



Spadek liczebności populacji podróżniczka *Luscinia svecica* w rezerwacie Jezioro Karaś

Grzegorz Neubauer, Piotr Zieliński, Jakub Typiak, Artur Niemczyk

Abstrakt: W pracy przedstawiono wyniki przeprowadzonych w 2015 r. badań mających na celu ocenę liczebności podróżniczka *Luscinia svecica* w rezerwacie Jezioro Karaś – do niedawna jednej z kluczowych ostoi gatunku w Polsce. W początku lat 90. ubiegłego wieku liczebność oszacowano tutaj na 120 par, a w połowie tej dekady na 75–90 par. W maju i czerwcu 2015 r. wykonano łącznie trzy liczenia śpiewających samców, obejmujące większość (maj) lub całość (czerwiec) dogodnych siedlisk. Stwierdzono, że w wyniku przesuszenia i sukcesji roślinności, siedliska na przeważającym obszarze lądowej części rezerwatu są obecnie nieodpowiednie dla gatunku. Pomijając prawdopodobnie przypadkowe stwierdzenie pojedynczego samca w części lądowej, podróżniczki obserwowano wyłącznie w wąskiej strefie szuwarów z kępami wierzb *Salix* spp., oddzielającej lustro wody od olsów otaczających jezioro. Podczas liczenia w maju stwierdzono 9, a w czerwcu – 7 samców. Optymistyczna ocena liczebności gatunku w rezerwacie w 2015 roku, po uwzględnieniu niepełnej wykrywalności wynosi 10 (95% przedziały ufności: 7–30) samców, co oznacza drastyczny spadek liczebności w ciągu dwudziestu lat.

Słowa kluczowe: podróżniczek, *Luscinia svecica*, jezioro Karaś, liczebność populacji, spadek liczebności

Decline of the Bluethroat *Luscinia svecica* population in the Jezioro Karaś nature reserve. Abstract:

The paper presents results of a recent estimate of the Bluethroat population in the Jezioro Karaś nature reserve (N Poland), formerly one of the most important breeding areas of the species in Poland. The population size in the reserve was estimated at 120 pairs in the early 1990s, and at 75–90 pairs in mid 1990s. In 2015 three surveys were performed in May–June, covering most (May) or the whole (June) area containing habitats suitable for the species. Most of the reserve area comprises habitats currently inadequate for Bluethroat due to drainage and ongoing plant succession. Except for a single male, all Bluethroats occupied a narrow belt of willow *Salix* spp. rushes between the lake water table and alder carrs surrounding the lake. Only 9 and 7 males were recorded during the surveys in May and June, respectively. After correcting for an imperfect detection, the population size has been optimistically estimated at 10 males (95% confidence intervals: 7–30), indicating the drastic decline since the 1990s.

Key words: Bluethroat, *Luscinia svecica*, Karaś Lake, population size, decline

Podróżniczek *Luscinia svecica* jest szeroko rozpowszechniony w Holarktyce, gdzie zasiedla strefy umiarkowane i borealne od Atlantyku po Pacyfik i Alaskę, a na Bliskim Wschodzie i w Azji także podzwrotnikowe (BirdLife International 2015). Ze względu na rozległy zasięg, populacja uznawana jest za niezagrażoną (kategoria *Least Concern*, BirdLife Inter-

