

Programa de seguimiento de passeriformes riparios no coloniales en Gipuzkoa: resultados de los dos primeros censos (2019 y 2021).

Monitoring programme for non-colonial riparian passerines in Gipuzkoa: results from the first two censuses (2019 and 2021).

Juan Arizaga^{1*}, Maite Laso¹, Esteban Iriarte^{1,2}, Frank D'Amico³



Resumen

En 2019 se diseñó una red de muestreo basada en puntos fijos de censo para monitorizar poblaciones de pequeñas aves riparias en Gipuzkoa. El objetivo de este programa es obtener estimas robustas sobre la probabilidad de ocupación (presencia; ψ), detectabilidad (p), tasa de colonización (γ) y tasa de extinción (ϵ) de especies como la lavandera cascadeña *Motacilla cinerea* Tunstall, 1771 y el mirlo acuático *Cinclus cinclus* L., 1758. Este artículo tiene como objetivo mostrar los primeros resultados del programa (censos de 2019 y 2021), poner en valor su utilidad en la monitorización de las especies objetivo y animar la participación de cara a próximos censos. En un 72% de los puntos que se censaron se detectó mirlo acuático. El modelo con un AIC más bajo fue aquel que consideró un efecto positivo en ψ de la existencia de presas o azudes, aunque el modelo nulo se situó a menos de 2 unidades AIC. El modelo nulo estima un valor de ψ (\pm SE) = $0,65 \pm 0,09$, $p = 0,46 \pm 0,04$, $\epsilon = 0,11 \pm 0,11$, $\gamma = 0,27 \pm 0,17$. El parámetro ψ no varió significativamente entre

¹ Departamento de Ornitología, Sociedad de Ciencias Aranzadi
Zorroagagaina 11, 20014 Donostia – San Sebastián, Gipuzkoa.

² Diputación Foral de Gipuzkoa. Pza. Gipuzkoa s/n.

³ CNRS/Univ. Pau & Pays Adour, E2S,
Laboratoire de Mathématiques et de leurs Applications de Pau
UMR 5142, 64600 Anglet, France.

* Correspondencia: jarizaga@aranzadi.eus



2019 y 2021 (2019: $0,65 \pm 0,08$; 2021: $0,68 \pm 0,08$). La lavandera cascadeña se detectó en un 80% de los puntos. El modelo con un AIC más bajo fue el que consideró un efecto negativo en ψ de la existencia de presas o azudes, pero hubo dos modelos más con un ajuste igual de bueno a datos: el modelo completo (saturado) y otro modelo con efecto positivo de la presencia de cajas-nido sobre ψ . El primer modelo estimó un valor de ψ significativamente superior cuando no hubo presas/azudes y valores de $p = 0,52 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,17 \pm 0,11$, $\gamma = 0,59 \pm 0,18$. Según este modelo, ψ varió significativamente entre 2019 y 2021 (2019: $0,69 \pm 0,09$; 2021: $0,76 \pm 0,09$). El tercer modelo estimó un valor de ψ inferior cuando no hubo ninguna caja-nido, si bien debe destacarse que este modelo tuvo problemas a la hora de estimar ψ en tramos de presencia de caja-nido.

Palabras clave: Aves, dinámica poblacional, modelos de ocupación, seguimiento de especies.

Abstract

In 2019, sampling network based on fixed census points was designed to monitor populations of small riparian birds in Gipuzkoa. The aim of this programme is to obtain robust parameter estimates on the probability of occupancy (presence; ψ), detectability (p), colonisation rate (γ) and extinction rate (ε) of non-colonial riparian passerines, such as the grey wagtail *Motacilla cinerea* Tunstall, 1771 and the white-throated dipper *Cinclus cinclus* L., 1758. This article aims to show the first results of the programme (2019 and 2021 censuses), to evaluate its usefulness and promote the participation of future, potential volunteers. The white-throated dipper was detected in 72% of the census points. The best ranked model was considered to be an effect of the existence of dams on ψ , although the null model was ranked at less than 2 AICc units, providing a ψ (\pm SE) = $0,65 \pm 0,09$, $p = 0,46 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,11 \pm 0,11$, $\gamma = 0,27 \pm 0,17$. The parameter ψ did not vary significantly between 2019 and 2021 (2019: $0,65 \pm 0,08$; 2021: $0,68 \pm 0,08$). Grey wagtails were detected in 80% of the census points. The model with the lowest AICc was the one considered to be an effect of the existence of dams on ψ , but there were two more models with that fitted to the data equally well: the complete one (saturated) and a model which considered an effect of the presence of nest-boxes on ψ . The first model estimated a significantly higher ψ value when there were no dams and p values = $0,52 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,17 \pm 0,11$, $\gamma = 0,59 \pm 0,18$. According to this, ψ varied significantly between 2019 and 2021 (2019: $0,69 \pm 0,09$; 2021: $0,76 \pm 0,09$). The third model estimated a lower value of ψ when there were no nest-boxes, although it should be noted that this model had problems when estimating ψ in stretches with the presence of nest-boxes.

