



Ocena zagęszczenia i liczebności muchołówki małej *Ficedula parva* w lasach trójmiejskich z wykorzystaniem powtarzanych nasłuchów z punktów

Grzegorz Neubauer, Arkadiusz Sikora

Abstrakt: W pracy przedstawiono ocenę zagęszczenia i liczebności muchołówki małej *Ficedula parva* w lasach trójmiejskich w oparciu o wyniki powtarzanych nasłuchów na punktach obserwacyjnych w Lasach Oliwskich. Lasy trójmiejskie (ok. 210 km²) stanowią zwarty kompleks leśny ze znacznym udziałem buka *Fagus sylvatica*, sąsiadujący z aglomeracją trójmiejską (Gdańsk, Gdynia, Sopot). Liczenia śpiewających samców wykonano według protokołu znanego jako *robust design*. Polegały one na dwukrotnym wykonaniu 5-minutowego nasłuchu tego samego dnia, w trakcie dwóch liczeń (pierwsze – 12–16.05.2015 i drugie – 18–22.05.2015), oddzielonych 5–7-dniową przerwą, w każdym z 78 punktów nasłuchowych. Zagęszczenie oszacowano z użyciem hierarchicznych modeli mieszanek, uwzględniających niepełną wykrywalność i okresową emigrację. Prawdopodobieństwo, że samiec przebywał w części terytorium objętej nasłuchem i był wykrywalny wynosiło 0,44 (95% przedział ufności [PU]: 0,22–0,69). Prawdopodobieństwo wykrycia pojedynczego, śpiewającego samca muchołówki małej wynosiło 0,65 (95% PU: 0,53–0,77). Zagęszczenie wynosiło 0,72 samca/10 ha lasu (95% PU: 0,53–0,95). Liczebność w Lasach Oliwskich oszacowano na 320 samców (95% PU: 232–419), a w lasach trójmiejskich na 1383 samce (95% PU: 1001–1810). Lasy trójmiejskie stanowią jedną z kluczowych ostoi dla muchołówki małej w Polsce – występuje tu 3,2% krajowej populacji; tym samym spełniają one kryterium ustanowienia tutaj OSO Natura 2000. Koncepcja ta znajduje także poparcie w pozostałych, wyjątkowych walorach przyrodniczych lasów trójmiejskich.

Słowa kluczowe: muchołówka mała, *Ficedula parva*, zagęszczenie, ochrona, propozycja OSO Natura 2000, Lasy Trójmiejskie

Estimation of density and abundance of the Red-breasted Flycatcher *Ficedula parva* in the Tricity Forest (N Poland) using replicated point-counts. Abstract: The paper presents density and abundance estimates of the Red-breasted Flycatcher *Ficedula parva* in the southern part of Tricity Forest called Oliva Forest. Tricity Forest is a 210 km² complex bordering the Tricity agglomeration (Gdańsk, Gdynia, Sopot), with high contribution of the Beech *Fagus sylvatica*. The point-count data were collected according to the robust design protocol: the two 5-min counts were performed on the same day during both the first (12–16 May 2015), and the second (18–22 May 2015) survey in each of 78 observation points. Density was estimated with the hierarchical binomial N-mixture models, accounting for both temporary emigration and imperfect detection. Availability was estimated at 0.44 (95% confidence intervals [CI]: 0.22–0.69). Detection probability of a single, singing male Red-breasted Flycatcher during a single, 5-min count was best characterized as constant at 0.65 (95% CI: 0.53–0.77). Density was 0.72 male/10 ha of forest (95% CI: 0.53–0.95). The total

population size in the Oliva Forest was estimated at 320 males (95% CI: 232–419), while in the whole complex of the Tricity Forest – 1383 males (95% CI: 1001–1810). The Tricity Forest represents the second most important refuge for the Red-breasted Flycatcher in Poland, supporting ca 3.2% of the national population. For this reason, special protection area (SPA) within the Natura 2000 network should be established here. The unique value of the Tricity Forest reported for other groups of organisms including plants, invertebrates, and fungi, supports this conception.

Key words: Red-breasted Flycatcher, *Ficedula parva*, density, protection, Special Protection Area, Tricity Forest

Muchołówka mała występuje w Europie środkowo-wschodniej (Flade 1997). Jest migran-tem dalekodystansowym, a jej zimowiska położone są w południowo-zachodniej i południowej Azji (Cramp & Perrins 1993, del Hoyo et al. 2005). W Polsce jest gatunkiem nielicznym lub średnio licznym (Chodkiewicz et al. 2015), który najpowszechniej występuje w północnej i południowo-wschodniej części kraju (Stajszczyk 2007). Preferuje buczyny i grądy, ale występuje również w lasach mieszanych, a rzadziej w lasach z dominacją gatunków drzew iglastych (Cramp & Simmons 1993, Stajszczyk 2004, Mitrus et al. 2006, Tumiel et al. 2013). W ostatnich kilkunastu latach trend wzrostowy wykazano w północnej części zasięgu, a spadek w południowo-zachodniej części arealu (BirdLife International 2015), co jest zbieżne z prognozowanym poszerzeniem zasięgu gatunku na północ w wyniku zmian klimatycznych (Huntley et al. 2007). Trend wzrostowy zarejestrowano w Finlandii (Valkama et al. 2011), a w sąsiedniej Estonii w ostatnim trzydziestoleciu również miał miejsce silny wzrost liczebności (Eltis et al. 2013). W Niemczech w latach 1985–2009 populacja była stabilna liczebnie, jednak od końca lat 90. ubiegłego wieku trwa spadek liczebności (Gedeon et al. 2014). W Polsce zmiany liczebności muchołówki małej pozostają nieznane, a trend nieustalony, głównie ze względu na niskie rozpowszechnienie notowane w programie Monitoring Pospolitych Ptaków Lęgowych (Neubauer et al. 2015b, Chodkiewicz et al. 2016) i brak innych, dedykowanych badań.

Dotychczas, w środowiskach leśnych, by uzyskać zbliżone do rzeczywistych dane o zagęszczeniu ptaków, stosowano m. in. metodę kartograficzną opartą na 8–10 kontrolach powierzchni badawczych (Tomiałojć 1980). Ze względu na swoją pracochłonność, metoda ta może służyć jedynie do oceny zagęszczenia na niewielkich powierzchniach próbnych. W terenowych badaniach ptaków, innych zwierząt, a nawet roślin, regułą jest niewykrywanie wszystkich obecnych osobników w trakcie obserwacji (znaczna liczba kontroli w metodzie kartograficznej służy m. in. redukcji tego efektu), co skutkuje заниżaniem ocen zagęszczenia i liczebności (Chylarecki 2015). Szybki rozwój metod statystycznych pozwala obecnie na oszacowanie i uwzględnienie niepełnej wykrywalności w ocenach rozpowszechnienia (MacKenzie et al. 2006) oraz zagęszczenia i liczebności (Buckland et al. 2004, Kéry & Royle 2016), przy stosunkowo niewielkim wysiłku terenowym. Modele używane do tego rodzaju obliczeń wykorzystują wyniki powtarzanych w czasie i przestrzeni liczeń (modele rozpowszechnienia i liczebności, Neubauer et al. 2015a), albo wymagają danych zbieranych w oparciu o metodykę transektową, w której obserwowane osobniki przyporządkowywane są do kategorii odległości od trasy, po której porusza się obserwator (Kuczyński & Chylarecki 2012). W obu tych podejściach celem jest uzyskanie oszacowań parametrów stanu populacji (rozpowszechnienie, liczebność lub zagęszczenie) nieobciążonych niepełną wykrywalnością – zmienną w trakcie kolejnych kontroli albo malejącą wraz z odległością od obserwatora. W niniejszej pracy prezentujemy metodykę, umożliwiającą z jednej strony uzyskanie wiarygodnych ocen zagęszczenia, a z drugiej objęcie badaniami dużych obszarów, przy stosunkowo