national 2015). Podróżniczek jest natomiast objęty zapisami art. 4.1. Dyrektywy Ptasiej UE (Załącznik I), Konwencji Berneńskiej (Załącznik II) i Konwencji Bońskiej (Załącznik I). Według prawa krajowego, podróżniczek jest objęty ścisłą ochroną gatunkową (Dziennik Ustaw 2014); figuruje także w Polskiej Czerwonej Księdze Zwierząt ze statusem NT (bliski zagrożenia, Bednorz 2001). Z racji braku dedykowanych badań i punkowego występowania, program Monitoringu Ptaków Polski nie dostarcza informacji o zmianach trendów rozpowszechnienia i liczebności tego gatunku (www.monitoringptakow.gios.gov.pl). Rozmieszczenie podróżniczka w Polsce jest wybitnie nierównomierne – większość (80–90%) populacji gniazduje w bagiennych dolinach rzek, gdzie występują preferowane przez niego siedliska (Tomiałojc & Stawarczyk 2003, Krupa & Sikora 2007, Krupa 2009, Krupa & Rusiecki 2015). Stan populacji nizinnego podgatunku *L. s. cyanecula* nie jest dostatecznie rozpoznany, by możliwe było formułowanie wiarygodnych ocen liczebności. Podawane w literaturze szacunki obejmują zakres 1300–1600 par (Krupa 2004, Krupa & Sikora 2007) lub 1300–1800 par (Chylarecki & Sikora 2007, Chodkiewicz et al. 2015), z czego niemal połowa (500–700 par) miała występować na Bagnach Biebrzańskich. Doprecyzowanie tej oceny jest niemożliwe wobec braku dokładniejszych danych. Zestawienie ocen liczebności podanych przez Wilka et al. (2010) dla kluczowych ostoi ptaków w Polsce (w tym wszystkich znaczących dla podróżniczka; oceny dokonane głównie po roku 2000) skutkuje oceną 994–1333 pary (zakres min–max, zsumowane oceny dla wszystkich ostoi, w których stwierdzono ten gatunek). Populacja nizinna zmniejsza liczebność od lat 60. ubiegłego wieku (Tomiałojc & Stawarczyk 2003), a przegląd krajowej literatury dotyczącej poszczególnych kluczowych łęgów potwierdza ten wniosek: nad środkową Wartą odnotowano spadek z 30–40 par w latach 80. do 5–10 w latach 1993–1995 (Winiecki et al. 1997), nad jez. Druzno w latach 2000–2003 gniazdowało 20 par, w latach 2007–2009 przystępowało do łęgów 8–13 par, a w roku 2011 stwierdzono tylko 7–10 par (Nitecki 2013). Nad dolną Odrą stwierdzono spadek liczebności z 100–150 par w latach 1995–1996 do 45–55 w roku 2006 (Ławicki et al. 2007). Lokalnie i okresowo notowano jednak zajmowanie nowych stanowisk (np. na polach irygacyjnych we Wrocławiu; Orłowski et al. 2008) i względnie silny wzrost liczebności lokalnych populacji, np. w dolinie Noteci z 120–130 par na początku lat 80. XX w. do 250–280 w latach 2008–2009 (Wylegała et al. 2010).

Jezioro Karaś na Pojezierzu Iławskim, objęte ochroną w formie rezerwatu przyrody oraz Specjalnego Obszaru Ochrony Siedlisk Natura 2000 PLH280003 (Wilk et al. 2010), od dawna znane jest jako jedna z kluczowych ostoi gatunku w kraju (Kleinschmidt & Krupa 1994 msc, Krupa 2001 msc, 2004, Krupa & Sikora 2007, Krupa & Rusiecki 2015). Na początku lat 90. ubiegłego wieku populację szacowano tam na 120 par (Krupa 2001 msc; wcześniejsze oceny, sięgające nawet 180 par, były prawdopodobnie przeszacowane, por. Kleinschmidt & Krupa 1994 msc, Krupa 2001 msc), a w połowie tej dekady na 70–90 par. Ostatnia ocena (60–90 par) dotyczy lat 1995–2006 (Krupa et al. 2010), ale raczej odnosi się do końca podanego okresu. Preferowane siedliska gatunku obejmują przede wszystkim zbiorowiska roślinne będące przejściowym stadium w procesie łądowacenia. Wobec obniżania się poziomu wód gruntowych w okolicy i postępującej sukcesji roślinności (Krupa et al. 2010), w r. 2015 podjęto próbę oceny liczebności populacji podróżniczka w rezerwacie. Niniejsze opracowanie przedstawia ocenę liczebności populacji podróżniczka, na podstawie badań przeprowadzonych wiosną 2015 roku – prawie 10 lat od czasu ostatniej oceny.

Materiał i metody

Prace terenowe przeprowadzono zgodnie z metodyką zalecaną do monitoringu podróźniczka w chwili planowania badań (Krupa 2009). W rezerwacie Jezioro Karaś wykonano dwa liczenia wiosenne: w dniach 5.–7.05. oraz 6.–7.06.2015. Liczenia wykonywano w porze o największej aktywności głosowej gatunku (godziny wczesnoporanne, od świtu do około 10, oraz od około 16 do zmroku włącznie), obejmując nimi lądową część rezerwatu (głównie zbiorowiska o charakterze brzezin i olsów, tylko liczenie w maju), jak i strefę brzegową jeziora (oba liczenia), gdzie przeważyły zbiorowiska szuwarowe z kępami wierzb *Salix* sp., preferowane przez podróźniczka.