Key words: Birds, population dynamics, species surveys, occupation models.

Laburpena

2019an, Gipuzkoan ibaiertzeko hegazti txikien populazioen jarraipena egiteko, zentsu-puntu finkoetan oinarritutako laginketa-sare bat diseinatu zen. Programa honen helburua

espezie batzuen zenbatespen sendoak lortzea da, hala nola buztanikara horia *Motacilla cinerea* Tunstall, 1771 eta ur-zozoaren *Cinclus cinclus* L., 1758 okupazio-probabilitatea (presentzia; ψ), detektagarritasuna (p), kolonizazio-tasa (γ) eta desagerpen-tasa (ε). Artikulu honen helburua programaren lehen emaitzak erakustea da (2019 eta 2021eko zentsoak), helburu diren espezieen jarraipenak duen erabilgarritasuna baloratzea eta hurrengo zentsoetan parte hartzea bultzatzea. Zentsatu ziren puntuen %72an ur-zozoa detektatu zen. AIC txikiagoa zuen ereduak ψ balioan efektu positiboa izan zuen presen edo ura desbideratzeko presatxoeren presentziarekin, nahiz eta eredu nulua AICtik 2 unitatetik behera egon. Eredu nulua honako balio hauek zenbatesten ditu: $\psi (\pm SE) = 0,65 \pm 0,09$, $p = 0,46 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,11 \pm 0,11$, $\gamma = 0,27 \pm 0,17$. ψ parametroa ez zen nabarmen aldatu 2019 eta 2021 artean (2019: $0,65 \pm 0,08$; 2021: $0,68 \pm 0,08$). Buztanikara horia puntuen %80an detektatu zen. AIC txikiagoa zuen ereduak ψ balioan efektu negatiboa izan zuen presa edo presatxoeren presentziarekin, baina datuetara doitze berdina edo hobe zuten beste bi eredu izan ziren: eredu osoa (asea) eta beste ereduak habia-kutxen presentziaren efektu positiboa ψ -rekiko. Lehenengo ereduak ψ balio altuagoa balioetsi zuen presa/presatxorik ez zegoenean honelako balioekin $p = 0,52 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,17 \pm 0,11$, $\gamma = 0,59 \pm 0,18$. Eredu horren arabera, ψ modu esanguratsuan aldatu zen 2019 eta 2021 artean (2019: $0,69 \pm 0,09$; 2021: $0,76 \pm 0,09$). Hirugarren ereduak ψ balio txikiagoa zenbatetsi zuen habia-ku-txarrik ez zegoenean, nahiz eta nabarmentzekoa den eredu honek arazoak izan zituela habia-kutxak zeuden tartetean ψ zenbatesteko.

Gako hitzak: Hegaztiak, populazioaren dinamika, okupazio ereduak, espezieen jarraipena.



Introducción

La monitorización de poblaciones a largo plazo constituye un elemento clave en el ámbito de la conservación, ya que aporta los parámetros necesarios para cuantificar la distribución y tamaño poblacional de las especies así como su cambio en el tiempo (Kéry *et al.*, 2013, Arizaga *et al.*, 2021, Morrison *et al.*, 2021).

Tradicionalmente, las poblaciones de aves riparias se censan a través de transectos que transcurren en paralelo al cauce (D'Amico, 2002, Vaughan *et al.*, 2007, D'Amico, 2008). No obstante, este método requiere, necesariamente, que el cauce se vea bien desde la orilla (e.g., Peris y Rodríguez, 1997), lo cual no siempre es posible. Así, a menudo los cauces son poco o nada visibles, bien debido a la gran cantidad de vegetación en la orilla o al hecho de que el río discurre por valles abruptos y cañones que impiden el acceso. A su vez la alternativa de recorrer el río a pie no es viable cuando el río presenta una gran cantidad de saltos de agua y zonas de aguas profundas imposibles de vadear. Gipuzkoa es una región muy montañosa con una cobertura forestal relevante, lo que hace que las aves riparias sean con frecuencia muy difíciles de ser

