 (46,1–53,6)	$t_{93} = -0,77, P=0,44$
objętość [cm ³] (4)	83,1 \pm 5,8 (74,5–104,0)	85,6 \pm 8,0 (69,8–106,3)	$t_{86} = -1,88, P=0,06$
masa [g] (5)	87,4 \pm 6,7 (75,0–96,8)	90,5 \pm 8,7 (72,3–112,5)	$t_{87} = -2,10, P=0,04$
B długość [mm]	69,7 \pm 2,6 (62,6–75,6)	70,7 \pm 2,7 (63,8–76,9)	$t_{105} = -2,20, P=0,03$
szerokość [mm]	49,6 \pm 1,4 (47,0–52,4)	49,6 \pm 1,5 (46,1–53,2)	$t_{103} = 0,23, P=0,77$
objętość [cm ³]	81,8 \pm 6,1 (68,7–97,4)	82,8 \pm 6,1 (67,7–98,6)	$t_{107} = -0,87, P=0,39$
masa [g]	86,1 \pm 7,1 (61,0–106,0)	88,5 \pm 7,3 (67,4–106,0)	$t_{106} = -1,85, P=0,07$
C długość [mm]	68,0 \pm 2,5 (63,9–76,4)	68,7 \pm 2,7 (63,7–74,3)	$t_{103} = -1,53, P=0,13$
szerokość [mm]	48,5 \pm 1,5 (45,7–52,0)	48,4 \pm 1,7 (43,8–51,5)	$t_{101} = 0,27, P=0,79$
objętość [cm ³]	76,3 \pm 6,6 (66,5–96,3)	76,9 \pm 7,2 (60,5–93,4)	$t_{101} = -0,48, P=0,63$
masa [g]	81,2 \pm 7,4 (61,0–109,0)	84,3 \pm 8,0 (67,2–100,4)	$t_{103} = -2,18, p=0,03$

Tabela 3. Modele przeżywalności dopasowane do historii stwierdzeń piskląt mew białogłowych na Zbiorniku Mietkowskim w latach 2019–2020. Np – liczba parametrów modelu, AICc, QAICc – kryteria informacyjne (patrz Metody), ω – waga modelu. Modele uszeregowano od najprostszego do najbardziej złożonego, a te o najwyższym poparciu wyróżniono pogrubieniem

Table 3. Survival models fitted to the capture histories of Caspian Gulls chicks at the Mietków Reservoir in 2019–2020. Np – number of model parameters, AICc, QAICc – information criteria (see Methods), ω – model weight. Models are ranked from the simplest to the most complex, and those with the highest support are in bold

Model	Np	2019		2020	
		AICc	ω	QAICc	ω
{ ϕ, p }	2	302,43	0,387	46,16	0,108
{ ϕ, p_t }	6	302,10	0,457	47,25	0,062
{ ϕ_v, p }	6	307,13	0,037	42,40	0,705
{ ϕ_v, p_t }	10	304,79	0,119	45,86	0,125



Rys. 4. Parametry średnich wartości jaj w lęgu mewy białogłowej w stosunku do daty rozpoczęcia lęgu. Dane z obu lat badań przedstawiono łącznie

Fig. 4. Mean within-clutch egg parameters (a – length, b – breadth, c – volume and d – mass; eggs A, B and C averaged) of Caspian Gulls at Mietków Reservoir in 2019–2020 in relation to the clutch initiation date. (1) – day of April. Data from both years have been combined

ści osiągała w obu latach na wyspach FM i G (rys. 2), położonych w środkowej części kolonii, jednak średnie wartości tego parametru były zbliżone na wszystkich kontrolowanych wyspach ($H=4,2$; $df=8$; $P=0,84$).

Straty na etapie inkubacji

W 2019 roku stwierdzono stratę 84 jaj (15,5% wszystkich złożonych) w 32 lęgach (32,1% wszystkich lęgów). W 2020 stracie uległo 126 jaj (15,9%) w 43 lęgach (25,6%). Sumarycznie, w obu latach straty na etapie inkubacji dotyczyły 15,7% jaj w 28,9% lęgów. Stratę pełnego lęgu (3 jaja) zanotowano łącznie w trzech przypadkach (15% wszystkich strat) w obu latach, stratę dwóch jaj w lęgu – w 7 przypadkach (35%), a jednego jaja w lęgu – w 10 przypadkach (50%). Stratom uległo po 11 jaj zarówno A, B i C. Nieznana jest przyczyna wspomnianych strat w lęgach.

Sukces klucia i liczba piskląt

W 2019 roku średnio wykuło się 2,43 pisklęcia na parę przystępującą do lęgu i 2,61 pisklęcia na parę z sukcesem (tj. z przynajmniej jednym wyklutym młodym; N=28 lęgów). Co najmniej jedno piskle wykuło się w 93% lęgów, co najmniej dwa w 82%, a trzy w 68%. W 2020 roku średnio wykuło się 2,48 pisklęcia na parę przystępującą do lęgu i 2,68 pisklęcia na parę z sukcesem (N=43 lęgi). Co najmniej jedno piskle wykuło się w 93% lęgów, co najmniej dwa w 84%, a trzy w 72%. Podsumowując, w obu latach badań (łącznie 71 lęgów) tylko jedno piskle wykuło się w 10% wszystkich lęgów, dwa pisklęta w 13% i trzy pisklęta – w 70% lęgów.