Podczas liczenia w maju skontrolowano 21 transektów zlokalizowanych w lądowej części rezerwatu (dalej „transekty lądowe”), tak by pokryć kontrolami \pm równomiernie cały jej obszar (Załącznik 1: rys. 1). Zgodnie z danymi z literatury (Krupa 2009) i doświadczeniami własnymi przyjęto, że wykrywalność śpiewających samców jest pełna w strefie odległości do 100 m po obu stronach transektu i dla takiej powierzchni (długość transektu [m] * 200 [m]) obliczono zagęszczenie. Poszczególne transekty miały długość 316–891 m (średnia \pm SD: 478,1 \pm 87,3 m), co przekłada się na skontrolowaną powierzchnię 200,8 ha (około 40% lądowej części rezerwatu, której powierzchnia w przybliżeniu wynosi 506 ha). W trakcie tych liczeń stwierdzono jedynie jednego samca podróźniczka w godzinach wieczornych 5.05, którego obecności nie potwierdzono następnego dnia. Ponadto stwierdzono, że środowisko w części lądowej rezerwatu nie pokrywa się z preferencjami gatunku, głównie w wyniku sukcesji brzozy *Betula* sp. tworzącej zwarte, wysokopienne drzewostany i przesuszenia (całkowicie suche podłoże, wkraczająca sosna *Pinus sylvestris*, Załącznik 1: fot. 1–2). W tej sytuacji zrezygnowano z prowadzenia liczeń na transektach lądowych podczas drugiej kontroli w czerwcu. W analizie wyników z liczenia w maju uwzględniono wyniki z części lądowej rezerwatu w dwojaki sposób: do oszacowania liczebności samców w strefie brzegowej jeziora dodano jednego stwierdzonego samca (wartość minimalna), względnie oczekiwaną liczbę samców mogących występować w całej lądowej części rezerwatu (1 samiec stwierdzony + ekstrapolacja średniego zagęszczenia na powierzchnię nieskontrolowaną), uzyskując ocenę całkowitej liczebności. Oba warianty optymistycznie zakładają, że mimo nieodpowiednich siedlisk, pojedyncze podróźniczki mogą odbywać lęgi w części lądowej.

Linie brzegową jeziora objęto liczeniami na obu akwenach – północnym i południowym (Załącznik 1: rys. 2). Liczenia wykonywano z pontonu, wolno płynąc wzdłuż granicy szuwaru trzcinowego, tak by objąć nasłuchem pas o szerokości 100 m (na większości długości linii brzegowej, szerokość pasa szuwarów jest znacznie mniejsza niż 100 m). Całą trasę podzielono na odcinki o długości ok. 400 m, nazywane dalej „transektami wodnymi”. W trakcie kontroli majowej skontrolowano około połowy linii brzegowej na każdym akwencie – odcinki wskazane jako kluczowe dla podróźniczka przez Roberta Krupę (transekty K1–K11 na akwencie południowym i KN3–KN12 na północnym, Załącznik 1: rys. 2). W przypadku tej kontroli, całkowitą liczebność populacji (całość linii brzegowej) uzyskano poprzez zsumowanie liczebności stwierdzonej na transektach skontrolowanych i ekstrapolację średniej liczebności na nieskontrolowaną część linii brzegowej (średnie zagęszczenie wraz z jego 95% przedziałami ufności, oszacowanymi przy pomocy metody bootstrap). W trakcie kontroli czerwcowej dwukrotnie (wieczorem 6.06. i rano 7.06.) skontrolowano wszystkie transekty na obu akwenach, tj. całą linię brzegową, co umożliwiło oszacowanie i uwzględnienie niepełnej wykrywalności. Podobnie jak na transektach lądowych, liczenia odbywały się w godzinach najwyższej aktywności głosowej podróźniczka. Liczenia wykonał zespół autorski.

Do oszacowania liczebności populacji zastosowano modele mieszanek (*N-mixture models*, Royle 2004, Kéry & Schaub 2011, Kéry & Royle 2016). Modele mieszanek umożliwiają oszacowanie wykrywalności i odpowiednią korektę liczebności. W rezultacie uzyskiwana jest całkowita liczebność ptaków (tu: śpiewających samców), obejmująca osobniki wykryte oraz niewykryte – obecne, lecz przeoczone podczas kontroli. Modele te wykorzystują wyniki liczeń zreplikowanych w czasie i przestrzeni – wykonanych na powierzchniach próbnych (punktach nasłuchowych, transektach itd.) w trakcie co najmniej dwóch kontroli. Wspomniane wyżej typy modeli są złożeniem dwóch modeli cząstkowych, opisujących oba procesy warunkujące uzyskiwane wyniki: procesu kształtującego stan populacji na pojedynczej powierzchni próbnej, oraz procesu obserwacji opisywanego przez prawdopodobieństwo wykrycia (współdecydującego o uzyskiwanych wynikach liczenia). Do danych uzyskanych w czerwcowym liczeniu podrózniczka zastosowano podstawowy model mieszany k , w którym parametrem opisującym stan populacji jest liczebność, λ (Royle 2004). W niniejszych badaniach miarą liczebności była liczba śpiewających samców. Parametrem opisującym proces obserwacji jest prawdopodobieństwo wykrycia p (nazywane też wykrywalnością), modelowane z użyciem rozkładu dwumianowego. Prawdopodobieństwo wykrycia oszacowane w użytym w niniejszym opracowaniu modelu mieszanym k Royle'a (2004) oznacza prawdopodobieństwo wykrycia śpiewającego samca podrózniczka obecnego na powierzchni próbnej. Liczebność szacowaną przez ten model interpretuje się jako superpopulację, czyli wszystkie osobniki użytkujące obszar badań w trakcie trwania liczeń – związane z powierzchniami próbnymi w dowolnym momencie, a nie tylko osobniki stale zasiedlające powierzchnie próbne (Kéry & Royle 2016). Oznacza to, że jeżeli dochodzi do przemieszczeń samców między powierzchniami próbnymi, które mogą mieć miejsce, jeżeli np. terytoria obejmują styczne części dwóch sąsiednich transektów, oszacowana liczebność może zostać zawyżona. By uniknąć takiej sytuacji, samce podrózniczka stwierdzone tylko jeden raz (w trakcie liczenia wieczornego 6.06. lub porannego 7.06.) na sąsiednich transektach, przyporządkowano do jednego, tego samego transektu zakładając, że były to te same osobniki, przemieszczające się między transektami w obrębie swojego terytorium. Miało to miejsce w przypadku dwóch równocześnie stwierdzonych samców na pojedynczych, sąsiednich transektach, wieczorem 6.06. i rano 7.06.