censadas con transectos (Sánchez *et al.*, 2019). Para paliar esta problemática, y con el fin de implementar un programa de monitorización de pequeñas aves riparias a largo plazo, en 2019 se diseñó una red de muestreo basada en puntos fijos de censo (Sánchez *et al.*, 2019, D'Amico *et al.*, 2020). El objetivo de este programa es obtener estimas no sesgadas y con la suficiente precisión y exactitud sobre la probabilidad de ocupación (presencia), detectabilidad, tasa de colonización y tasa de extinción de especies como la lavandera cascadeña *Motacilla cinerea* Tunstall, 1771 y mirlo acuático *Cinclus cinclus* L., 1758. Sólo de este modo es posible obtener una potencia tal que permita detectar cambios grandes o moderados de estos parámetros entre diferentes años de muestreo.

Consolidado este programa en Gipuzkoa, tras los dos primeros años de censo (2019 y 2021; el censo se lleva a cabo con una periodicidad bianual), este artículo tiene como objetivo mostrar los primeros resultados del programa, evaluar su utilidad en la monitorización de las especies objetivo y animar la participación de cara a próximos censos.

Material y métodos

Área de estudio y protocolo de muestreo

El área objeto de monitorización es la provincia de Gipuzkoa. En conjunto, la red de censo de mirlo acuático y otras pequeñas aves riparias contempla un total de 50 puntos fijos de censo (Fig. 1), cuya distribución responde a un diseño al azar pero balanceado (un diseño probabilístico de suficiente calidad constituye la base de la inferencia estadística) para la longitud de los cursos que conforman cada una de las cuencas fluviales de Gipuzkoa (Sánchez *et al.*, 2019, D'Amico *et al.*, 2020). Para ello se empleó el paquete para R 'spsurvey' (Bonney *et al.*, 2009).

En cada uno de los puntos fijos de censo, el protocolo de muestreo consistió en anotar la presencia de cada una de las especies objetivo, cada minuto, durante un periodo de 20 minutos en total. Cada punto de censo se visitó 4 veces en cada uno de los años de muestreo (una visita por quincena, comenzando en la primera de abril), de tal modo que la inversión de tiempo de censo por punto asciende a 80 minutos.

El martín pescador se descartó del estudio por el bajo número de contactos obtenidos ($n = 5$ puntos de censo tanto en 2019 como 2021).

Modelos estadísticos

Los modelos de ocupación (MO) son modelos binomiales simples que estiman la probabilidad de que la especie esté, esto es, probabilidad de ocupación (ψ) y la

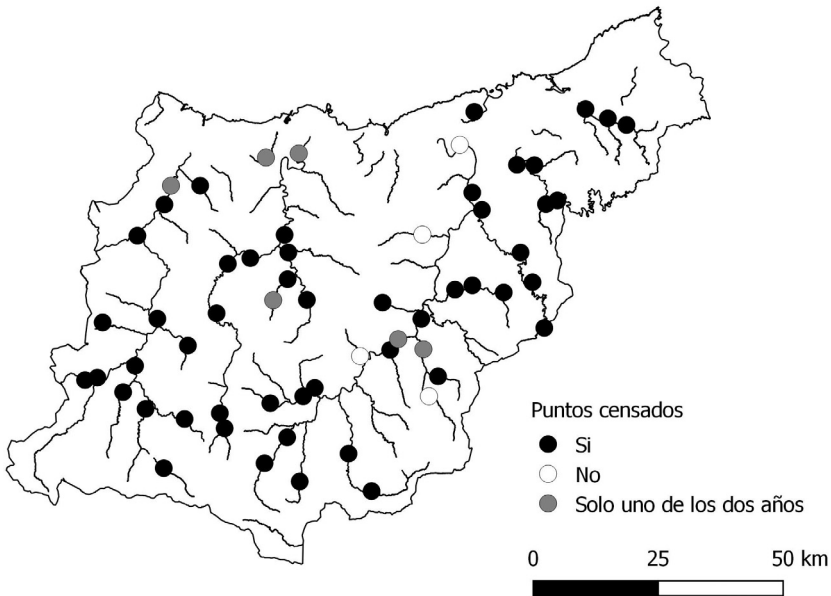


Fig. 1.- Red de puntos fijos de censo para pequeñas aves riparias en Gipuzkoa.