Przeżywalność piskląt

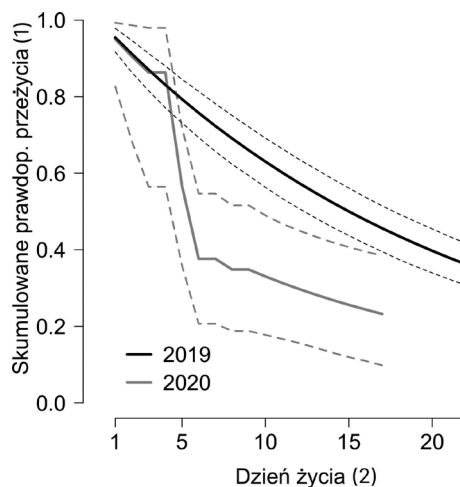
Dzienna przeżywalność piskląt w roku 2019 opisywana była przez oba modele o najwyższym poparciu jako stała (model 1: $0,955 \pm 0,014$ SD, model 2: $0,945 \pm 0,009$ SD, tab. 3). W roku 2020 była ona znacznie bardziej zmienna (zakres oszacowań 0,657–0,951; dla piskląt z kohorty obrączkowanej podczas pierwszej kontroli żadnego pisklęcia nie stwierdzono ponownie i nie było możliwe oszacowanie przeżywalności, tab. 3 i 4). Prawdopodobieństwo ponownego stwierdzenia żywego pisklęcia po zaobrączkowaniu było zależne od kontroli w 2019 i bardzo wysokie (zakres 0,73–0,88), a wg drugiego modelu – stałe i równie wysokie (0,83). W roku 2020 było znacznie niższe ($\sim 0,42$) i według modelu o najwyższym poparciu – stałe (tab. 4). W roku 2019 prawdopodobieństwo, że pisklęta z kohorty obrączkowanej podczas najwcześniejszej kontroli dożyją do 22. dnia życia (zanim rozpoczęło się podtapianie kolonii) wynosiło 0,36 (95% przedziały ufności: 0,31–0,42, rys. 5). W roku 2020 skumulowana przeżywalność piskląt była niższa, co wynikało z niskiej wartości oszacowania dla ϕ_3 (przeżywalność między 3. a 4. kontrolą). Prawdopodobieństwo przeżycia do 17. dnia życia wyniosło 0,23 (95% przedziały ufności: 0,10–0,39, rys. 5; obliczenia przeprowadzono dla kohorty obrączkowanej podczas drugiej kontroli, patrz wyżej).

Tabela 4. Oszacowania parametrów dziennego prawdopodobieństwa przeżycia i ponownego stwierdzenia piskląt mewy białogłowej na Zbiorniku Mietkowskim w latach 2019–2020 z modeli o najwyższym poparciu (patrz tab. 3). Podano wartości średnie \pm SD i 95% przedziały najwyższej gęstości prawdopodobieństwa a posteriori (HPD, w nawiasach). Wartości 1–5 dla ϕ reprezentują okresy pomiędzy kontrolami

Table 4. Estimates of daily survival recapture rates of Caspian Gull chicks at the Mietków Reservoir, in 2019–2020, from the models with the highest support (see Table 3). Mean values \pm SD and 95% highest posterior density intervals are given (in brackets). The values 1–5 for ϕ represent intervals between controls

Parametr	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5
2019		0,955 \pm 0,014 (0,931–0,983)			
2020	– ¹	0,951 \pm 0,036 (0,881–0,998)	0,657 \pm 0,064 (0,537–0,779)	0,930 \pm 0,044 (0,854–0,999)	0,949 \pm 0,023 (0,907–0,989)
	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5
2019	0,799 \pm 0,156 (0,503–0,987)	0,880 \pm 0,090 (0,702–0,987)	0,744 \pm 0,086 (0,591–0,917)	0,812 \pm 0,061 (0,690–0,913)	0,733 \pm 0,128 (0,505–0,966)
2020		0,417 \pm 0,068 (0,294–0,544)			

¹ – żadne z piskląt obrączkowanych podczas najwcześniejszej kontroli w 2020 roku nie zostało odnalezione ponownie. None of the chicks ringed during the earliest visit has been recorded again, so that survival rate for this cohort cannot be estimated in the time-dependent model.



Rys. 5. Skumulowana przeżywalność piskląt mewy białogłowej w kolonii na Zbiorniku Mietkowskim, w roku 2019 (kolor czarny) i 2020 (kolor szary), na podstawie modeli o najwyższym poparciu. Gruba linia pokazuje wartości średnie, linie przerywane – 95% przedziały ufności

Fig. 5. Cumulative survival (a probability that a chick is still alive at a given age) of Caspian Gull nestlings at Mietków Reservoir in 2019–2020, according to the top-supported models. Bold line – mean estimate, dashed lines – 95% confidence intervals. (1) – cumulative survival, (2) – day of life

Dyskusja

Pierwsza informacja o lęgach mewy białogłowej na Zb. Mietkowskim pochodzi z 1998 roku (Pola et al. 1998). Mimo niedokładnych i wybiórczych danych o liczbie par lęgowych gniazdujących na zbiorniku, można zaobserwować wyraźny wzrost ich liczebności: w 2004 roku gniazdowało tu przynajmniej 40 par (Neubauer et al. 2006), w 2010 roku – ok. 120 par (Orłowski & Kołodziejczyk 2014), a w 2019 roku – ok. 260 par. Niższa liczebność par lęgowych w roku 2020 (min. 190 par) mogła być związana z bardzo niskim sukcesem lęgowym w poprzednim sezonie lęgowym, związanym z podtopieniem kolonii. Pomimo fluktuacji liczebności kolonii trend wzrostowy populacji na Zb. Mietkowskim jest zbieżny z danymi z całej Polski (Litwiniak et al. 2021).

Mewy gniazdowały na maksymalnie 9 z 11 dostępnych wysp. Przed rokiem 2019 zasiedlały głównie jedną, dużą wyspę, położoną na północ od pozostałych i porośniętą roślinnością trawiastą (P. Grochowski – mat. niepubl.). Zajęcie mniejszych wysp zostało prawdopodobnie spowodowane obecnością niezidentyfikowanego naziemnego drapieżnika na dużej wyspie. Ten stan utrzymał się również w roku 2020. W obu latach nie stwierdzono na dużej wyspie lęgów mew białogłowych, mimo że obserwowano kopulujące ptaki, a wyspę w późniejszym terminie zasiedliły śmieszki i mewy czarnogłowe. Małe, porośnięte drzewami wyspy mogły okazać się bardziej optymalnym siedliskiem dla gniazdujących ptaków, przede wszystkim ze względu na osłonięcie gniazd przez nadmierną ekspozycją na słońce, wiatr czy opady atmosferyczne. Jednak aby potwierdzić tę tezę, należy monitorować rozmieszczenie ptaków na zbiorniku w kolejnych latach.