W niniejszej analizie dopasowano do danych z obserwacji (liczeń na transektach) sześć modeli mieszanych k , zakładających taką samą $\{ \lambda(\cdot), p(\cdot) \}$, względnie odmienną (zależną od kontroli, $\{ \lambda(\cdot), p(K) \}$) wykrywalność podczas liczeń wieczornego (6.06.) i porannego (7.06.), w których liczebność opisywana była rozkładem Poissona (P), ujemnym rozkładem dwumianowym (NB) lub rozkładem Poissona z nadmiarową częstością zer (ZIP). W odróżnieniu od rozkładu Poissona, charakteryzowanego jednym parametrem (średnią, równą wariancji), dwa ostatnie z tych rozkładów mają dodatkowe parametry uwzględniające nadmiarową częstość zer (Zuur et al. 2009). Ponieważ podczas liczenia majowego transekty zostały skontrolowane tylko jeden raz, analizę przeprowadzono tylko dla wyników uzyskanych podczas kontroli czerwcowej (6.–7.06.2015), traktując populację jako demograficznie zamkniętą między liczeniem wieczornym jednego dnia i porannym następnego dnia.

Analizę przeprowadzono w bibliotece *unmarked* (Fiske & Chandler 2011) w środowisku R (R Core Team 2014), korzystając z funkcji *pcount*. Dopasowane modele porównano za pomocą wartości kryterium informacyjnego Akaike (AIC, Burnham & Anderson 2002). Oceny liczebności populacji i ich 95% przedziały ufności uzyskano przy pomocy parametrycznej metody bootstrap, dla każdego z sześciu modeli osobno. Ocenę końcową uzyskano jako wypadkową ocen dla poszczególnych modeli, z uwzględnieniem ich wag.

W celu oszacowania współczynnika tempa wzrostu populacji z modelu wykładniczego (λ , patrz np. Chodkiewicz et al. 2013: ss. 17 i 38) zestawiono trzy oceny liczebności podróźniczka w rezerwacie: tę z początku lat 90., tę dla lat 1995–1998 (75–90 par) i zaprezentowaną w niniejszej pracy dla r. 2015. W związku z uzasadnionymi wątpliwościami dotyczącymi wcześniej opublikowanych, prawdopodobnie zawyżonych ocen (patrz Wstęp i Dyskusja) dla pierwszej oceny przyjęto jedną, najbardziej wiarygodną, ustaloną liczebność 120 par. Ponieważ wcześniejsze oceny dotyczyły zakresu lat, pierwszą ocenę przyporządkowano do r. 1992, drugą do r. 1996 jako lat \pm środkowych dla podawanych zakresów, a ostatnią do r. 2015 – jako jedyna dotyczyła ona jednego roku. By uwzględnić niepewność co do faktycznej liczebności populacji, dla roku 1996 wyrażoną dolnym i górnym progiem oceny (min–max), a dla roku 2015 – rozkładem oszacowanych liczebności z modeli mieszanych k, dla tych dwóch ocen spodziewane liczebności losowano. Pochodziły one, odpowiednio, z rozkładu jednostajnego (zakres 75–90, każda wartość tak samo prawdopodobna) i z uzyskanych oszacowań z modeli mieszanych k (rozkład oszacowań będący wypadkową ocen z wszystkich modeli, z uwzględnieniem ich wag, patrz wyżej), natomiast pierwsza z ocen (120 par) była wartością ustaloną. Generowanie możliwych liczebności powtórzone 10 tys. razy, uzyskując tyle możliwych zbiorów danych, każdy obejmujący trzy wartości (120 par plus dwie wartości losowane). Do każdego wygenerowanego w ten sposób zestawu danych, dopasowywano uogólniony model liniowy z rozkładem Poissona w środowisku R, szacujący parametr λ , uzyskując 10 tys. oszacowań tego parametru wraz z jego 95% przedziałami ufności.