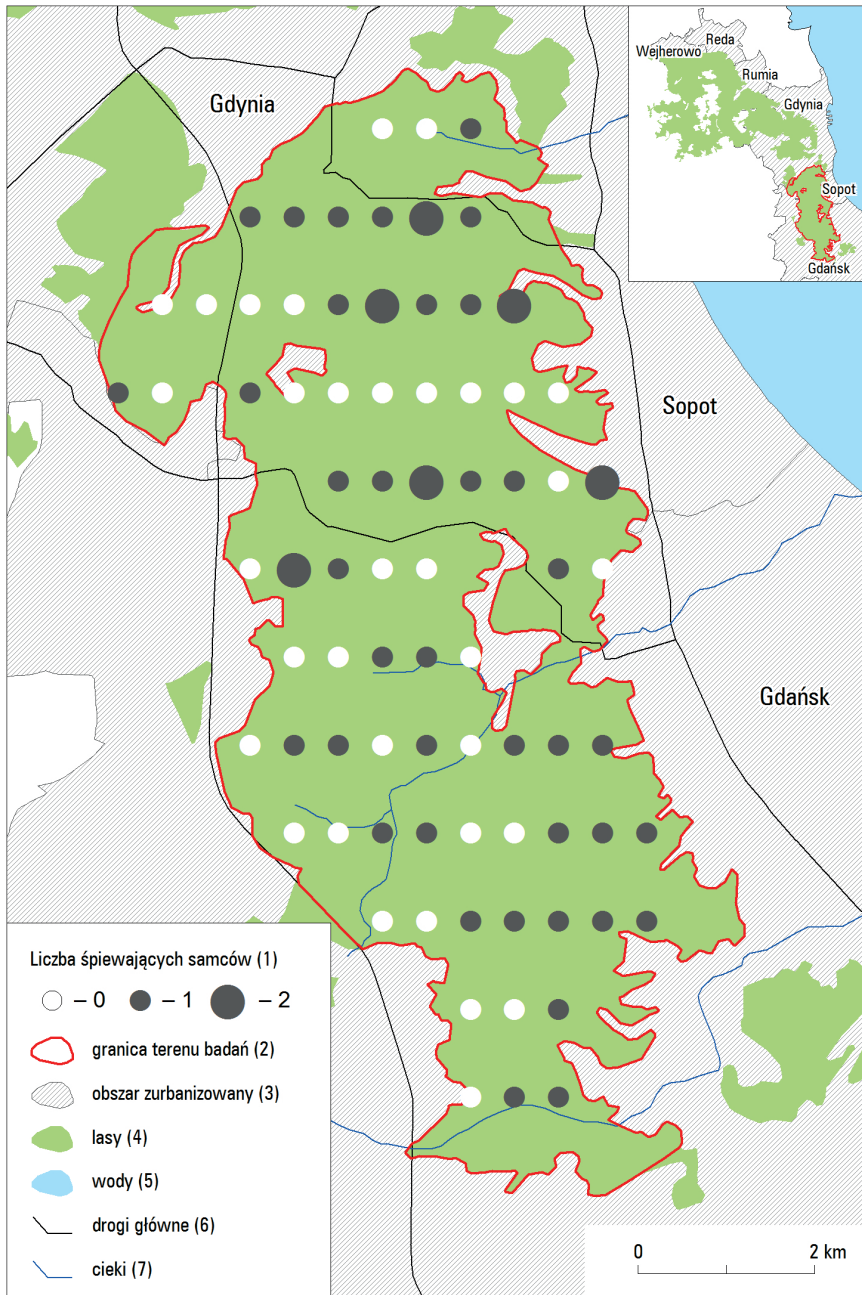
niewielkim wysiłku terenowym. Celem pracy jest ocena zagęszczenia i liczebności populacji muchołówki małej w lasach trójmiejskich z wykorzystaniem wyników powtarzanych liczeń na punktach obserwacyjnych i użyciem modeli mieszanek, uwzględniających niepełną wykrywalność i okresową emigrację.

Teren badań

Lasy trójmiejskie położone są we wschodniej części Pojezierza Kaszubskiego na granicy z Pobrzeżem Kaszubskim (Kondracki 2008). Łączna ich powierzchnia wynosi ok. 210 km², w tym ok. 190 km² zajmują tereny zadrzewione. Badania przeprowadzono w południowej części lasów trójmiejskich – w Lasach Oliwskich (rys. 1), zajmujących obszar 46 km², w tym 44 km² powierzchni leśnej. Teren ten charakteryzuje się rzeźbą polodowcową z silnym pofałdowaniem (30–178 m n.p.m.); lokalnie, różnice wysokości sięgają 70 m. W kilku głębokich dolinach płyną potoki, w tym największe: Strzyża, Potok Oliwski i Swelinia. Niewielkie zbiorniki są pochodzenia antropogenicznego, np. stawy na Potoku Oliwskim. Tereny otwarte (ok. 5% obszaru) obejmują łąki śródleśne w dolinach potoków, ogródki działkowe, polany otaczające osady śródleśne oraz ogród zoologiczny w Gdańsku-Oliwie.

Lasy trójmiejskie podzielone są przez administrację leśną na trzy obręby: Chylonia, Gniewowo oraz Oliwa. W lasach obrębu leśnego Oliwa, w którym prowadzono badania, dominuje sosna zwyczajna *Pinus sylvestris* (51% udziału powierzchniowego) i buk pospolity *Fagus sylvatica* (34%). Pozostałe gatunki drzew stanowią łącznie 15% składu gatunkowego (BULiGL Gdynia 2015). Tutejsze lasy wyróżniają się wysokim udziałem płatów buczyn, najpowszechniej reprezentowanymi w dwóch zespołach leśnych: kwaśnej buczynie niżowej *Luzulo pilosae-Fagetum* i żyznej buczynie niżowej *Melico-Fagetum*. Powszechne jest w nich występowanie sosny zwyczajnej i świerka pospolitego *Picea abies*, a lokalnie północnoamerykańskiej daglezi zielonej *Pseudotsuga menziesii*. Mniej rozpowszechnione są lasy bukowo-dębowe *Fago-Quercetum*. W dolinach potoków, w bardziej wilgotnych miejscach, występuje łęg jesionowo-olszowy *Circaeo-Alnetum*, a na suchszych siedliskach subatlantycki las grądowy *Stellario-Carpinetum*. Podmokłe zespoły są reprezentowane przez bór bagienny *Vaccino uliginosi-Pinetum* i brzezinę bagienną *Betuletum-pubescentis* (Herbich & Herbichowa 2001). Około 41% powierzchni drzewostanów jest w wieku 80–120 lat, a uprawy i młodniki (wiek 1–20 lat) stanowią łącznie tylko 2,9% powierzchni leśnej. Pozostałe obręby lasów trójmiejskich (Chylonia i Gniewowo) są zbliżone do badanego kompleksu Lasów Oliwskich pod względem struktury gatunkowej (udział buka wynosi 31% w obrębie Chylonia i 36% w obrębie Gniewowo; $\chi^2 = 0,38$; $df=2$; $P=0,83$) oraz wiekowej (porównania w parach, test Kołmogorowa-Smirnowa: Oliwa-Chylonia, $D=0,23$; $P=0,90$, Oliwa-Gniewowo oraz Chylonia-Gniewowo, $D=0,39$; $P=0,30$). Ze względu na podobieństwo charakteru wszystkich trzech obrębów lasów trójmiejskich, wyniki uzyskane na badanym terenie ekstrapolowano także na cały obszar lasów trójmiejskich.

Niemal cały obszar lasów znajduje się w Trójmiejskim Parku Krajobrazowym. W całym kompleksie leśnym znajduje się 10 rezerwatów przyrody (pow. łączna 231,8 ha; 1,2% powierzchni leśnej), w tym 5 w Lasach Oliwskich. Najważniejszy wpływ na skład gatunkowy i wiekowy tutejszych lasów ma gospodarka leśna oraz sąsiedztwo aglomeracji trójmiejskiej, liczącej 868 tys. mieszkańców w roku 2013 (<http://gdansk.stat.gov.pl/>, data dostępu 10.01.2016).



Rys. 1. Rozmieszczenie punktów obserwacyjnych wraz z liczbą stwierdzonych śpiewających samców muchołówki małej w Lasach Oliwskich i ich położenie na tle lasów trójmiejskich. Symbole różnej wielkości oznaczają najwyższą stwierdzoną liczbę samców podczas jednego z czterech nasłuchów

Fig. 1. Distribution of observation points and the highest count of Red-breasted Flycatcher males in Oliwa Forest. Observation points given by circles. (1) – the maximal count of singing males from four counts at each observation point, (2) – the border of study area, (3) – urbanized areas, (4) – forest areas, (5) – water bodies, (6) – main roads, (5) – streams

Tereny leśne Lasów Oliwskich w znacznej części pozostają w zarządzie Lasów Państwowych (nadleśnictwo Gdańsk, obręb Oliwa), natomiast we wschodniej części strefy krawędziowej są lasami komunalnymi, administrowanymi przez miasta Gdańsk, Sopot i Gdynia. Lasy prywatne stanowią znikomy odsetek całości. Lasy trójmiejskie przecinają drogi o dużym natężeniu ruchu, w tym południkowo zorientowana Obwodnica Trójmiasta (S6) oraz kilka tras poprzecznych pomiędzy peryferiami miast a ich centrami.

Materiał i metody

Badania terenowe

Terminy, w których wykonywano liczenia muchołówki małej są zgodne z zaleceniami dotyczącymi prowadzenia monitoringu populacji lęgowej (Walankiewicz et al. 2015). Przypadają one na maj – jest to okres zajmowania terytoriów przez samce, formowania par oraz rozpoczynania lęgów (Mitrus et al. 2005). Kontrole późniejsze są mniej efektywne, a jednocześnie z biegiem czasu pojawia się coraz więcej młodych samców, które mogą być w znacznej części nieskojarzone (Mitrus 2006). Liczenia przeprowadzono (AS) w 78 punktach obserwacyjnych (nazywanych tu zamiennie nasłuchowymi, rys. 1), oddalonych od siebie o 500 m w orientacji zachód–wschód i o 1000 m w układzie północ–południe. W przypadku dwóch punktów zmieniono ich lokalizacje o 100 m ze względu na hałas spowodowany ruchem drogowym, a dwa punkty przesunięto o podobną odległość ze skraju do środka lasu. Nasłuchy odbywały się w godzinach 04⁵⁸–17¹⁴. Jeden nasłuch prowadzono przez pięć minut w każdym punkcie, po dwa razy tego samego dnia w trakcie pierwszego (12–16.05.2015), i drugiego liczenia (18–22.05.2015), w sumie czterokrotnie w ciągu sezonu. Nasłuchy wykonywane tego samego dnia w tym samym punkcie powtarzano po średnio 234 minutach (SD = 180; zakres 11–646) podczas liczenia pierwszego i po 205 minutach (SD = 162; zakres 13–619) podczas liczenia drugiego. Dwa liczenia (pierwsze i drugie) na poszczególnych punktach wykonano w średnim odstępnie 5,9 dnia (SD = 0,7 dnia; zakres 5–7). Stwierdzano niemal wyłącznie śpiew samców, a jedynie sporadycznie inne głosy muchołówki małej. Na każdym punkcie odnotowywano liczbę śpiewających samców (ocenianą z uwzględnieniem równoczesnych stwierdzeń), kierunek i odległość od obserwatora, w której śpiewał dany osobnik. W oszacowaniu zagęszczenia nie uwzględniono stwierdzeń dokonanych przed rozpoczęciem lub po zakończeniu trwania nasłuchu (6 stwierdzeń pojedynczych samców). Nasłuchy prowadzono tylko podczas sprzyjającej pogody (brak opadów i brak silnego wiatru). Kołowa powierzchnia objęta nasłuchem obejmowała obszar o promieniu 150 m (7,065 ha), określany wizualnie przed rozpoczęciem nasłuchu. Jest to odległość, z której śpiew muchołówki małej jest dobrze słyszalny (obserwacje własne autorów); podczas zbliżonych pod względem metodyki liczeń muchołówki małej w Puszczy Darżlubskiej, aż 88% samców wykryto w odległości ≤ 150 m od obserwatora (Sikora et al. 2016b). Samce śpiewające w większej odległości są wykrywane rzadko i tylko w sprzyjających warunkach i nie zostały one uwzględnione w ocenie zagęszczenia i liczebności.