W Polsce mewy białogłowe zaczynają gniazdować zwykle na przełomie marca i kwietnia. Na Zb. Mietkowskim pary rozpoczynały składanie jaj 29.03.2019 i 30.03.2020 roku. Średnia data przystępowania do lęgu przypadła odpowiednio na 10. i 7.04. W Tarnowie (woj. małopolskie), w latach 1996–2003 mewy białogłowe zaczynały lęgi średnio 8.04 (Skórka et al. 2012). Na Zb. Włocławskim (woj. kujawsko-pomorskie) średnia rozpoczą-

niania lęgów przez mewy białogłowe w latach 2003–2009 przypadła na 13.04 (zakres 11.–15.04; Neubauer et al. 2009, Zagalska-Neubauer & Neubauer 2012). Fenologia gniazdowania dużych mew z kompleksu mewy srebrzystej jest uzależniona od wielu czynników, w tym od położenia geograficznego, a więc także od warunków klimatycznych (Devillers 1983) oraz lokalnych warunków siedliskowych, np. poziomu wody w rzekach i zbiornikach wodnych wiosną. Rozpoczynanie lęgów na Zb. Mietkowskim nie odbiegało od fenologii stwierdzonej w innych koloniach w Polsce.

W Polsce mewa białogłowa gniazduje głównie na wyspach na zbiornikach zaporowych, stawach rybnych i rzekach. Zbiornik Mietkowski, jako sztuczne jezioro zaporowe, jest zatem siedliskiem dosyć typowym dla tego gatunku. Gatunek ten gniazduje tam wśród drzew rosnących na wyspie – podobne siedlisko wykorzystuje m.in. na Jez. Wytyckim (Polesie; Ł. Bednarz – mat. niepubl.) i na żwirowni Zakole A w Jankowicach (Dolina Górnej Wisły; J. Betleja – mat. niepubl.). W pierwotnym areale występowania mewy białogłowe gniazdują na piaszczystych wyspach słonych lagun wzdłuż wybrzeży mórz południowo-wschodniej Europy i zachodniej Azji (Kaspijskiego, Czarnego i Azowskiego) oraz na wyspach i niedostępnych półwyspach na śródlądowych zbiornikach wodnych w strefie stepów (Yudin & Firsova 1988, G. Neubauer – mat. niepubl.). Na zachodzie Ukrainy mewa ta gniazduje na wyspach na zbiornikach wodnych, na dużych rzekach, m.in. na Dnieprze – zasiedla tu falochrony i trzcinowiska (N. Atamas – mat. niepubl.), a na wschodzie w limanach Morza Azowskiego, na piaszczystych wyspach z trzciną (Neubauer et al. 2001). W Rosji, w okolicach miejscowości Bolshoye Boloto (obwód iwanowski), gnieździ się w wyrobiskach w nieczynnej kopalni torfu, głównie na małych wysepkach z sosnami albo na pływających kępach roślinności (M. Zagalska-Neubauer, G. Neubauer – mat. niepubl.). Na Litwie notuje się lęgi na wyspach na naturalnych jeziorach polodowcowych, a na Słowacji na sztucznych zbiornikach w dolinach górskich rzek (Zb. Orawski; R. Kvetko – mat. niepubl.). Na Węgrzech mewy gniazdują głównie na żwirowniach i stawach rybnych (P. Szinai – mat. niepubl.), a w Niemczech coraz częściej zasiedlają dachy budynków (Kormannshaus & Steiof 2015, Rösler 2015, Litwiniak et al. 2021, Rapczyński et al. 2021, K. Krätzel – mat. niepubl.). Największa opisana kolonia na dachu budynku, gdzie gniazduje ponad 2000 par tego gatunku, znajduje się w miejscowości Gatovo na Białorusi (Samusenko et al. 2019). W Polsce lęgi mew białogłowych na dachach są sporadyczne i dotychczas zaobserwowano je wyłącznie w Warszawie (Rapczyński et al. 2021). Gniazdowanie w siedliskach antropogenicznych i synurbanizacja tego gatunku są zjawiskami nowymi i wymagającymi monitorowania.

Skąpa literatura o rozmiarach gniazd mewy białogłowej (Yudin & Firsova 1988) utrudnia porównanie ich wielkości między różnymi populacjami (tab. 5). Największą średnią zewnętrzną średnicę gniazda stwierdzono na wyspach z roślinnością trawiastą w Perejaslaviu, a zaraz po nich na Zb. Mietkowskim, na zadrzewionych wyspach. Najmniejszą średnicę zewnętrzną gniazda zanotowano na piaszczystej wyspie (Balyko-Schuchinka). Z kolei średnie wewnętrznych średnic nie różniły się znacznie między sobą, oscylowały w granicach 21,1–24,8 cm. Najwyższe gniazda mewy budowały w trzcinowisku, prawdopodobnie przez wysoki poziom wody i dostępność budulca. Jak wspomniano w wynikach, w roku 2020 na Zb. Mietkowskim średnia głębokość czary była większa niż średnia wysokość gniazda, co oznacza, że wiele par budowało gniazda w dołkach.