Wyniki

W trakcie trzech kolejnych kontroli (maj: transekty lądowe i część transektów wodnych, czerwiec: 6. i 7.06. – wszystkie transekty wodne) stwierdzono odpowiednio 9 (w tym jeden na transektach lądowych), 6 i 5 samców podróźniczka. W trakcie liczenia czerwcowego, po uwzględnieniu tylko jednej, maksymalnej liczebności z dwóch wykonanych liczeń (wieczornego i porannego) na każdym z odcinków transektu, suma stwierdzonych samców wynosiła 7 (tab. 1). Gdy do powyższych wyników doda się liczebność stwierdzoną lub/i oszacowaną dla całej lądowej części rezerwatu (odpowiednio 1 i 3 samce, patrz Metody), liczebność populacji wynosiłaby 9–11 samców w maju

Tabela 1. Wyniki liczeń (liczebność stwierdzona) i ocena liczebności (liczebność oszacowana, w nawiasach 95% przedziały ufności) śpiewających samców podróźniczka w rezerwacie Jezioro Karaś w maju i czerwcu 2015 r. Dla kontroli w maju, liczebność oszacowana to suma samców stwierdzonych plus liczebność przewidywana dla nieskontrolowanych transektów wodnych oraz liczba samców stwierdzonych/oczekiwanych w lądowej części rezerwatu. Oszacowanie liczebności dla kontroli w czerwcu pochodzi z modeli mieszanych k, uwzględniających niepełną wykrywalność

Table 1. Results of Bluethroat surveys in the Karaś Lake nature reserve in May (4) and June (5) 2015: recorded numbers (2) and population size estimates (3, 95% confidence intervals in parentheses). For May counts, population size estimate is the number of males recorded within the surveyed area plus extrapolation for the non-surveyed area. Estimate for June is a model-averaged abundance from binomial N-mixture models, corrected for imperfect detection

Kontrola (1)	Liczebność stwierdzona (2)	Liczebność oszacowana (3)
maj (4)	9	13 (11–21)
czerwiec (5)	7	10 (7–29)

Tabela 2. Modele mieszanek dopasowane do danych z liczeń podróżniczka na jeziorze Karaś w czerwcu 2015 r. Rozkład: P – Poissona, ZIP – Poissona z nadmiarową częstością zer, NB – ujemny dwumianowy, K – liczba parametrów modelu, AIC – wartość kryterium informacyjnego Akaike, ω AIC – waga modelu. Notacja p(.) oznacza wykrywalność stałą dla obu kontroli, p(K) – zależną od kontroli (inną dla kontroli pierwszej, inną dla drugiej). Wartości współczynników podano na skali logarytmicznej (λ) lub logitowej (p). Dla modeli z wykrywalnością zależną od kontroli podano stałą (dla kontroli pierwszej, K1, liczenie wieczorne 6.06.) i kontrast dla kontroli drugiej (K2, liczenie poranne 7.06.)

Table 2. Binomial N-mixture models fitted to Bluethroat survey data in the Karaś Lake nature reserve in June 2015. K – number of parameters in the model, AIC – Akaike information criterion, ω AIC – AIC weight. p(.) notation denotes for detection probability the same during both surveys, p(K) denotes for survey-dependent detection probability. Coefficient estimates are given on log (for λ) or logit (for p) scales. For models with survey-dependent detection probability, a constant is given for the survey 1 (K1, evening survey in 6 June) and a contrast for survey 2 (K2, morning survey on 7 June). (1) – model, (2) – distribution: P – Poisson, ZIP – zero-inflated Poisson, NB – negative binomial, (3) – abundance, (4) – detection probability, (5) – dispersion parameter (NB models) or zero-inflation parameter (ZIP models)

Model (1)	Rozkład (2)	K	AIC	ω AIC	Liczebność λ (3)	Wykrywalność p (4)	Dyspersja, k lub nadmiarowość zer, α (5)
λ (.), p(.)	P	2	54,67	0,384	$-1,45 \pm 0,40$	$0,91 \pm 0,80$	
λ (.), p(K)	P	3	56,35	0,166	$-1,46 \pm 0,39$	K1: $1,31 \pm 1,14$ K2: $-0,66 \pm 1,20$	
λ (.), p(.)	ZIP	3	56,42	0,160	$-0,94 \pm 1,00$	$0,86 \pm 0,84$	$-0,43 \pm 2,28$
λ (.), p(.)	NB	3	56,48	0,155	$-1,44 \pm 0,43$	$0,86 \pm 0,85$	$0,40 \pm 2,76$
λ (.), p(K)	ZIP	4	58,11	0,069	$-0,96 \pm 1,00$	K1: $1,25 \pm 1,16$ K2: $-0,64 \pm 1,18$	$-0,46 \pm 2,32$
λ (.), p(K)	NB	4	58,17	0,067	$-1,45 \pm 0,43$	K1: $1,24 \pm 1,17$ K2: $-0,64 \pm 1,18$	$0,45 \pm 2,83$