Fig. 1.- Census network, with the sampling points to survey non-colonial riparian passerines in Gipuzkoa.

probabilidad de detectar la especie si está presente, esto es, probabilidad de detección (p) (Fiske y Chandler, 2011). Dicho de otro modo, este tipo de modelos calcula el porcentaje de puntos de censo donde la especie aparece, pero teniendo en cuenta el parámetro p (pues $p < 1$). Además, si contamos con más de un año de censo, los modelos también estiman las probabilidades de colonización (γ , esto es, probabilidad de que la especie ocupe una localidad que no había sido ocupada previamente) o extinción (ϵ , probabilidad de que la especie deje de ocupar una localidad que sí había ocupado previamente). Adicionalmente, los MO permiten también estimar el efecto de factores y covariables sobre cada uno de los parámetros arriba descritos.

Como factores y covariables ambientales (todas ellas medidas en 2019) que pudieran influir en ψ se tuvieron en cuenta: (1) *puen*, presencia de un puente en tramo de ± 1 km desde el punto de censo; (2) *caja*, presencia de caja-nido para mirlo acuático en tramo de ± 1 km desde el punto de censo; (3) *pres*, presencia de una presa y aguas embalsadas en un tramo ± 1 km desde el punto fijo de censo; (4) *anch*, anchura del río en el punto de censo; (5) *iqbr*, índice QBR en el punto de censo. Este último se empleó para estimar la calidad de la vegetación ribereña (Munné *et al.*, 2003). En esencia, el índice QBR varía entre 0 y 100 y se basa en cuatro componentes, a saber: cantidad, tipo y estructura de la cobertura vegetal en orillas, así como la

presencia de alteraciones en el cauce. En las variables que se determinaron para un tramo de ± 1 km, se optó por esta longitud dado el tamaño de los territorios en la zona de estudio (J. Arizaga, obs. pers.). Debe destacarse, en este contexto, que el tamaño de los territorios, tanto de mirlo acuático como de lavandera cascadeña, son totalmente desconocidos en Gipuzkoa. En este contexto, se estableció una aproximación más bien conservadora, basada en la bibliografía, con tamaños de ± 1 km (esto es, 2 km). Esta longitud es adecuada para describir el hábitat de la zona de estudio (Tyler y Ormerod, 1994).

Para llevar a cabo los MO se utilizó el paquete para R 'unmarked' (Fiske y Chandler, 2011). Se corrieron varios MO dinámicos (esto es, los parámetros varían para cada uno de los años de censo), incluyendo un modelo nulo y otro saturado en el cual consideramos un efecto (aditivo) de cada uno de los factores y covariables en el parámetro ψ (el resto de parámetros se mantuvo constante debido a limitaciones en el tamaño muestral), así como otro modelo por cada uno de los factores y covariables. Las variables *anch* y *iqbr* se estandarizaron. Además, se corrieron dos modelos más para comprobar si los MO que tuvieran en cuenta un efecto cuadrático de las covariables *anch* e *iqbr* tuvieron un ajuste mejor a datos que los modelos que consideran un efecto lineal de este tipo de variables. Todos los MO que se mencionan arriba (en total, 9 modelos) se compararon mediante el criterio de información de Akaike (Burnham y Anderson, 1998) pero corregido para muestras pequeñas (AICc) (Hurvich y Chih-Ling, 1989). Este criterio favorece los modelos que explican más varianza pero, asimismo, penaliza los modelos que incorporan un alto número de parámetros sin que de ello la cantidad de varianza explicada aumente demasiado. Aquellos modelos que difieren en menos de 2 unidades AICc tienen un ajuste igualmente bueno a datos (Arnold, 2010). El empleo de este criterio en el contexto de la selección de modelos en este proyecto se fundamenta en Brewer *et al.* (2016), que consideran que el uso de valores Akaike debería basarse en hipótesis o estimaciones a partir de datos previos, tal y como ocurre en nuestro estudio (D'Amico y Hemery, 2003, D'Amico *et al.*, 2020). No se llevaron a cabo MO alternativos con las combinaciones anidadas en el modelo saturado (e.g., de dos o más factores o covariables), ya que en un análisis de carácter preliminar ya se vio que el modelo nulo tuvo un AICc muy bajo que indica que existe un efecto poco relevante de factores y covariables ambientales en ψ . Por otro lado, se asumieron valores constantes de p , ya que en estudios anteriores se vio que p no varió según el tiempo (D'Amico *et al.*, 2020).