Oszacowanie zagęszczenia i liczebności

By uwzględnić niepełną wykrywalność, liczebność i zagęszczenie oszacowano przy pomocy hierarchicznych modeli liczebności (Royle & Dorazio 2008, Kéry & Schaub 2012, Kéry & Royle 2016, w polskiej literaturze Neubauer et al. 2015a), znanych jako *N-mixture models* (Royle 2004). W modelach tych szacowana liczebność λ jest korygowana o praw-

dopodobieństwo wykrycia p (odnoszące się do pojedynczego osobnika, np. śpiewającego samca). Jednym z założeń tych modeli jest demograficzne i geograficzne zamknięcie populacji (Royle 2004). O ile dane zbierane w ramach krótkich okresów zazwyczaj umożliwiają przyjęcie założenia o demograficznym zamknięciu populacji (brak zmian liczebności w wyniku migracji, rozrodu i śmiertelności), o tyle dla gatunków mobilnych lub o rozległych terytoriach powierzchnie próbne często nie są geograficznie zamknięte (Chandler et al. 2011). W przypadku tych gatunków, zazwyczaj niewielkie obszary powierzchni próbne obejmowane obserwacjami w warunkach środowisk leśnych w trakcie liczeń (np. z punktów nasłuchowych) powodują, że kontrolowane są jedynie fragmenty terytoriów. Taka sytuacja ma miejsce, jeżeli część terytorium wykracza poza obszar objęty obserwacjami, np. kołową powierzchnię o określonym promieniu wokół punktu obserwacyjnego objętą nasłuchem, jak w niniejszej pracy. W takim przypadku – a jest on raczej regułą niż wyjątkiem – obecność osobnika na powierzchni próbnej jest wypadkową lokalizacji „centrów aktywności” (centrów terytoriów) względem lokalizacji powierzchni próbnej – osobniki, przemieszczając się w obrębie swoich terytoriów mogą opuszczać i ponownie „zajmować” powierzchnie próbne w trakcie trwania kontroli, mimo że przebywają w swoich terytoriach. Zjawisko to znane jest jako czasowa (okresowa) emigracja (*temporary emigration*) i oznacza, że populacja jest permanentnie otwarta w sensie geograficznym (Nichols et al. 2009). Jest to konsekwencją „niedopasowania” rozmieszczenia punktów obserwacyjnych do położenia rzeczywistych terytoriów (Efford 2004). Wynika z tego, że tylko część osobników (w części terytoriów, podczas niektórych kontroli) jest wykrywalna (gdy przebywają w części terytorium objętej obserwacjami), a inne nie, pomimo ich obecności w terytoriach. Ponieważ terytoria niektórych osobników wykraczają poza powierzchnię próbną, przez co obszar efektywnie kontrolowany jest większy niż powierzchnia próbna i nieznaną, potraktowanie ich jako występujących na danej powierzchni próbnej prowadzi do zawyżenia liczby terytoriów przypadających na powierzchnię próbną i przeszacowania zagęszczeń (Chandler et al. 2011)¹. Frakcja eksponowana na wykrycie charakteryzowana jest przy pomocy parametru znanego jako *availability* (ϕ lub p_a , „dostępność” lub „osiągalność”). Jest to miara umożliwiająca ilościowe określenie prawdopodobieństwa obecności osobnika w części terytorium objętej kontrolami, w której jest on dostępny do wykrycia (równa $1 - \text{temporary emigration}$). Jeżeli proces okresowej emigracji wynika z losowych przemieszczeń ptaków w obrębie swoich terytoriów, p_a będzie odpowiadało części terytorium znajdującej się w obrębie powierzchni próbnej (Kendall et al. 1997, Chandler et al. 2011). Oszacowanie osiągalności i jej odseparowanie od wykrywalności umożliwia poprawne oszacowanie liczebności (zagęszczenia), które obejmuje tylko tę część ptaków i ich terytoriów, która pokrywa się z powierzchnią próbną (faktyczna liczebność jest zatem produktem liczebności i osiągalności, $N = \lambda \times \phi$). Osiągalność ma więc kluczowe znaczenie dla uzyskania niezawyżonych oszacowań zagęszczeń. Może być ona oszacowana m. in. w przypadku danych zebranych według protokołu znanego jako *robust design* (Kendall et al. 1997, Williams et al. 2002), zastosowanego w niniejszych badaniach; powierzchnie próbne kontrolowane są co najmniej dwukrotnie w ramach jednego liczenia (w krótkich odstępach czasu, by

¹ Terytoria tylko częściowo znajdujące się w obrębie powierzchni próbnej mają mniejsze znaczenie dla oszacowania zagęszczenia, kiedy powierzchnie próbne są duże (np. kilkanaście hektarów), a gatunek jest liczny. Jednak w przypadku liczeń służących ocenie liczebności na dużych obszarach (z definicji wykonywanych na wielu małych powierzchniach próbnych – np. punktach obserwacyjnych, w trakcie niewielu kontroli), kwestia wliczania terytoriów „skrajnych” jest kluczowa dla wiarygodnej oceny zagęszczenia.

zapewnić demograficzne zamknięcie populacji), a liczenia są powtarzane (również co najmniej dwa razy). Dane zebrane w opisany sposób można z powodzeniem stosować do analiz w obrębie jednego sezonu lęgowego, jak w niniejszych i podobnych badaniach (Neubauer & Sikora 2013).

W celu oszacowania zagęszczenia muchołówki małej użyto generalizacji modelu Royle'a (2004) z rozkładem Poissona, wymagającej danych zebranych w oparciu o protokół *robust design* i umożliwiającej oszacowanie osiągalności (Chandler et al. 2011). Wyniki nasłuchów nie wykazywały nadmiernej częstości zer i były nieodróżnialne od losowych realizacji zmiennej z rozkładu Poissona o obserwowanej średniej i takiej samej liczności (Załącznik 1, dostępny na witrynie czasopisma). Umożliwia to przyjęcie założenia, że rozkład ten dobrze odzwierciedla stwierdzone liczebności, a proces generujący dane był zbieżny z procesem Poissona. Konkurujące modele dopasowano do danych z użyciem funkcji `gpcount` w bibliotece `unmarked` (Fiske & Chandler 2011), w środowisku R (R Core Team 2015). Średnią liczebność traktowano jako albo taką samą, albo różną dla liczenia pierwszego i drugiego. Osiągalność traktowano jako stałą lub zależną od liczenia (pierwsze lub drugie). Prawdopodobieństwo wykrycia było traktowane jako stałe, zależne od liczenia (takie samo dla obu kontroli w ramach liczenia pierwszego lub drugiego, ale odmienne między liczeniami), godziny nasłuchu (wyrażoną liczbą minut, która upłynęła od godziny 5⁰⁰) lub obu tych współzmiennych uwzględnionych jednocześnie z ich interakcją lub bez (w tym ujęciu interakcja umożliwia oszacowanie zależności – prawdopodobieństwo wykrycia \times godzina nasłuchu dla obu liczeń). Do danych dopasowano w sumie 20 modeli o wszystkich możliwych układach współzmiennych. Ranking modeli i wybór modelu o najwyższym poparciu oparto o kryterium informacyjne Akaike (AIC, Burnham & Anderson 2002).

Oszacowania liczebności ($N = \lambda \times \phi$) i zagęszczenia ($\hat{D} = N/A$, gdzie A to powierzchnia objęta nasłuchem równa 7,065 ha) wraz ich 95% przedziałami ufności wygenerowano przy pomocy parametrycznego bootstrapa (funkcja `parboot` w bibliotece `unmarked`, Fiske & Chandler 2011), opierając się na modelu o najwyższym poparciu. Skrypt wykonujący wszystkie opisane obliczenia w środowisku R zawiera Załącznik 1 do niniejszej pracy.