W trakcie badań zbierano informacje tylko dla pełnych lęgów, które stanowią zdecydowaną większość lęgów u dużych mew (m.in. Verbeek & Richardson 1982, Becker & Erdelen 1986, Pierotti & Bellrose 1986, Betleja et al. 2007). Nie zbierano danych z lęgów 2- i 1-jajowych, ponieważ nie było możliwe określenie, czy lęgi zawierające jedno lub

Tabela 5. Średnie wymiary gniazd mew białogłowych z Polski i zachodniej Ukrainy (dane niepublikowane N. Atamas), z uwzględnieniem specyfiki siedliska kolonii (lata 2013–2020). N – liczba gniazd. Wszystkie wymiary podane w cm

Table 5. Mean dimensions of Caspian Gull nests from Poland and western Ukraine (N. Atamas – unpublished data) and breeding habitats (in 2013–2020). All dimensions in cm. (1) – colony place, (2) – cover of the nesting site, (3) – outer diameter, (4) – inner diameter, (5) – height, (6) – cup depth, (7) – trees and bushes, (8) – grass, (9) – reedbed, (10) – sand, (11) – concrete

Miejsce (1)	N	Pokrycie obszaru kolonii (2)	Średnica zewnętrzna (3)	Średnica wewnętrzna (4)	Wysokość (5)	Głębokość czary (6)
Zbiornik Mietkowski	115	zadrzewienia i zakrzaczenia (7)	47,2	23,4	7,7	7
Perejaslav	19	roślinność trawiasta (8)	47,8	23,2	7	6,7
Zbiornik Kiev	16	roślinność trawiasta	44,8	23,1	8,8	5,7
Javoriv	15	roślinność trawiasta	52,5	22,8	12	5,5
Ukrainka	37	trzciniowisko (9)	45,4	22,7	13,1	5,6
Perejaslav	30	trzciniowisko	42,9	23,8	7,8	6,2
Balyko-Schuchinka	8	piasek (10)	40,6	22,1	7,8	5,3
Ukrainka	56	beton (11)	42,2	21,4	8,1	5,3

dwa jaja w dniu kontroli są już łęgami pełnymi czy w trakcie składania. Nie można było także określić, czy łęg zawierający mniej niż 3 jaja, z których klują się już młode, od początku zawierał taką liczbę jaj czy doszło do straty w łęgu, np. w wyniku drapieżnictwa. Określenie dokładnej liczby łęgów zawierających mniej niż trzy jaja, bez znakowania wszystkich gniazd i jaj oraz regularnych i częstych kontroli jest niemożliwe. Mimo że nie zbierano informacji o łęgach zawierających mniej niż 3 jaja, stwierdzono dwa przypadki, w których w gnieździe znajdowały się 4 jaja. Betleja et al. (2007) podają, że takie łęgi mogą pochodzić od dwóch samic.

Nie jest jasne z czego wynikają istotnie większe wymiary jaj w roku 2020. Mogły tu mieć znaczenie czynniki ekologiczne, takie jak zagęszczenie. Coulson et al. (1982), badając biologię łęgową mewy srebrzystej po masowym odstrzale, stwierdzili, że kiedy zagęszczenie par w kolonii zmniejszyło się gniazdujące ptaki składały większe jaja. Zjawisko to obserwowano, mimo iż jaja często były składane przez młode samice (3- lub 4-letnie). Do podobnych wniosków doszli Becker i Erdelen (1986), którzy zauważyli, że w nowo zasiedlonych miejscach w kolonii, gdzie zagęszczenia są niskie, średnia objętość jaja w łęgu jest większa niż w miejscach o wyższych zagęszczeniach. Innym czynnikiem, który wpływa na wielkość jaj jest masa samicy. Stwierdzono, że im samica ma większą masę, tym większe składa jaja (Zagalaska-Neubauer & Neubauer 2012). W wyniku zmniejszenia liczebności populacji łęgowej na Zb. Mietkowskim w roku 2020, zmniejszeniu mogła ulec także konkurencja o zasoby pokarmowe, tym samym samice miały szansę zwiększyć swoją masę. Powód różnicy w wielkości jaj pomiędzy sezonami wynikać może z różnych czynników, których na obecnym etapie badań nie można zweryfikować.

Wymiary jaj C w stosunku do pozostałych jaj w łęgu były istotnie mniejsze. Ta asymetria w łęgach była szeroko badana (m.in. Kilpi et al. 1996). Stwierdzono, że im mniejsza względna objętość jaja C w łęgu, tym kondycja samicy – wypadkowa zasobów pokar-

mowych i/lub karmienia przez partnera – jest gorsza (Salzer & Larkin 1990). Gwiazda et al. (2015) wykazali, że względna objętość jaja C u mewy białogłowej jest negatywnie skorelowana z odległością kolonii od najbliższych stawów rybnych stanowiących atrakcyjne żerowisko. Natomiast u mew srebrzystych gnieźdzących się na wybrzeżu Finlandii stwierdzono istotne zmniejszenie wielkości jaja C po zamknięciu składowisk odpadów, na których ptaki wcześniej żerowały (Kilpi & Öst 1998). Podobne zjawisko (zmniejszenie się rozmiarów jaj A i B w lęgu) zaobserwowano we Francji po zadaszeniu składowisk odpadów, na których żerowały mewy (Pons 1992). Inną sytuację zanotowano w Stanach Zjednoczonych Ameryki, gdzie w warunkach obfitości pokarmu nie stwierdzono istotnych różnic rozmiarów jaj A, B i C w lęgu u mewy zachodniej *L. occidentalis* tłumacząc to faktem, że stopień asymetrii rozmiarów jaj w lęgu zmniejsza się w przypadku żerowania na zasobnych żerowiskach wpływając na dobrą kondycję samicy (Pierotti & Bellrose 1986).

Łączna objętość pełnych lęgów i względna wielkość jaja C w koloniach mew białogłowych w Polsce jest zmienna: najmniejsze wartości obu parametrów zanotowano w badanej kolonii na Zb. Mietkowskim (tab. 6). Taką samą wartość względnej objętości jaja C jak na Zb. Mietkowskim w 2019 roku stwierdzono na Zb. Włocławskim w roku 2003. Obserwowane niskie wartości tego parametru w kolonii na Zb. Mietkowskim w stosunku do pozostałych kolonii mogą wskazywać na gorsze niż gdzie indziej warunki pokarmowe, gniazdowanie samic młodocianych lub w słabszej kondycji lub kombinację tych czynników. Dla lepszego zrozumienia przyczyn tego zjawiska dalszym krokiem powinno być rozpoznanie bazy pokarmowej, np. przez obserwację intensywności karmienia samic w czasie składania jaj i inkubacji oraz rozpoznanie składu pokarmu piskląt i intensywności ich karmienia przez rodziców.