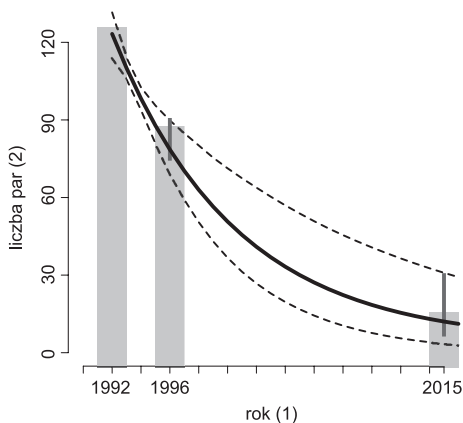
i 8–10 w czerwcu. Liczebność oszacowana dla liczenia majowego, z uwzględnieniem transektów nieskontrolowanych i oceny dla lądowej części rezerwatu wynosi 13 (95% PU: 11–21).

Sześć modeli dopasowanych do danych z liczeń podróżniczka miało stosunkowo wyrównane poparcie z różnicą sięgającą zaledwie 3,5 jednostki między najlepszym i najgorszym modelem. Modele z rozkładem Poissona miały nieznacznie wyższe poparcie niż modele z innymi rozkładami (tab. 2). W obrębie par modeli z tym samym rozkładem, te zakładające stałą (identyczną) wykrywalność podczas obu kontroli były konsekwentnie nieznacznie lepsze od modeli zakładających wykrywalność zróżnicowaną między liczeniami wieczornym 6.06. i porannym 7.06. (tab. 2). Oszacowane prawdopodobieństwo wykrycia pojedynczego, obecnego w terytorium i dostępnego do wykrycia samca podróżniczka było dość wysokie i podobne według wszystkich modeli – oszacowania wahały się między 65% a 79%, zależnie od modelu i kontroli (tab. 2), a według modelu o najwyższym poparciu wynosiło ono 0,71 (95% PU: 0,34–0,92). Oznacza to, że większość samców faktycznie obecnych było wykrywanych w trakcie kontroli terenowych w niniejszych badaniach. Poszczególne modele szacowały liczebność całkowitą na poziomie 5–10 samców, ocena z modelu o najwyższym poparciu wynosiła 8 (95% PU: 4–17) samców, zaś ocena uśredniona ze wszystkich modeli – 10 samców (95% PU: 7–29).

Tempo spadku liczebności populacji podróźniczka w rezerwacie Jezioro Karaś w ciągu omawianego okresu ostatnich 23 lat (1992–2015) jest dramatycznie wysokie: oszacowany współczynnik tempa wzrostu liczebności populacji λ wynosi 0,893 (95% PU: 0,854–0,945; dopasowanie modelu do danych, $R^2 = 0.999$). Oznacza to, że średnio w tym okresie corocznie z populacji ubywało 10,7% (5,5–14,6%) jej stanu z roku poprzedzającego.

Dyskusja

Ocena liczebności podróźniczka w rezerwacie Jezioro Karaś w 2015 roku jest jednoznaczna – w porównaniu z danymi z lat 1990–2006, liczebność gatunku silnie spadła. Oszacowanie liczebności dla kontroli majowej jest niższe, głównie wskutek nieuwzględnienia niepełnej wykrywalności. Można przypuszczać, że w maju, kiedy większość samców przystępowała do pierwszego lęgu liczebność była nieco wyższa niż sugerują



Rys. 1. Oszacowana liczebność samców podróźniczka w rezerwacie Jezioro Karaś w 2015 roku na tle wcześniejszych ocen. Słupki przedstawiają najbardziej prawdopodobną liczebność dla roku 1992 oraz wartość średnią dla oceny opublikowanej w postaci zakresu (min–max) dla roku 1996 (Krupa 2001). Słupki błędów dla roku 1996 oznaczają zakres min–max, a dla 2015 – 95% przedziały ufności dla oceny przedstawionej w niniejszej pracy. Linia ciągła to średnia liczebność przewidywana przez model wykładniczy, linie przerywane – jej 95% przedziały ufności (patrz Metody).