Wyniki

W zestawie rozpatrywanych modeli poparcie było wyrównane (tab. 1). Sześć najlepszych modeli różniło się o mniej niż 2 jednostki AIC od modelu o najwyższym poparciu (tab. 1: modele 1–6); modele takie traktowane są jako równie dobre. Najlepszy model (ω AIC = 0,23) charakteryzował się liczebnością stałą dla obu liczeń, stałą osiągalnością oraz stałym prawdopodobieństwem wykrycia. Modele z liczebnością traktowaną jako taka sama podczas obu liczeń miały łączną wagę 0,71, a modele zakładające liczebność odmienną – 0,29, co wskazuje, że liczebność muchołówki małej jest lepiej charakteryzowana jako niezmienna w rozpatrywanym okresie. Dodatkowo, w żadnym z modeli liczebność traktowana jako odmienna podczas obu liczeń nie była istotnie różna podczas liczenia pierwszego i drugiego. Podobnie, osiągalność w modelach traktujących ten parametr jako odmienny dla obu liczeń nie była istotnie różna podczas liczenia pierwszego i drugiego. Największą łączną wagę (0,72) miała grupa modeli, w których osiągalność była traktowana jako stała. Prawdopodobieństwo wykrycia dla liczenia pierwszego i drugiego było w niniejszych badaniach najlepiej charakteryzowane jako stałe i nie było związane

z terminem liczenia (pierwsze vs drugie). Godzina kontroli nie miała istotnego wpływu na prawdopodobieństwo wykrycia według żadnego modelu.

Według najlepszego modelu (tab. 1, model 1, ω AIC = 0,23), średnia liczebność wynosiła 1,15 samca/10 ha (95% przedział ufności: 0,65–2,06 samca), osiągalność 0,44

Tabela 1. Modele liczebności dopasowane do danych z liczeń muchołówki małej w Lasach Oliwskich. Parametry modelu opisane jako „stała” oznaczają, że w danym modelu parametr traktowany był jako taki sam podczas obu liczeń, a opisane „liczenie” – odmienny podczas obu liczeń. Wykrywalność była traktowana jako zmienna zależna od godziny liczenia („godzina”), liczenia lub liczenia i godziny uwzględnianych łącznie z ich interakcją („liczenie*godzina”) lub bez („liczenie+godzina”). Dla każdego modelu podano wartość kryterium informacyjnego Akaike (AIC), różnicę między modelem o najwyższym poparciu (Δ AIC) a danym modelem, wagę modelu (ω AIC) oraz liczbę parametrów (k) modelu. Modele uszeregowano według malejącego poparcia (ω)

Table 1. *N*-mixture models fitted to replicated point count data of the Red-breasted Flycatcher in the Oliva Forest. Model parameters described as constant (“stała”) if they were modelled as the same for both surveys or survey-dependent (“liczenie”) if they were allowed to differ between surveys. Detection probability was modelled as a function of the hour of the count (“godzina”, in minutes since 5⁰⁰ in the morning), joint effects of survey and hour with (“liczenie*godzina”) or without (“liczenie+godzina”) their interaction. For each model, AIC value, Δ AIC, ω AIC and the number of parameters (k) are given. Models are sorted according to AIC weight. (1) – model, (2) – abundance, (3) – availability, (4) – detection

	Model (1)			k	AIC	Δ AIC	ω AIC
	liczebność (2)	osiągalność (3)	wykrywalność (4)				
1	stała	stała	stała	3	382,55	0,00	0,231
2	stała	stała	godzina	4	384,09	1,54	0,107
3	liczenie	stała	stała	4	384,30	1,75	0,096
4	stała	liczenie	stała	4	384,42	1,88	0,091
5	stała	stała	liczenie	4	384,52	1,97	0,086
6	liczenie	stała	godzina	5	385,85	3,30	0,044
7	stała	liczenie	godzina	5	385,95	3,40	0,042
8	stała	stała	liczenie*godzina	6	386,05	3,50	0,040
9	stała	stała	liczenie+godzina	5	386,07	3,52	0,040
10	liczenie	liczenie	stała	5	386,18	3,63	0,038
11	stała	liczenie	liczenie	5	386,26	3,71	0,036
12	liczenie	stała	liczenie	5	386,27	3,72	0,036
13	liczenie	liczenie	godzina	6	387,71	5,16	0,018
14	stała	liczenie	liczenie+godzina	6	387,81	5,26	0,017
15	liczenie	stała	liczenie*godzina	7	387,82	5,27	0,017
16	liczenie	stała	liczenie+godzina	6	387,83	5,28	0,017
17	stała	liczenie	liczenie*godzina	7	387,96	5,42	0,015
18	liczenie	liczenie	liczenie	6	388,00	5,45	0,015
19	liczenie	liczenie	liczenie+godzina	7	389,56	7,02	0,007
20	liczenie	liczenie	liczenie*godzina	8	389,72	7,17	0,006

(95% PU: 0,22–0,69), a prawdopodobieństwo wykrycia 0,65 (95% PU: 0,53–0,77) (tab. 2). Zagęszczenie (będące produktem liczebności i osiągalności) według najlepszego modelu wynosiło 0,72 samca/10 ha (95% PU: 0,53–0,95). Całkowita liczebność muchotłówki małej w Lasach Oliwskich według modelu o najwyższym poparciu wynosiła około 320 samców, a w lasach trójmiejskich około 1380 samców (tab. 3). Według najlepszego modelu, zakładającego odmienną liczebność podczas obu liczeń (tab. 1: model 3, ω AIC = 0,09), zagęszczenie podczas liczenia pierwszego wynosiło 0,77 samca/10 ha (95% PU: 0,51–1,12 samca), a podczas liczenia drugiego 0,66 samca/10 ha (95% PU: 0,41–1,01 samca). Odpowiednie oszacowania liczebności wynosiły około 340 i 290 samców dla Lasów Oliwskich oraz około 1460 i 1260 samców dla lasów trójmiejskich (tab. 3). Według najlepszego modelu, prawdopodobieństwo wykrycia pojedynczego, śpiewającego samca muchotłówki małej (przy założeniu, że jest wykrywalny, czyli obecny w terytorium i aktywny głosowo) podczas jednego, 5-minutowego nasłuchu było wysokie i wynosiło 0,65 (95% PU: 0,53–0,77). Najlepszy model zakładający prawdopodobieństwo wykrycia różne dla liczenia pierwszego i drugiego miał niską wagę (tab. 1: model 5, ω AIC = 0,09); było ono niemal identyczne i wynosiło 0,66 (95% PU: 0,49–0,81) podczas liczenia pierwszego i 0,65 (95% PU: 0,48–0,78) podczas liczenia drugiego. Skumulowane prawdopodobieństwo wykrycia pojedynczego śpiewającego samca po wykonaniu czterech nasłuchów w ra-

Tabela 2. Oszacowania współczynników modelu mieszanek o najwyższym poparciu (tab. 1, model 1), dopasowanym do danych z liczeń muchotłówki małej w Lasach Oliwskich

Table 2. Coefficient estimates from the best-supported N-mixture model fitted to replicated point count data of the Red-breasted Flycatcher in the Oliva Forest. (1) – parameter, (2) – estimate \pm SE (95% confidence intervals), (3) – abundance, (4) – availability probability, (5) – detection probability. Estimates are on the log (abundance) or logit (availability and detection) scales

Parametr (1)	Oszacowanie (2)
Liczebność (3)	0,143 \pm 0,296 (–0,438; 0,724)
Osiągalność (4)	–0,237 \pm 0,525 (–1,267; 0,792)
Wykrywalność (5)	0,642 \pm 0,274 (0,104; 1,179)

Tabela 3. Liczebność muchotłówki małej w Lasach Oliwskich i trójmiejskich oszacowana w modelach mieszanek. Zaprezentowano oszacowania z modelu o najwyższym poparciu (jedna ocena dla obu liczeń; tab. 1: model 1) oraz z modelu o najwyższym poparciu zakładającym liczebność odmienną dla obu liczeń (jedna ocena dla każdego liczenia, tab. 1: model 3)

Table 3. Abundance of the Red-breasted Flycatcher in the Oliva and Tricity forests estimated with N-mixture models. (1) – single estimate for the both surveys (the best-supported model, Table 1: model 1), (2) – separate estimates for the first and the second survey (the best-supported model assuming different mean abundance for the first and the second surveys, Table 1: model 3), (3) – Oliva Forest, (4) – the first survey, (5) – the second survey, (6) – Tricity Forest. Means and 95% confidence intervals (in parentheses) are shown

	Ocena łączna dla obu liczeń (1)	Ocena osobna dla obu liczeń (2)
Lasy Oliwskie (3)		
Liczenie pierwsze (4)	320	337 (226–492)
Liczenie drugie (5)	(232–419)	291 (181–444)
Lasy trójmiejskie (6)		
Liczenie pierwsze	1383	1457 (977–2127)
Liczenie drugie	(1001–1810)	1256 (782–1917)

mach dwóch liczeń w maju, według protokołu stosowanego w niniejszych badaniach (po 2 nasłuchach podczas dwóch różnych dni), wynosiło aż 0,985 (95% PU: 0,918–0,996, rys. 2). Gdyby wykonać tylko jedno z dwóch liczeń (z dwoma nasłuchami: wczesnym i późnym), skumulowane prawdopodobieństwo wykrycia wynosiłoby 0,878 (95% PU: 0,779–0,947).