Straty w lęgach na etapie inkubacji oznaczają utratę przynajmniej jednego jaja z pełnego lęgu. Wartości tego parametru na Zb. Mietkowskim (32,1% lęgów w roku 2019,

Tabela 6. Porównanie objętości lęgu (łączna objętość wszystkich jaj w lęgu) i relatywnej objętości jaja C między koloniami mew białogłowych w Polsce. Do obliczeń włączono tylko pełne lęgi (3 jaja), a z kolonii mieszanym uwzględniono tylko lęgi mewy białogłowej. Wszystkie wartości podane jako średnia \pm odchylenie standardowe oraz wielkość próby (N). Źródła danych: Gwiazda et al. 2015 (kolonie oprócz Zb. Mietkowskiego), niniejsza praca (Zb. Mietkowski)

Table 6. Comparison of clutch volume (total volume of all eggs in the clutch) and relative volume of C-egg among Caspian Gull colonies in Poland. Only 3-eggs clutches were included in the calculations and only Caspian Gull clutches were considered in the mixed colonies. All values given as mean \pm standard deviation, and sample size (N). Data sources: Gwiazda et al. 2015 (Jankowice, Włocławek Reservoir, Kozielno, Wytyckie Lake, Kozielno), this paper (Mietków Reservoir). (1) – year, (2) – colony place, (3) – full clutch volume, (4) – relative volume of C-egg

Rok (1)	Lokalizacja (2)	Objętość lęgu (cm ³) (3)	Względna objętość jaja C (4)
2003	Jankowice	253,5 \pm 20,9 (47)	0,97 \pm 0,05 (46)
2003	Zbiornik Włocławski	260,4 \pm 21,6 (15)	0,93 \pm 0,04 (15)
2004	Jankowice	250,6 \pm 26,5 (62)	0,97 \pm 0,04 (59)
2004	Zbiornik Włocławski	252,5 \pm 25,7 (14)	0,97 \pm 0,05 (14)
2014	Jankowice	251,4 \pm 21,3 (33)	0,96 \pm 0,07 (33)
2014	Kozielno	251,1 \pm 15,0 (33)	0,94 \pm 0,05 (33)
2014	Zastów Karczmiski	250,7 \pm 17,0 (30)	0,95 \pm 0,05 (30)
2014	Jeziro Wytyckie	253,6 \pm 14,6 (30)	0,98 \pm 0,05 (30)
2019	Zbiornik Mietkowski	241,2 \pm 16,3 (73)	0,93 \pm 0,06 (73)
2020	Zbiornik Mietkowski	245,2 \pm 19,2 (51)	0,91 \pm 0,06 (51)

25,6% w roku 2020) były zbliżone do tych zanotowanych w kolonii na Zb. Włocławskim (straty w lęgach: 33,5% lęgów w roku 2003 i 21,8% w roku 2004). Na Zb. Mietkowskim stratom uległo średnio 15,6% wszystkich jaj w obu latach badań. Wartość ta była zbliżona do średniej wartości z innych miejsc rozrodu, gdzie stratom ulegało średnio 17,3% wszystkich jaj (Gwiazda et al. 2015). Sukces lęgowy mew, wyrażony liczbą wyprowadzanych młodych na parę lęgową lub na parę z sukcesem, jest zmienny i uzależniony od wielu czynników środowiskowych. Duży wpływ na sukces ma niewątpliwie działalność człowieka na zbiorniku, czego dowodem są znaczne straty w lęgach w roku 2019. W sezonie tym, w wyniku obfitych opadów deszczu w zlewni rzeki Bystrzycy, doszło do znacznego podniesienia poziomu lustra wody i zatopienia aktywnych gniazd zarówno na etapie inkubacji jaj, jak i wylęgu piskląt. Takie wahania poziomu lustra wody stanowią poważne zagrożenie dla udatności lęgów i przeżywalności piskląt również dla innych gatunków ptaków gniazdujących na wyspach na zbiorniku. Obszar Natura 2000 Zbiornik Mietkowski jest jednym z najcenniejszych miejsc występowania ptaków związanych z siedliskami wodno-błotnymi, zarówno w sezonie lęgowym, jak i poza nim. Działania wynikające z planu zadań ochronnych w Obszarze Specjalnej Ochrony Ptaków Zbiornik Mietkowski PLB020004 powinny obejmować również ścisłą współpracę z zarządcą Zbiornika, Państwowym Gospodarstwem Wodnym 'Wody Polskie'. W tym kontekście kluczowe jest wypracowanie wspólnego algorytmu decyzyjnego związanego z podnoszeniem lustra wody w zbiorniku w warunkach braku zagrożenia powodziowego.