Fig. 1. Estimates of population size of Bluethroat in the Karaś Lake nature reserve in 2015 against earlier estimates (1992 and 1996 as the middle years in the range of years for published estimates, Krupa 2001). Error bars denote range (min–max) for 1996 and 95% confidence intervals for 2015 (this study). Bold line shows predicted abundance according to the exponential model, dashed lines – its 95% confidence intervals. (1) – year, (2) – number of pairs

ją uzyskane wyniki. Potwierdzeniem tego przypuszczenia jest fakt, że mimo skontrolowania w maju około 60% najlepszych siedlisk (szuwały wzdłuż linii brzegowej jeziora), stwierdzono więcej samców, niż podczas skontrolowania całości najlepszych siedlisk (szuwały i skraj zadrzewień wzdłuż linii brzegowej jeziora) w czerwcu. W okresie przystępowania do pierwszego lęgu wykrywalność jest najwyższa (Krupa & Rusiecki 2015). Najnowsze zalecenia, dotyczące monitoringu gatunku (Krupa & Rusiecki 2015) zalecają wykonanie dwóch liczeń w odstępie około tygodnia, w okresie między 20 kwietnia a 10 maja (szczyt aktywności wokalnej samców we wschodniej Polsce, pierwszy lęg). Liczenia późniejsze (czerwiec) według cytowanych autorów będą dotyczyć samców przemieszczających się po utracie pierwszego lęgu, co w połączeniu z ogólnie niższą wykrywalnością w tym okresie skutkuje zwykle zaniżeniem liczebności.

Uwzględniając otrzymane wyniki, w tym fakt, że ocena liczebności w maju nie została skorygowana o niepełną wykrywalność, liczebność populacji podróźniczka w rezerwacie Jezioro Karaś w 2015 r. można ostrożnie oszacować na około 7–30 samców, co oznacza dalszy znaczący spadek liczebności (rys. 1). Krupa (2001 msc) wykazał, że wcześniejsze oceny (Kleinschmidt & Krupa 1994 msc) były zawyżone, a bliższy stanowi faktycznemu był dolny próg tych ocen (120 par). Jednocześnie bardzo intensywne

kontrole terenowe w latach 1995–1998 (problem niepełnej wykrywalności można więc w tym przypadku pominąć) pozwoliły wiarygodnie ocenić liczebność w całym rezerwacie na 75–90 par (Krupa 2001 msc). Tempo spadku liczebności jest bardzo wysokie (ponad 10% rocznie). Wobec niekorzystnych zmian siedliskowych, wyhamowanie bardzo silnego trendu spadkowego wydaje się mało prawdopodobne. Przy założeniu dalszego spadku w tempie jak w ciągu ostatnich 23 lat, należy spodziewać się wycofania się podróżniczka z rezerwatu w krótkim czasie, a w wariancie optymistycznym – trwania szczytkowej populacji w wąskim pasie odpowiednich siedlisk.

Działania poprawiające stan ochrony gatunku powinny przede wszystkim objąć podniesienie poziomu wody w jeziorze i przylegających zbiorowiskach roślinnych wraz z jednoczesnym zahamowaniem sukcesji lub/i odtworzeniem preferowanych, krótkotrwałych siedlisk.

Autorzy składają podziękowania Robertowi Krupie za cenne sugestie dotyczące przeprowadzenia niniejszych badań i Recenzentowi za konstruktywne uwagi. Prace terenowe wykonano za zgodą Regionalnej Dyrekcji Ochrony Środowiska w Olsztynie (nr WOPN-OOP:6205.1.32.2015. MH).

Literatura

- BirdLife International 2015. IUCN Red List for birds. <<http://www.birdlife.org>>, dostęp 30/06/2015.
- Bednorz J. 2001. *Luscinia svecica* (Linné, 1758) Podróżniczek. W: Głowaciński Z. (red.). Polska czerwona księga zwierząt. Kręgowce, ss. 254–256. PWRiL, Warszawa.
- Burnham K.P., Anderson D.R. 2002. Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach. 2nd ed. Springer, New York.
- Chodkiewicz T., Neubauer G., Chylarecki P., Sikora A., Cenian Z., Ostasiewicz M., Wylegała P., Ławicki Ł., Smyk B., Betleja J., Gaszewski K., Górski A., Grygoruk G., Kajtoch Ł., Kata K., Krogulec J., Lenkiewicz W., Marczakiewicz P., Nowak D., Pietrasz K., Rohde Z., Rubacha S., Stachyra P., Świętochowski P., Tumiel T., Urban M., Wieloch M., Woźniak B., Zielińska M., Zieliński P. 2013. Monitoring populacji ptaków Polski w latach 2012–2013. Biuletyn Monitoringu Przyrody 11: 1–72.
- 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.
- Chylarecki P., Sikora A. 2007. Ocena liczebności gatunków lęgowych w Polsce. W: Sikora A., Rohde Z., Gromadzki M., Neubauer G., Chylarecki P. (red.). Atlas rozmieszczenia ptaków lęgowych Polski, ss. 34–41. Bogucki Wyd. Nauk., Poznań.
- Dziennik Ustaw 2014. Dziennik Ustaw Rzeczypospolitej Polskiej. Warszawa, dnia 7 października 2014 r. Poz. 1348. Rozporządzenie Ministra Środowiska z dnia 6 października 2014 r. w sprawie ochrony gatunkowej zwierząt.
- Fiske I., Chandler R. 2011. unmarked: An R package for fitting hierarchical models of wildlife occurrence and abundance. J. Stat. Soft 43: 1–23.
- Kéry M., Royle A.J. 2016. Applied Hierarchical Modeling in Ecology. Analysis of distribution, abundance and species richness in R and BUGS. Vol. 1. Prelude and Static Models. Academic Press, Amsterdam.
- Kéry M., Schaub M. 2011. Bayesian Population Analysis Using WinBUGS. A hierarchical perspective. Academic Press, Amsterdam.
- Kleinschmidt L., Krupa R. 1994 msc. Ornitofauna rezerwatu faunistycznego „Jezioro Karaś”. Praca magisterska. Wydział Zootechniczny, Akademia Rolniczo-Techniczna im. M. Czapowskiego w Olsztynie.