Dyskusja

W niniejszej pracy po raz pierwszy oszacowaliśmy liczebność populacji muchołówki małej w lasach trójmiejskich. Uzyskane wyniki pozwalają stwierdzić, że zagęszczenia muchołówki małej są znaczne, chociaż nie najwyższe – jeszcze wyższe zagęszczenia stwierdzano na małych obszarach optymalnych siedlisk (Dyrz 1990, Bednorz 2000, Tomiałojć & Stawarczyk 2003, Stajszczyk 2007, Walankiewicz et al. 2015). O liczebności muchołówki małej w lasach trójmiejskich decyduje przede wszystkim fakt, że jest to rozległy i zwarty obszar leśny, w którym przeważają płaty buczyn lub lasy ze znacznym udziałem buka preferowane przez ten gatunek.

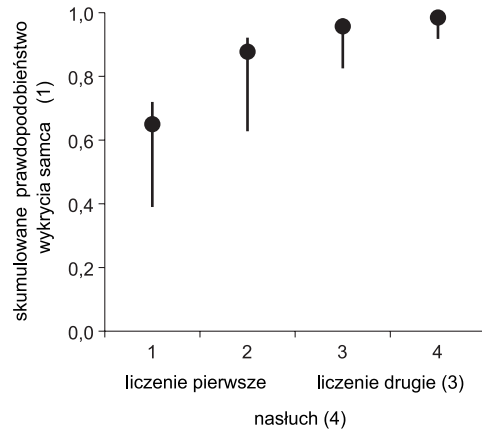
Zastosowana metoda liczeń terenowych – zreplikowane nasłuchach z punktów obserwacyjnych – dostarcza danych, które w połączeniu z zastosowaniem modeli odpowiedniego typu pozwalają na uzyskanie wyników dotyczących zarówno osiągniętych przez muchołówkę zagęszczeń, jak i dwóch innych, nie mniej interesujących parametrów: osiągalności i wykrywalności. Osiągalność oszacowana na 0,44 oznacza, że kołowe powierzchnie próbne obejmowały średnio nieco mniej niż połowę powierzchni terytoriów i taka ich frakcja została uwzględniona podczas szacowania zagęszczeń. Wielkość terytoriów muchołówki małej w buczynach pozostaje nieznana. W Puszczy Białowieskiej wielkość terytoriów muchołówki małej wahała się w zakresie 0,15–0,77 ha, wynosząc średnio 0,38 ha (Walankiewicz et al. 2015), a w optymalnych siedliskach na Białorusi wynosiła przeciętnie 0,5–0,7 ha, wahała się jednak w skrajnych przypadkach bardzo mocno (od 100–120 m² do 1,5–2 ha; Cramp & Perrins 1993). Dotychczas w Polsce, w sposób formalny oszacowano wykrywalność muchołówki małej tylko jeden raz, na powierzchniach próbnym w Karpatach. Na podstawie dwóch 10- lub 15-minutowych nasłuchów w punktach obserwacyjnych, wykonywanych w okresie 25.04–25.05 w odstępie co najmniej 10 dni, wykrywalność gatunku (nie pojedynczego samca) oszacowano na 21% i 40%, a więc znacznie mniej niż w badaniach w Lasach Oliwskich (Wilk et al. 2016). W Lasach Oliwskich wykrywalność była wyższa – szansa wykrycia pojedynczego śpiewającego samca muchołówki małej podczas wczesnego i późnego liczenia wynosiła 65% przy założeniu, że był on osiągalny. Skumulowane, średnie prawdopodobieństwo wykrycia było bardzo wysokie – wykonanie dwóch krótkich nasłuchów w ciągu jednego dnia w środkowej dekadzie maja daje aż około 88% szans na wykrycie śpiewającego samca muchołówki małej. Powtórzenie liczenia po kilku dniach zwiększa tę wartość aż do 99% – szansa na niewykrycie śpiewającego samca jest całkowicie pomijalna (rys. 2). Należy tu podkreślić, że w przypadku zastosowania każdego innego protokołu badań terenowych (np. powierzchni próbnym będących kwadratami 1×1 km i tylko dwóch kontroli), prawdopodobieństwo wykrycia będzie odmienne i może zostać oszacowane tylko na podstawie wykonanych badań z użyciem odpowiedniego modelu. Niemniej, najprostszym sposobem na zwiększenie szansy wykrycia gatunku jest wykonanie powtarzalnych kontroli na powierzchniach próbnym.

Niniejsza praca ilustruje użyteczność badań zaplanowanych i wykonanych według odpowiedniego protokołu, a następnie wykorzystania odpowiedniego modelu do osza-

cowania zagęszczeń ptaków leśnych. Ptaki leśne to grupa gatunków, dla których – przed powstaniem modeli tego typu – do oceny zagęszczeń używano najczęściej metody kartograficznej (Wesołowski et al. 2006, 2010), najlepiej na powierzchniach próbnych znacznych rozmiarów, obejmujących co najmniej kilka terytoriów. Znaczna pracochłonność tej metody w praktyce wyklucza możliwość stosowania jej na większych obszarach, a dla gatunków mających rozległe terytoria i występujących w niskich zagęszczeniach ocena zagęszczenia nie jest możliwa z jej użyciem. Szybki rozwój modeli hierarchicznych, pozwalających w coraz doskonalszy sposób szacować parametry stanu i dynamiki populacji (Kéry & Royle 2016), umożliwia uzyskanie oszacowań zagęszczenia i liczebności dla gatunków rzadkich (niskie zagęszczenia). W oparciu o liczenia na wielu małych powierzchniach próbnych (jak w niniejszej pracy) oszacowania te można uzyskać nawet dla rozległych obszarów przy stosunkowo niewielkim wysiłku terenowym. W niniejszych badaniach wysiłek ten sprowadzał się do powtarzanych, krótkich nasłuchów na wielu małych fragmentach badanego terenu, obejmujących 7-hektarowe powierzchnie kołowe. Co równie istotne, oszacowaniom tym towarzyszy formalna statystycznie ocena ich precyzji (wyrażona błędem standardowym i szerokością przedziałów ufności), której brak w badaniach prowadzonych przy pomocy metody kartograficznej.

Ze względu na łatwość stwierdzenia, śpiewające lub wydające inne głosy godowe samce większości gatunków ptaków śpiewających (w szczególności zamieszkujących środowiska leśne, gdzie większość stwierdzeń dokonuje się w oparciu o głosy) stanowią najczęściej stosowaną jednostkę w badaniach monitoringowych i inwentaryzacjach. Nie musi być ona tożsama z liczbą par lęgowych. Ponieważ w badaniach wykorzystujących szybkie, krótkie kontrole nie ma możliwości weryfikacji jak liczba samców przekłada się na liczbę par lęgowych, rzeczywista liczebność populacji lęgowej pozostaje nieznana, a liczba śpiewających samców powinna być traktowana jako jej przybliżenie.

Zastosowany model zawiera parametr opisujący osiągalność, którego wartość (w niniejszych badaniach oszacowana na 0,44) odpowiada części terytoriów faktycznie nakładającej się z kołowymi powierzchniami nasłuchu, dzięki czemu możliwe jest uzyskanie niezawężonej oceny zagęszczenia. Z drugiej strony, niektóre samce są przeoczone podczas prac terenowych (niepełna wykrywalność), co jest uwzględniane w oszacowaniu

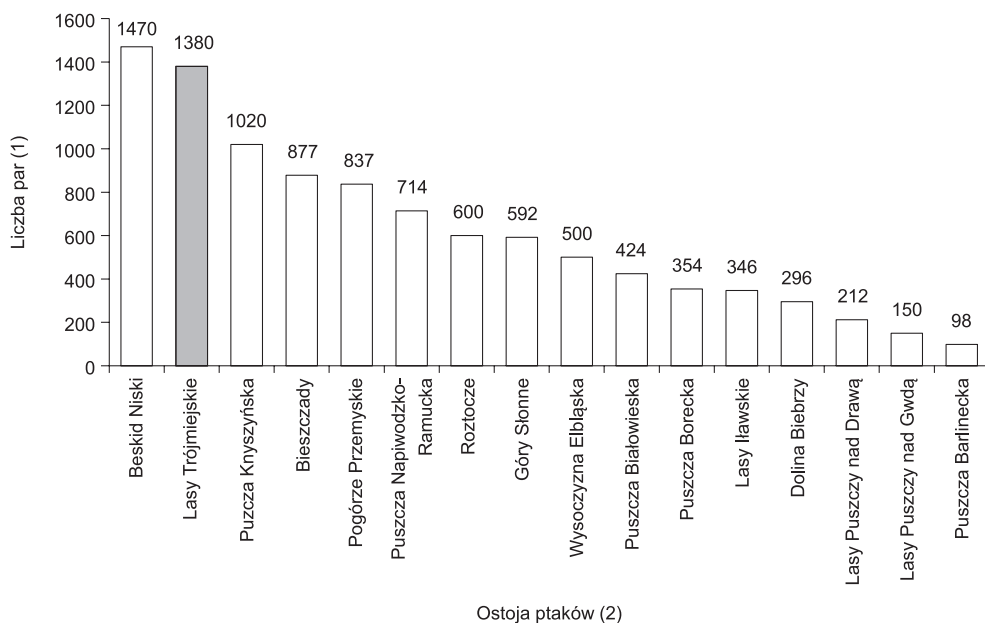


Rys. 2. Skumulowane prawdopodobieństwo wykrycia pojedynczego samca muchołówki małej po wykonaniu kolejnych czterech 5-minutowych nasłuchów w punkcie obserwacyjnym według protokołu zastosowanego w niniejszych badaniach. Nasłuchy 1–2 i 3–4 były wykonywane tego samego dnia w każdym punkcie. Punkty – wartość średnia, słupki błędów – 95% przedziały ufności. Wartości pochodzą z modelu o najwyższym poparciu

Fig. 2. Cumulative detection probability of a single Red-breasted Flycatcher male, after performing four subsequent 5-min counts at the observation point, according to the protocol applied in this study (1) – cumulative detection probability, (2) – survey, (3) – first survey (counts 1 and 2), (4) – second survey (counts 3 and 4). Numbers 1–4 identify early (1 and 3) and late (2 and 4) counts performed during the same day at each observation point within the first and the second surveys. Circles – mean values, whiskers – 95% confidence intervals. Values are from the best-supported model

liczebności. W modelu zastosowanym w niniejszej pracy (Chandler et al. 2011), możliwe jest uzyskanie wiarygodnej oceny zagęszczeń dzięki obecności parametru opisującego osiągalność szacującego, jaka część terytoriów nakłada się z powierzchniami próbnymi.