Jak dotąd nie zbadano przeżywalności piskląt mewy białogłowej – niniejsza praca prezentuje pierwsze tego rodzaju wyniki. Należy nadmienić, że parametr ten był przedmiotem badań u innych gatunków dużych mew, jednak zróżnicowane podejścia metodyczne nie pozwalają na bezpośrednie porównania z innymi gatunkami czy koloniami. Przyczyny śmiertelności piskląt w kolonii na Zb. Mietkowskim nie zostały rozpoznane, jednak literatura (m.in. Neubauer 2005) dostarcza informacji na temat przyczyn śmiertelności piskląt u innych gatunków dużych mew. U mewy lodowej *L. glaucescens* wykazano, że głównym czynnikiem wpływającym na śmiertelność piskląt była agresja ze strony ptaków dorosłych z sąsiadujących par (Hunt & Hunt 1976, Watanuki 1988), przeżywały wówczas głównie pisklęta par z większymi terytoriami. U mewy srebrzystej stwierdzono zależność między przeżywalnością piskląt a wielkością jaja, z którego się wykuły (Parsons 1970) oraz zagęszczeniem par w kolonii i kolejnością klucia w lęgu (Savoca et al. 2011). Niewątpliwie jednak kluczowym czynnikiem wpływającym na sukces reprodukcyjny, a więc także na przeżywalność piskląt, jest dostępność pokarmu podczas całego okresu lęgowego. Determinuje ona kondycję ptaków dorosłych (Pons & Migot 1995, Risch & Rohwer 2000), a tym samym wpływa na efekt lęgu. Inne, egzogeniczne czynniki, które także warunkują częściowo przeżywalność piskląt, to m.in. warunki pogodowe (opady i temperatura; Hunt & Hunt 1977) oraz presja drapieżników – szczególnie ssaków i ptaków (Montevecchi 1977, Hand et al. 1981). Na sukces lęgowy wpływ mają także wiek i doświadczenie gniazdujących osobników (Pyle et al. 1991, Sydeman & Emslie 1992), obecność lub/i struktura roślinności w obrębie terytorium pary (Good et al. 2000, Kim & Monaghan 2005), termin przystępowania do lęgów (Sydeman et al. 1991, Brouwer et al. 1995) czy położenie zajmowanego terytorium w kolonii (centralne/peryferyjne; Coulson 1968, Pierotti 1982, Minias et al. 2013).

Niniejsza praca dostarcza pierwszych konkretnych informacji na temat biologii mewy białogłowej w Polsce na obszarach niedawno skolonizowanych i jednocześnie znajdujących się w areale zwartego zasięgu gatunku. Z uwagi na to, że ekspansja tego gatunku trwa (Litwiniak et al. 2021), konieczne jest monitorowanie liczebności gatunku, jego

preferencji siedliskowych oraz czynników wpływających na jego sukces lęgowy. Należy również zwrócić uwagę na potencjalną hybrydyzację z innymi mewami, szczególnie z mewą romańską *L. michahellis*. Informacje te mogą pomóc zrozumieć przyczyny i biologię ekspansji tego gatunku.

Serdecznie dziękujemy Pawłowi Grochowskiemu, Joannie Pomorskiej-Grochowskiej oraz całej Wrocławskiej Grupie Obrączkarskiej ODRA za pomoc w badaniach. Pragniemy też podziękować Damianowi Celińskiemu i Marcelinie Poddaniec za wsparcie działań terenowych, Natalii Atamas za udostępnienie danych z Ukrainy, Irinie Samusenko za dobre słowo oraz prof. Tadeuszowi Stawarczykowi za nieocenione wsparcie merytoryczne.

Literatura

- Becker P.H., Erdelen M. 1986. Egg Size in Herring Gulls (*Larus argentatus*) on Mellum Island, North Sea, West Germany: The Influence of Nest Vegetation, Nest Density, and Colony Development. *Col. Waterbirds* 9: 68–80.
- Betleja J., Skórka P., Zielińska M. 2007. Super-normal Clutches and Female-female Pairs in Gulls and Terns Breeding in Poland. *Waterbirds* 30: 624–629.
- Brouwer A., Spaans A.L., de Wit A.A.N. 1995. Survival of Herring Gull *Larus argentatus* chicks: an experimental analysis of the need for early breeding. *Ibis* 137: 272–278.
- Bukaciński D., Nawrocki P., Stawarczyk T. 1989. Gniazdowanie mew białogłowych (*Larus cachinnans*) na Środkowej Wiśle, ich status taksonomiczny oraz problemy z rozpoznawaniem podgatunków *Larus cachinnans michahellis*, *L. c. cachinnans*, *L. c. omissus*. *Not. Orn.* 30: 1–12.
- Chamberlin M.L. 1977. Relationship between egg pigmentation and hatching sequence in the Herring Gull. *Auk* 94: 363–365.
- Chodkiewicz T., Kuczyński L., Sikora A., Chylarecki P., Neubauer G., Ławicki Ł., Stawarczyk T. 2015. Ocena liczebności populacji ptaków lęgowych w Polsce w latach 2008–2012. *Ornis Pol.* 56: 149–189.
- Chodkiewicz T., Chylarecki P., Sikora A., Wardecki Ł., Bobrek R., Neubauer G., Marchowski D., Dmoch A., Kuczyński L. 2019. Raport z wdrażania art. 12 Dyrektywy Ptasiej w Polsce w latach 2013–2018: stan, zmiany, zagrożenia. *Biul. Mon. Przyrody* 20: 1–80.
- Cooch E., White G. 2012. Program MARK: a gentle introduction. Dostęp na: <http://www.phidot.org/software/mark/docs/book/>.
- Coulson J.C. 1968. Differences in the quality of birds nesting in the center and on the edges of the colony. *Nature* 217: 478–479.
- Coulson J.C., Duncan N., Thomas C. 1982. Changes in the Breeding Biology of the Herring Gull (*Larus argentatus*) Induced by Reduction in the Size and Density of the Colony. *J. Anim. Ecol.* 51: 739–756.
- Devillers P. 1983. Plumage, bare parts and geographical variation of *Larus argentatus*. W: Cramp S. & Simmons K.E.L. (eds). *The Birds of Western Palearctic*, Vol. 3: 831–837. Oxford University Press.
- Dubinina Y.Y., Koshelev A.I., Koshelev V.A. 2016. Intra population polymorphism of Caspian Gull (*Larus cachinnans*) from the North-Western Coast of the Azov Sea (oological aspect). *Visnyk of Dnipropetrovsk University. Biology, ecology.* 24: 203–210. [w jęz. ukraińskim]
- Dyrz A., Kołodziejczyk P., Martini K., Martini M. 1998. Ptaki Zbiornika Mietkowskiego. *Ptaki Śląska* 12: 17–80.
- Gavrilyuk M.N., Ilukha O.V. 2018. Breeding of the Caspian Gull near the Krenenchuk hydroelectric power station. *Bulletin of the Cherkasy University* 2: 30–33. [w jęz. ukraińskim]
- Gay L., Neubauer G., Zagalska-Neubauer M., Debain C., Pons J.-M., David P., Crochet P.-A. 2007. Molecular and morphological patterns of introgression between two large white-headed gull species in a zone of recent secondary contact. *Mol. Ecol.* 16: 3215–3227.
- Gill F., Donsker D., Rasmussen P. (eds). 2021. *IOC World Bird List (v11.2)*.