- Krupa R. 2001 msc. Biologia rozrodu podrózniczka *Luscinia svecica cyaneacula* (Wolf 1810) w aspekcie uwarunkowań rezerwatu „Jezioro Karaś”. Praca doktorska, Uniwersytet Gdański, Gdańsk.
- Krupa R. 2004. *Luscinia svecica* – podrózniczek. W: Gromadzki M. (red.). Ptaki (cz. I). Poradniki ochrony siedlisk i gatunków Natura 2000 – podręcznik metodyczny, ss. 304–308. Ministerstwo Środowiska, Warszawa.
- Krupa R. 2009. Podrózniczek *Luscinia svecica*. W: Chylarecki P., Sikora A., Cenian Z. (red.). Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny dotyczący gatunków chronionych Dyrektywą Ptasią, ss. 560–568. GIOŚ, Warszawa.
- Krupa R., Sikora A. 2007. Podrózniczek *Luscinia svecica*. W: Sikora A., Rohde Z., Gromadzki M., Neubauer G., Chylarecki P. (red.). Atlas rozmieszczenia ptaków lęgowych Polski, ss. 356–357. Bogucki Wyd. Nauk., Poznań.
- Krupa M., Krupa R., Kleinschmidt L. 2010. Jezioro Karaś. W: Wilk T., Jujka M., Krogulec J., Chylarecki P. (red.). Ostoje ptaków o znaczeniu międzynarodowym w Polsce, ss. 470–472. OTOP, Marki.
- Krupa R., Rusiecki S. 2015. Podrózniczek *Luscinia svecica*. W: Chylarecki P., Sikora A., Cenian Z., Chodkiewicz T. (red.). Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny, ss. 602–607. Wyd. 2. GIOŚ, Warszawa.
- Ławicki Ł., Marchowski D., Mrugowski W., Niedźwiecki S., Kaliciuk J., Śmietana P., Wysocki D. 2007. Awifauna Międzyodrza w latach 1994–2006. Not. Orn. 48: 37–54.
- Nitecki C. (red.). 2013. Jezioro Druzno – Monografia Przyrodnicza. Mantis, Olsztyn.
- Orłowski G., Górka W., Sęk M. 2008. Środowisko i liczebność populacji lęgowej podrózniczka *Luscinia svecica* we Wrocławiu w latach 2004 i 2007. Not. Orn. 49: 13–20.
- R Core Team 2015. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <<http://www.R-project.org/>>.
- Royle J.A. 2004. N-mixture models for estimating population size from spatially replicated counts. Biometrics 60: 108–115.
- Tomiałojć L., Stawarczyk T. 2003. Awifauna Polski. Rozmieszczenie, liczebność i zmiany. PTPP „pro Natura”, Wrocław.
- Wilk T., Jujka M., Krogulec J., Chylarecki P. (red.). Ostoje ptaków o znaczeniu międzynarodowym w Polsce. OTOP, Marki.
- Winięcki A., Grzybek J., Krupa A., Mielczarek S. 1997. Awifauna lęgowa doliny środkowej Warty – stan aktualny i kierunki zmian. Not. Orn. 38: 87–120.
- Wylegała P., Batycki A., Rudzionek B., Drab K., Blank M., Blank T., Barteczka J., Bagiński W., Koнопka A. 2010. Awifauna Doliny Środkowej Notecki i Kanału Bydgoskiego – stan aktualny oraz zmiany liczebności. Orn. Pol. 51: 43–55.

Grzegorz Neubauer

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

Piotr Zieliński, Jakub Typiak

Stacja Ornitologiczna, Muzeum i Instytut Zoologii PAN
Nadwiślańska 108, 80-680 Gdańsk
piotrz@miiz.waw.pl, kubat@miiz.waw.pl

Artur Niemczyk

Gdańska, 82-103 Jantar
deha83@interia.pl