Oszacowana w modelach mieszanych liczebność muchołówki małej w Lasach Oliwskich (44 km² powierzchni leśnej) wynosi około 320 samców. Ekstrapolacja uzyskanych zagęszczeń na większy obszar lasów trójmiejskich (190 km² pow. leśnej), o zbliżonym do Lasów Oliwskich charakterze, skutkuje oceną na poziomie 1380 samców, co stawia lasy trójmiejskie na równi z Beskidem Niskim pod względem liczebności muchołówki małej, mimo ich aż 7-krotnie mniejszej powierzchni (rys. 3). Kompleks lasów trójmiejskich jest obszarem niewielkim (210 km², ok. 90% pow. leśnej) w porównaniu z ostojami ptaków, dla których zestawiono liczebność na rysunku 3 (by wymienić tylko te o najwyższej liczebności muchołówki: Beskid Niski – 1520 km², 75% pow. leśnej, Bieszczady – 1123 km², 88% pow. leśnej, Puszcza Knyszyńska – 1396 km², 72% pow. leśnej). Zagęszczenia samców muchołówki małej na 1 km² powierzchni leśnej są w kompleksie lasów trójmiejskich najwyższe wśród porównywanych ostoi kluczowych dla gatunku (ryc. 4). Lokalnie, na nielosowo wybranych niewielkich powierzchniach, znane są zagęszczenia znacznie wyższe (do ponad 2 samców/10 ha, przegląd w: Stajszczyk 2007). Mimo niewielkiej powierzchni lasów trójmiejskich, ranga omawianego kompleksu leśnego dla gatunku jest wyjątkowa. Koncentruje się tutaj ok. 3,2% (zakres 1,5%–7,0%) populacji krajowej ga-



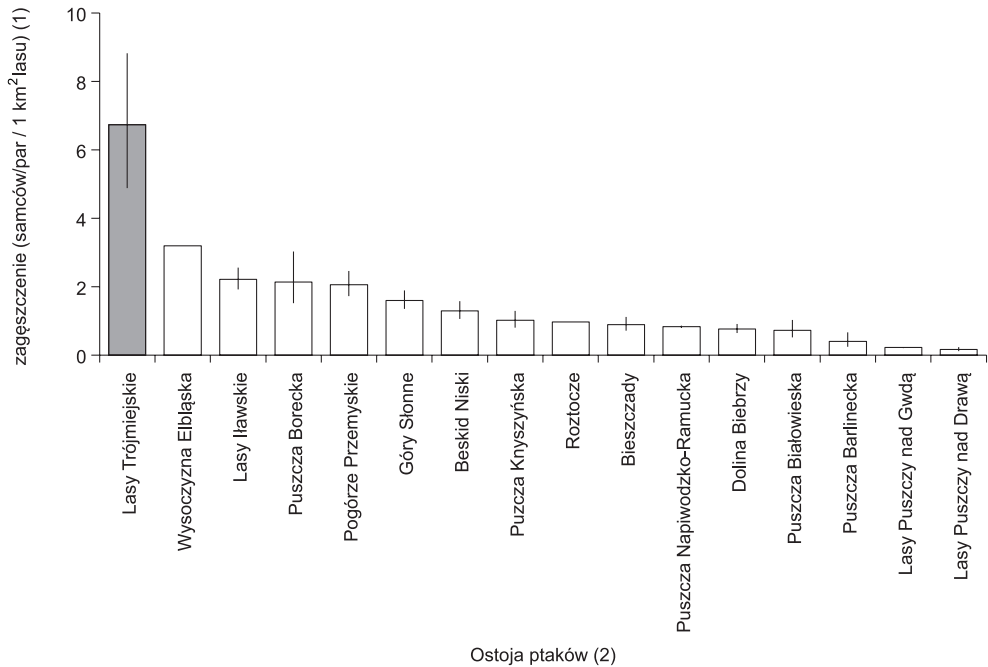
Rys. 3. Liczba par muchołówki małej w kluczowych dla gatunku ostojach ptaków w Polsce (słupki białe) oraz w Lasach Trójmiejskich (słupki szary, niniejsza praca). Oprócz lasów trójmiejskich użyto średniej geometrycznej z zakresu min-max. Źródła: Puszcza Knyszyńska (Tumiel et al. 2013), Puszcza Napiwodzko-Ramucka (Sikora et al. 2015), Wysoczyzna Elbląska (Sikora 2007), Puszcza Borecka (Sikora et al. 2016a), Lasy Puszczy nad Gwdą (Jermaczek et al. 2011), Puszcza Barłińska (Wylegała et al. 2012); pozostałe obszary – Wilk et al. 2010

Fig. 3. Numbers of Red-breasted Flycatcher (geometric mean calculated from the min-max published range) in the Polish IBAs, holding biggest populations of the species (white bars) and in Tricity Forests (grey bar, this study). (1) – number of pairs, (2) – IBA

tunku ocenianej na 27 000–68 000 par (Chodkiewicz et al. 2015). Dla porównania, w Beskidzie Niskim występuje 3,4% populacji krajowej, w Puszczy Knyszyńskiej – 2,4% (Tumiel et al. 2013), w Bieszczadach i na Pogórzu Przemyskim – po 2,0% (Wilk et al. 2010), a w Puszczy Napiwodzko-Ramuckiej – 1,7% (Sikora et al. 2015).

Lasy trójmiejskie to kompleks o wyjątkowo wysokim udziale przyrodniczo cennych terenów leśnych (Stachura-Skierczyńska 2007). Najistotniejsze znaczenie mają tu zespoły leśne, w tym szczególnie stare buczyny oraz mniej rozpowszechnione grądy i łągi. Występuje w nich szereg gatunków rzadkich oraz zagrożonych przedstawicieli flory, mykoflory i fauny (np. Wilga 1997, 2002, 2004, Kowalczyk & Zieliński 1998, Ciechanowski et al. 2001, Ożarowski 2004, Wilga & Ciechanowski 2007, Senn 2008, 2015, Sikora & Neubauer 2015). Na temat ptaków tego obszaru ukazało się kilka publikacji (np. Sikora 1992, Jakubas & Ożarowski 1997, Jakubas 2003, Ożarowski 2004, Sikora et al. 2011). Ich zakres ogranicza się do niewielkich fragmentów lasów trójmiejskich, lub też dotyczy pojedynczych gatunków czy grup ekologicznych. Nadal jednak brakuje całościowego opracowania charakteryzującego awifaunę tego terenu.

Muchołówka mała powinna być szczególnie chroniona jako gatunek z Załącznika I Dyrektywy Ptasiej. Kryterium odpowiedniej liczebności (przynajmniej 1% populacji krajowej; Wilk et al. 2010) jest uwzględniane przy tworzeniu Obszarów Specjalnej Ochrony



Rys. 4. Zagęszczenia samców/par muchołówki małej w kluczowych dla gatunku ostojach ptaków w Polsce. Słupki błędów oznaczają zakres min-max, obliczone z użyciem podanego w źródłowych publikacjach zakresu liczebności. Źródła danych wymieniono przy rysunku 3

Fig. 4. Densities of Red-breasted Flycatcher males/pairs (per 1 km² of forest area) in the Polish IBAs holding the biggest populations of the species. Whiskers stand for min-max densities, computed from min-max estimates for a given IBA. Sources listed under the legend of Fig. 3. (1) – density (males/1 km² of forest area), (2) – IBA

Natura 2000. Lasy trójmiejskie spełniają ten warunek i tym samym według prawa Unii Europejskiej obszar ten powinien docelowo zostać włączony do sieci OSO Natura 2000.

W lasach gospodarczych niżej Polski wykazano, że liczebność muchołówki małej rośnie z wiekiem drzewostanu i jest najwyższa w lasach najstarszych (Neubauer et al. 2015b). Podwyższenie wieku rębności w lasach gospodarczych sprzyja występowaniu tego gatunku. Muchołówka mała unika luk w drzewostanie (Fuller 2000) i preferuje lasy o wysokim zwarcie (Mitrus et al. 2006, Neubauer et al. 2015b), silnie zacienione, co pozwala wnioskować, że prześwietlanie drzewostanów w ramach prowadzonych zabiegów gospodarczych może powodować wycofywanie się gatunku. Pozostawianie jak największej ilości martwych, zamierających lub uszkodzonych drzew, w tym stojących złomów, jest również czynnikiem sprzyjającym występowaniu muchołówki małej, ponieważ zakłada ona w takich miejscach gniazda (Mitrus & Soćko 2004). Obecność leżących i stojących martwych drzew była pozytywnie skorelowana z obecnością i liczebnością gatunku w Austrii (Wichmann & Frank 2007), na Litwie (Brazaitis 2011), a także w polskiej części Karpat (Wilk 2016). Wymienione czynniki precyzują podstawowe wymagania gatunku związane z dostępnością miejsc gniazdowych, odpowiednim zacienieniem lasu oraz zasobnością bazy pokarmowej. Przetrvanie licznej populacji muchołówki małej w lasach trójmiejskich zależy w znacznym stopniu od zachowania sprzyjających siedlisk – jest więc bezpośrednio związane z charakterem i intensywnością prowadzonej gospodarki leśnej.