- Good T.P., Ellis J.C., Annett C.A., Pierotti R. 2000. Bounded hybrid superiority in an avian hybrid zone: effects of mate, diet and habitat choice. *Evolution* 54: 1774–1783.
- Graves J., Whiten A., Henzi P. 1984. Why does the herring gull lay three eggs? *Anim. Behav.* 32: 798–805.
- Gwiazda R., Bukaciński D., Neubauer G., Faber M., Betleja J., Zagalska-Neubauer M., Bukacińska M., Chylarecki P. 2011. Diet composition of the Caspian Gull (*Larus cachinnans*) in inland Poland: Effects of breeding area, breeding stage and sympatric breeding with the Herring Gull (*Larus argentatus*). *Ornis Fenn.* 88: 80–89.
- Gwiazda R., Neubauer G., Betleja J., Bednarz Ł., Zagalska-Neubauer M. 2015. Reproductive parameters of Caspian Gull *Larus cachinnans* Pallas, 1811 in different habitats nearby and away fish ponds. *Pol. J. Ecol.* 63: 159–165.
- Hand J.L., Hunt G.L. Jr., Warner M. 1981. Thermal stress and predation: influences on the structure of a gull colony and possibly on breeding distributions. *Condor* 83: 193–203.
- Hunt G.L. Jr., Hunt M.W. 1976. Gull Chick Survival: The Significance of Growth Rates, Timing of Breeding and Territory Size. *Ecology* 57: 62–75.
- Hunt G.L. Jr., Hunt M.W. 1977. Female-female pairing in Western Gulls (*Larus occidentalis*). *Science* 196: 1466–1467.
- Hurvich C.M., Tsai L. 1989. Regression and time series model selection in small samples. *Biometrika* 76: 297–307.
- Kilpi M., Hillström L., Lindström K. 1996. Egg size variation and reproductive success in the Herring Gull *Larus argentatus*: adaptive or constrained size of the last egg? *Ibis* 138: 212–217.
- Kilpi M., Öst M. 1998. Reduced availability of refuse and breeding output in a herring gull (*Larus argentatus*) colony. *Ann. Zool. Fenn.* 35: 37–42.
- Kim S.-Y., Monaghan P. 2005. Interacting effects of nest shelter and breeder quality on behaviour and breeding performance of herring gulls. *Anim. Behav.* 69: 301–306.
- Kondracki J. 2002. *Geografia regionalna Polski*. PWN, Warszawa.
- Kormannshaus A., Steiof K. 2015. Caspian Gull (*Larus cachinnans*) – a new breeding bird species in Berlin in 2015. *Berliner Orn. Bericht* 25: 63–67. [w jęz. niemieckim]
- Kosierb R. 2007. Rola zbiornika retencyjnego Mietków podczas transformacji fali powodziowej na rzece Bystrzycy w sierpniu 2006 r. *Infrastruktura i ekologia terenów wiejskich* 4: 103–112.
- Lebreton J.-D., Burnham K.P., Clobert J., Anderson D.R. 1992. Modeling survival and testing biological hypotheses using marked animals: a unified approach with case studies. *Ecol. Monogr.* 62: 67–118.
- Litwiniak K., Przymencki M., de Jong A. 2021. Breeding-range expansion of the Caspian Gull in Europe. *Brit. Birds* 114: 331–340.
- Minias P., Janiszewski T., Lesner B. 2013. Center-periphery gradients of chick survival in the colonies of Whiskered Terns *Chlidonias hybrida* may be explained by the variation in the maternal effects of egg size. *Acta Ornithol.* 48: 179–186.
- Montevicchi W.A. 1977. Predation in a salt marsh Laughing Gull colony. *Auk* 94: 583–585.
- Neubauer G., Koshelev A.I., Koshelev V.A., Zagalska M. 2001. Morphological variation and sex dimorphism in adult Azov Yellow-legged Gull *Larus cachinnans cachinnans*. *Branta* 4: 109–117.
- Neubauer G. 2005 msc. *Hybrydyzacja i ekologia rozrodu mew z kompleksu mewy srebrzystej-białogłowej Larus argentatus-cachinnans na Zbiorniku Włocławskim*. Praca doktorska. Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Neubauer G., Zagalska-Neubauer M. 2006. Dymorfizm płciowy i oznaczanie płci w grupie mewy srebrzystej *Larus argentatus* na podstawie pomiarów biometrycznych. *Not. Orn.* 47: 185–191.
- Neubauer G., Zagalska-Neubauer M., Gwiazda R., Faber M., Bukaciński D., Betleja J., Chylarecki P. 2006. Breeding large gulls in Poland: distribution, numbers, trends and hybridisation. *Vogelwelt* 127: 11–22.
- Neubauer G., Zagalska-Neubauer M., Betleja J. 2007. The origin of ‘Caspian Gulls’ breeding in Poland. *Brit. Birds* 100: 552–557.
- Neubauer G., Zagalska-Neubauer M., Pons J., Crochet P., Chylarecki P., Przystalski A., Gay L. 2009. Assortative mating without complete reproductive isolation in a zone of recent secondary con-