W ostatnich latach toczą się dyskusje na temat funkcjonowania gospodarki leśnej w lasach trójmiejskich. Plany zawarte w Planach Urządzenia Lasu (PUL) nadleśnictwa Gdańsk, dotyczące okresu 2015–2024, w którym przewiduje się zwiększenie pozyskania drewna, spotykają się z obywatelskim protestem (portal „TRÓJMIEJSKIE LASY. Społeczny Sprzeciw Przeciw Złej Gospodarce”, <https://pl-pl.facebook.com/TR%C3%93JMIEJSKIE-LASY-Spo%C5%82eczny-Sprzeciw-Przeciw-Z%C5%82ej-Gospodarce-593500487394067/>). Według opinii Trójmiejskiego Parku Krajobrazowego, jednym z najważniejszych zagrożeń dla tego terenu jest nadmierne pozyskanie drewna, prowadzące do zaniku najstarszych drzewostanów, charakteryzujących się największymi wartościami przyrodniczymi (<http://tpkgdansk.pl/> – data dostępu 10.02.2016). Podczas planowania gospodarki w lasach trójmiejskich należy uwzględnić walory przyrodnicze tego terenu, w tym jego roli jako szczególnie ważnego lęgowiska muchołówki małej.

Dziękujemy Recenzentowi i prof. Tomaszowi Wesołowskiemu za cenne uwagi, dzięki którym mogliśmy znacznie ulepszyć niniejszą pracę. Zenonowi Rohde dziękujemy za przygotowanie mapy.

Literatura

- Bednorz J. 2000. *Ficedula parva* (Bechst., 1794) – muchołówka mała. W: Bednorz J., Kupczyk M., Kuźniak S., Winięcki A. 2000. Ptaki Wielkopolski. Monografia faunistyczna. ss. 461–463. Bogucki Wyd. Nauk., Poznań.
- BirdLife International 2015. European Red List of Birds. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Brazaitis G. 2011. Forest Interior Species Red-breasted Flycatcher *Ficedula parva* Habitat Selection and Conservation in Intensive Management Areas. W: Proceedings of the Fifth International Scientific Conference Rural Development 2011. 24–25 November 2011, Aleksandras Stulginskis University Akademija, Kaunas, Lithuania, ss. 26–29.
- BULiGL Gdynia 2015. Plan Urządzenia Lasu sporządzony na lata od 2015 do 2024 dla Nadleśnictwa Gdańsk. RDLP, Gdańsk.

- Buckland S.T., Anderson D.R., Burnham K.P., Laake J.L., Borchers D.L., Thomas L. (eds). 2004. *Advanced Distance Sampling*. Oxford University Press, Oxford.
- Burnham K.P., Anderson D.R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. 2nd ed. Springer, New York.
- Canty A., Ripley B. 2015. *boot: Bootstrap R (S-Plus) Functions*. R package version 1.3–17.
- Chandler R.B., Royle J.A., King D.I. 2011. Inference about density and temporary emigration in unmarked populations. *Ecology* 92: 1429–1435.
- Chodkiewicz T., Kuczyński L., Sikora A., Chylarecki P., Neubauer G., Ławicki Ł., Stawarczyk T. 2015. Oceny liczebności ptaków lęgowych w Polsce w latach 2008–2012. *Ornis Pol.* 56: 149–189.
- Chodkiewicz T., Meissner W., Chylarecki P., Neubauer G., Sikora A., Pietrasz K., Cenian Z., Betleja J., Kajtoch Ł., Lenkiewicz W., Ławicki Ł., Rohde Z., Rubacha S., Smyk B., Wieloch M., Wylegała P., Zielińska M., Zieliński P. 2016. *Monitoring Ptaków Polski w latach 2015–2016*. *Biuletyn Monitoringu Przyrody* 15: 1–85.
- Chylarecki P. 2015. Oceny liczebności ptaków: podstawowe pojęcia. W: Chylarecki P., Sikora A., Cenian Z., Chodkiewicz T. (red.). *Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny*. Wyd. 2, ss. 20–29. GIOŚ, Warszawa.
- Ciechanowski M., Garbalewski A., Kowalczyk J. K., Ożarowski D. 2001. Waloryzacja faunistyczna wybranych dolin Trójmiejskiego Parku Krajobrazowego. *Przegl. Przyr.* 12 (1–2): 69–91.
- Cramp S., Perrins C.M. 1993. *The Birds of the Western Palearctic*. 7. Oxford University Press, Oxford.
- Dyrzc A. 1990. Mucholówka mała – *Ficedula parva* (Bechst., 1794). W: Dyrzc A., Grabiński W., Stawarczyk T., Witkowski J. 1991. *Ptaki Śląska. Monografia faunistyczna*, ss. 392–394. Uniwersytet Wrocławski, Wrocław.
- Efford M. 2004. Density estimation in live-trapping studies. *Oikos* 106: 598–610.
- Efron B., Tibshirani R.J. 1998. *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall/CRC.
- Els J., Leito A., Leivits A., Luigujõe L., Mägi E., Nellis R., Nellis R., Ots M., Pehlak H. 2013. Status and numbers of Estonian birds, 2008–2012. *Hirundo* 26: 80–112.
- Fiske I., Chandler R. 2011. Unmarked: An R package for fitting hierarchical models of wildlife occurrence and abundance. *J. Stat. Soft* 43: 1–23.
- Flade M. 1997. *Ficedula parva* Red-breasted Flycatcher. In: Hagemeyer W.J.M., Blair M.J. (eds). *The EBCC Atlas of European Breeding Birds: Their Distribution and Abundance*, pp. 616–617. T&AD Poyser, London.
- Fuller R.J. 2000. Influence of treefall gaps on distributions of breeding birds within interior old-growth stands in Białowieża Forest, Poland. *Condor* 102: 267–274.
- Gedeon K., Grüneberg C., Mitschke A., Sudfeldt C., Eikhorst W., Fischer S., Flade M., Frick S., Geiersberger I., Koop B., Kramer M., Krüger T., Roth N., Ryslavy T., Stübing S., Sudmann S.R., Steffens R., Vökler F., Witt K. 2014. *Atlas Deutscher Brutvogelarten. Atlas of German Breeding Birds*. Stiftung Vogelmonitoring Deutschland und Dachverband Deutscher Avifaunisten, Münster.
- Herbich J., Herbichowa M. 2001. Zbiorowiska roślinne – specyfika, zagrożenia i ochrona. W: Przewoźniak M. (red.). *Materiały do monografii przyrodniczej regionu gdańskiego*. T. 6. Trójmiejski Park Krajobrazowy, ss. 81–125. *Przyroda–Kultura–Krajobraz*. Wyd. Gdańskie, Gdańsk.
- del Hoyo J., Elliott A., Christie D. 2006. *Handbook of the Birds of the World. Old World Flycatchers to Old World Warblers*. Vol. 11. Lynx Edicions, Barcelona.
- Huntley B., Green R.E., Collingham Y., Willis S.G. 2007. *A climatic atlas of European breeding birds*. Durham, Sandy and Barcelona: Durham University, RSPB and Lynx Edicions.
- Jakubas D., Ożarowski D. 1997. Awifauna Trójmiejskiego Parku Krajobrazowego. *Przegl. Przyr.* 8, 3: 117–121.
- Jakubas D. 2003. Analiza jakościowa i ilościowa awifauny rezerwatu „Kacze Łęgi”. *Przegl. Przyr.* 14, 1–2: 113–119.
- Jermaczek A., Chapiński P., Duda M., Glapan J., Kryza K., Plata W., Stanilewicz A. 2011. Ptaki stanowiące przedmioty ochrony w wielkopolskiej części obszaru specjalnej ochrony Natura 2000 „Puszcza nad Gwdą” i propozycje działań ochronnych. *Przegl. Przyr.* 22, 2: 32–64.