- tact between Herring Gulls (*Larus argentatus*) and Caspian Gulls (*L. cachinnans*). *Auk* 126: 409–419.
- Olsen K.M. 2018. Gulls of the World. A Photographic Guide. Bloomsbury Publishing PLC, Londyn.
- Orłowski G., Gębski P. 2010. Zbiornik Mietkowski. W: Wilk T., Jujka M., Krogulec J., Chylarecki P. (red.). *Ostoje ptaków o znaczeniu międzynarodowym w Polsce*. OTOP, Marki.
- Orłowski G., Kołodziejczyk P. 2014. Pierwszy przypadek hybrydyzacji mewy żółtonogiej *L. fuscus* z mewą romańską *L. michahellis* w Polsce i kolejne lęgi mieszane mewy żółtonogiej i mewy białogłowej *L. cachinnans*. *Ornis Pol.* 55: 69–72.
- Panov E.N., Monzиков D.G. 1999. Intergradation between the Herring Gull *Larus argentatus* and the Southern Herring Gull *Larus cachinnans* in European Russia. *Russian J. Zool.* 3: 129–141.
- Parsons J. 1970. Relationship between Egg Size and Post-hatching Chick Mortality in the Herring Gull (*Larus argentatus*). *Nature* 228: 1221–1222.
- Pierotti R. 1982. Habitat selection and its effect on reproductive output in the herring gull in Newfoundland. *Ecology* 63: 854–868.
- Pierotti R., Bellrose C.A. 1986. Proximate and Ultimate Causation of Egg Size and the “Third-Chick Disadvantage” in the Western Gull. *Auk* 103: 401–407.
- Plan Zadań Ochronnych obszaru specjalnej ochrony ptaków Natura 2000 Zbiornik Mietkowski PLB020004 w województwie dolnośląskim na lata 2014–2023. Regionalna Dyrekcja Ochrony Środowiska we Wrocławiu.
- Pola A., Rybarczyk R., Stawarczyk T. 1998. Pierwsza kolonia lęgowa mewy srebrzystej *Larus argentatus* i mewy białogłowej *Larus cachinnans* na Śląsku. *Ptaki Śląska* 12: 158–160.
- Pons J.-M. 1992. Effects of changes in the availability of human refuse on breeding parameters in a herring gull *Larus argentatus* population in Brittany, France. *Ardea* 80: 143–150.
- Pons J.-M., Migot P. 1995. Life-history strategy of the herring gull: changes in survival and fecundity in a population subjected to various feeding conditions. *J. Anim. Ecol.* 64: 592–599.
- Rapczyński J., Litwiniak K., Przymencki M. 2021. The first records of root-top nesting by Caspian Gulls *Larus cachinnans* in Poland with reference to other cases in Europe. *Ornis Pol.* 62: 243–249.
- Reid W.V. 1987. Constraints on clutch size in the Glaucous-winged Gull. *Stud. Avian Biol.* 10: 8–25.
- Risch T.S., Rohwer F.C. 2000. Effects of parental quality and egg size on growth and survival of herring gull chicks. *Can. J. Zool.* 78: 967–973.
- Rösler I. 2015. Population development of an inland large gull colony in Frankfurt am Main. *Berliner Orn. Bericht* 25: 18–35. [w jęz. niemieckim]
- Salzer D.W., Larkin G.J. 1990. Impact of courtship feeding on clutch and third-egg size in glaucous-winged gulls. *Anim. Behav.* 39: 1149–1162.
- Savoca M.S., Bonter D.N., Zuckerberg B., Dickinson J.L., Ellis J.C. 2011. Nesting Density is an Important Factor Affecting Chick Growth and Survival in the Herring Gull. *Condor* 113: 565–571.
- Skórka P., Wójcik J.D., Martyka R. 2005. Colonization and population growth of yellow-legged gull *Larus cachinnans* in southeastern Poland: causes and influence on native species. *Ibis* 147: 471–482.
- Skórka P., Wójcik J.D. 2008. Habitat utilisation, feeding tactics and age related feeding efficiency in the Caspian Gull *Larus cachinnans*. *J. Ornithol.* 149: 31–39.
- Skórka P., Wójcik J.D., Martyka R., Lenda M. 2012. Numerical and behavioural response of Black-headed Gull *Chroicocephalus ridibundus* on population growth of the expansive Caspian Gull *Larus cachinnans*. *J. Ornithol.* 153: 947–961.
- Sydeman W.J., Penniman J.F., Penniman T.M., Pyle P., Ainley D.G. 1991. Breeding performance in the western gull: effect of parental age, timing of breeding and year in relation to food availability. *J. Anim. Ecol.* 60: 135–149.
- Sydeman W.J., Emslie S.D. 1992. Effects of parental age on hatching asynchrony, egg size and third-chick disadvantage in Western Gulls. *Auk* 109: 242–248.
- Tomczyk A.M., Szyga-Pluta K. 2016. Okres wegetacyjny w Polsce w latach 1971–2010. *Przeg. Geogr.* 88: 75–86.

- Tomiałojć L., Stawarczyk T. 2003. Awifauna Polski. Rozmieszczenie, liczebność i zmiany. PTPP „pro Natura”, Wrocław.
- Watanuki Y. 1988. Intraspecific predation and chick survival: comparison among colonies of slaty-backed gulls. *Oikos* 53: 194–202.
- Wesołowski T., Czapulak A. 1993. Kartoteka Gniazd i Lęgów. Instrukcja dla Współpracowników. Uniwersytet Wrocławski.
- White G.C., Burnham K.P. 1999. Program MARK: Survival estimation from populations of marked animals. *Bird Study* 46: 120–138.
- Verbeek N.A.M., Richardson H. 1982. Limits to Egg Size in Gulls: Another Point of View. *J. Field Ornithol.* 53: 168–170.
- Yudin K.A., Firsova L.V. 1988. The Herring Gull. In: Ilichev V.D., Zubakin V.A. (eds). *The Birds of the USSR: Lariformes*, pp. 126–146. Moskwa. [w jęz. rosyjskim]
- Zagalska-Neubauer M., Neubauer G. 2012. Reproductive performance and changes in relative species abundance in a mixed colony of Herring and Caspian Gulls, *Larus argentatus* and *Larus cachinnans*. *Acta Ornithol.* 47: 185–194.