- Kendall W.L., Nichols J.D., Hines J.E. 1997. Estimating temporary emigration using capture-recapture data with Pollock's robust design. *Ecology* 78: 563–578.
- Kéry M., Schaub M. 2012. Bayesian Population Analysis Using WinBUGS: A Hierarchical Perspective. Academic Press, San Diego.
- 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.
- Kondracki J. 2008. Geografia regionalna Polski. PWN, Warszawa.
- Kowalczyk J.K., Zieliński S. 1998. Lasy Trójmiejskiego Parku Krajobrazowego ostoją interesującej entomofauny. *Chrońmy Przyr. Ojcz.* 44: 86–89.
- Kuczyński L., Chylarecki P. 2012. Atlas pospolitych ptaków lęgowych Polski. Rozmieszczenie, wybiórność siedliskowa i trendy. GIOŚ, Warszawa.
- Mitrus C. 2006. The influence of male age and phenology on reproductive success of the flycatcher (*Ficedula parva* Bechst.). *Ann. Zool. Fenn.* 43: 358–365.
- Mitrus C., Soćko B. 2004. Natural nest sites of the Red-breasted Flycatcher *Ficedula parva* in a primeval forest. *Acta Ornithol.* 39: 53–57.
- Mitrus C., Soćko B., Dołęgowska M., Zozuła P. 2005. Fenologia lęgów muchołówki małej *Ficedula parva* w Puszczy Białowieskiej. *Not. Orn.* 46: 213–219.
- Mitrus C., Kleszko N., Soćko B. 2006. Habitat characteristics, age, and arrival date of male Red-breasted Flycatchers *Ficedula parva*. *Ethology Ecology & Evolution* 18: 33–41.
- Neubauer G., Sikora A. 2013. Detection probability of the Collared Flycatcher *Ficedula albicollis* during quick, multiple surveys: a case study in an isolated population in northern Poland. *Ornis Fenn.* 90: 211–221.
- Neubauer G., Chodkiewicz T., Meissner W., Chylarecki P., Sikora A., Pietrasz K., Cenian Z., Zieliński P., Betleja J., Gaszewski K., Kajtoch Ł., Lenkiewicz W., Ławicki Ł., Rohde Z., Rubacha S., Smyk B., Stachyra P., Wieloch M., Wylegała P., Zielińska M. 2015a. Monitoring Ptaków Polski w latach 2013–2015. Biuletyn Monitoringu Przyrody 12: 1–92.
- Neubauer G., Chylarecki P., Chodkiewicz T., Borowski Z., Mionskowski M. 2015b msc. Wpływ prowadzonej gospodarki leśnej na populacje wybranych gatunków ptaków interioru leśnego w lasach nizinnych Polski. Etap II. Zadanie 1. Analiza danych istniejących. Opracowanie wykonane na zlecenie DG LP w ramach realizacji tematu badawczego. Warszawa.
- Nichols J.D., Thomas L., Conn P.B. 2009. Inferences about landbird abundance from count data: Recent advances and future directions. In: Thomson D.L., Cooch E.G., Conroy M.J. (eds). Modeling demographic processes in marked populations. Vol. 3. Pp. 201–235. Springer US, Boston, Massachusetts, USA.
- Ożarowski D. 2004. Ptaki zbiorników wodnych oraz terenów przyległych na obszarze Trójmiejskiego Parku Krajobrazowego. *Przegl. Przyr.* 15, 3–4: 75–82.
- 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.
- Royle J.A., Dorazio R.M. 2008. Hierarchical Modeling and Inference in Ecology. The Analysis of Data from Populations, Metapopulations and Communities. Academic Press, New York.
- Senn P. 2008. Nowe dane dotyczące występowania motyli (Lepidoptera) w województwie pomorskim. *Wiad. Entom.* 27: 145–154.
- Senn P. 2015. Motyle dzienne Gdyni. Atlas rozmieszczenia. Studio FM, Gdynia.
- Sikora A. 1992. Gnieźdzenie się pliszki górskiej (*Motacilla cinerea*) w północno-wschodniej Polsce. *Not. Orn.* 33: 145–149.
- Sikora A. 2007. Gniazdowanie cennych gatunków ptaków na Wysoczyźnie Elbląskiej. *Not. Orn.* 48: 246–258.
- Sikora A., Neubauer G. 2015. Nowe stanowiska i występowanie soplówki jeżowatej *Hericum erinaceus* w Polsce. *Chrońmy Przyr. Ojcz.* 71: 368–379.
- Sikora A., Kotlarz B., Bela G., Jędro G. 2011. Występowanie sóweczki *Glauclidium passerinum* na Pomorzu i metody jej wykrywania. *Ptaki Pomorza* 2: 17–33.

- Sikora A., Szymkiewicz M., Górski A., Neubauer G. 2015. Awifauna lęgowa OSO Puszcza Napiwodzko-Ramucka ze szczególnym uwzględnieniem gatunków priorytetowych. *Ornis Pol.* 56: 190–211.
- Sikora A., Neubauer G., Sulej A. 2016a. Cenne gatunki ptaków i znaczenie OSO Natura 2000 Puszcza Borecka. *Ornis Pol.* 57: 12–28.
- Sikora A., Neubauer G., Półtorak W., Rohde Z. 2016b msc. Monitoring liczebności populacji muchołówki małej *Ficedula parva* w granicach obszaru Natura 2000 Puszcza Darżłubska PLB220007. Opracowanie wykonane na zlecenie RDOŚ w Gdańsku. Gdańsk.
- Stachura-Skierczyńska K. 2007. Ocena wartości biologicznej lasów w Polsce. OTOP, Warszawa.
- Stajszyk M. 2004. *Ficedula parva* – muchołówka mała. W: Gromadzki M. (red.). Ptaki (część I). Poradniki ochrony siedlisk i gatunków Natura 2000 – podręcznik metodyczny T. 8, ss. 340–343. Ministerstwo Środowiska, Warszawa.
- Stajszyk M. 2007. Mucholówka mała *Ficedula parva*. W: Sikora A., Rohde Z., Gromadzki M., Neubauer G., Chylarecki P. (red.). Atlas rozmieszczenia ptaków lęgowych Polski 1985–2004. ss. 418–419. Bogucki Wyd. Nauk., Poznań.
- Tomiałojć L. 1980. Kombinowana odmiana metody kartograficznej do liczenia ptaków lęgowych. *Not. Orn.* 21: 33–54.
- Tomiałojć L., Stawarczyk T. 2003. Awifauna Polski. Rozmieszczenie, liczebność i zmiany. PTPP „pro Natura”, Wrocław.
- Tumiel T., Białomyzy P., Grygoruk G., Korniluk M., Świętochowski P., Wereszczuk M., Skierczyński M. 2013. Cenne i nieliczne ptaki lęgowe na Obszarze Specjalnej Ochrony Puszcza Knyszyńska. *Ornis Pol.* 54: 170–186.
- Valkama J., Vepsäläinen V., Lehtikoinen A. 2011. The Third Finnish Breeding Bird Atlas. Finnish Museum of Natural History and Ministry of Environment. <<http://atlas3.lintuatlas.fi/english>> (cited 14.08.2015) ISBN 978-952-10-7145-4.
- Walankiewicz W., Mitrus C., Czeszczewik D. 2015. Mucholówka mała *Ficedula parva* i muchołówka białoszyja *Ficedula albicollis*. W: Chylarecki P., Sikora A., Cenian Z., Chodkiewicz T. (red.). Monitoring ptaków lęgowych. Poradnik metodyczny. Wyd. 2, ss. 114–120. GIOŚ, Warszawa.
- Wesołowski T., Rowiński P., Mitrus C., Czeszczewik D. 2006. Breeding bird community of a primeval temperate forest (Białowieża National Park, Poland) at the beginning of the 21st century. *Acta Ornithol.* 41: 55–70.
- Wesołowski T., Mitrus C., Czeszczewik D., Rowiński P. 2010. Breeding bird dynamics in a primeval temperate forest over 35 years: variation and stability in a changing world. *Acta Ornithol.* 45: 209–232.
- Wichmann G., Frank G. 2007. Habitat choice of Red-breasted Flycatchers *Ficedula parva* is dependent on forestry management and game activity in a deciduous forest in Vienna (Austria). *Bird Study* 54: 289–295.
- Wilga M.S. 1997. Perspektywy egzystencji grzybów wielkoowocnikowych (Macromycetes) w Lasach Oliwskich ze szczególnym uwzględnieniem gatunków chronionych i rzadkich. *Przegl. Przyr.* 8: 61–72.
- Wilga M.S. 2002. Ginące i zagrożone gatunki grzybów wielkoowocnikowych w Lasach Oliwskich. *Acta Bot. Cassub.* 3: 117–122.
- Wilga M.S. 2004. Grzyby wielkoowocnikowe (Macromycetes) Doliny Zielonej (Lasy Oliwskie). *Przegl. Przyr.* 15: 3–18.
- Wilga M.S., Ciechanowski M. 2007. Ostoja grzybów wielkoowocnikowych i śluzowców w Lasach Oliwskich (Trójmiejski Park Krajobrazowy). *Chrońmy Przyr. Ojcz.* 63, 6: 82–101.
- Wilk T. 2016. Mucholówka mała *Ficedula parva*. W: Wilk T., Bobrek R., Pępkowska-Król A., Neubauer G., Kosicki J.Z. (red.). Ptaki polskich Karpat – stan, zagrożenia, ochrona. OTOP, Marki.
- Wilk T., Jujka M., Krogulec J., Chylarecki P. (red.). 2010. Ostoje ptaków o znaczeniu międzynarodowym w Polsce. OTOP, Marki.
- Wilk T., Bobrek R., Pępkowska-Król A., Neubauer G., Kosicki J.Z. (red.). 2016. Ptaki polskich Karpat – stan, zagrożenia, ochrona. OTOP, Marki.

- Williams B.K., Nichols J.D., Conroy M.J. 2002. Analysis and management of animal populations. Academic Press, San Diego, California, USA.
- Wylegała P., Batycki A., Kasprzak Adam, Kasprzak Antoni, Kujawa D., Trawiński W. 2012. Ptaki lęgowe w obszarze Specjalnej Ochrony Natura 2000 Puszcza Barlinecka. Ptaki Pomorza 3: 61–71.

Grzegorz Neubauer

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

Arkadiusz Sikora

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