Resultados

Durante los censos que se llevaron a cabo en 2019 y 2021 se muestrearon un total de 56 puntos, de los que 6 no fueron censados los dos años, por lo que el tamaño muestral efectivo de cara a los análisis fue, finalmente, de 50 puntos.

Mirlo acuático

En conjunto, se obtuvieron 36 puntos (72%) en los que se detectó mirlo acuático al menos una vez. El modelo con un AICc más bajo fue aquel que consideró un efecto en ψ de la existencia de presas o azudes (Tabla 1), si bien hay que destacar que el modelo nulo se situó a menos de 2 unidades AICc, de lo que se deduce que, en realidad, el efecto positivo de la existencia de una presa sobre ψ es marginal. En términos globales, el modelo nulo estima un valor de ψ (\pm SE) = 0,65 \pm 0,09,

Modelo (efecto en)	AICc	Δ AICc
Mirlo acuático		
1. <i>pres</i>	368,61	0,00
2. Nulo (= constante)	369,77	1,16
3. <i>anch</i>	371,28	2,67
4. <i>puen</i>	371,39	2,78
5. <i>caja</i>	371,59	2,98
6. <i>iqbr</i>	371,63	3,02
7. <i>anch</i> ²	373,96	5,35
8. <i>puen+pres+caja+anch+iqbr</i>	376,34	7,73
9. <i>iqbr</i> ²	387,84	19,23
Lavandera cascadeña		
1. <i>pres</i>	364,10	0,00
2. <i>caja</i>	364,80	0,70
3. Nulo (= constante)	366,84	2,74
4. <i>puen+pres+caja+anch+iqbr</i>	367,74	3,64
5. <i>iqbr</i>	368,16	4,06
6. <i>puen</i>	368,63	4,53
7. <i>anch</i>	369,31	5,21
8. <i>anch</i> ²	372,02	7,92
9. <i>iqbr</i> ²	386,20	22,10

Tabla 1.- Relación de modelos de ocupación (ψ) destinados a estimar la probabilidad de ocurrencia de aves riparias no coloniales en Gipuzkoa. Variables predictoras: puen, presencia de un puente en tramo de ± 1 km desde el punto de censo; caja, presencia de caja-nido; pres, presa; anch, anchura del río; iqbr, índice QBR. Otras abreviaturas: AICc, valor Akaike corregido para muestras pequeñas; Δ AICc, diferencia en el valor AICc respecto al modelo 1.

Table 1.- List of occupancy (ψ) models used to estimate the occupation probability of non-colonial riparian passerines in Gipuzkoa. Predictor variables: puen, presence of a bridge within a length of ± 1 km from the count point; caja, presence of a nest-box; pres, dam; anch, river width; iqbr, QBR index. Other abbreviations: AICc, small sample sizes-corrected Akaike value; Δ AICc, AICc difference of a given model in relation to the first one.

$p = 0,46 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,11 \pm 0,11$, $\gamma = 0,27 \pm 0,17$. El parámetro ψ no varió entre 2019 y 2021 (2019: $0,65 \pm 0,08$; 2021: $0,68 \pm 0,08$) debido al alto solapamiento de intervalos de confianza al 95%.

Por otro lado, en cuanto al efecto de la existencia de presas, la probabilidad de ocurrencia tendió a aumentar ante la existencia de éstas en el tramo de río del punto de censo, si bien la diferencia de nuevo no varió entre puntos con/sin presa debido al alto solapamiento de intervalos de confianza al 95% (Fig. 2).

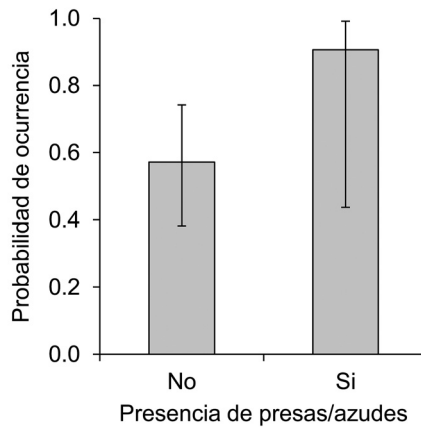


Fig. 2.- Probabilidad de ocurrencia (\pm intervalo de confianza al 95%) de mirlo acuático según la existencia o no de presas o azudes en tramos de ± 1 km desde el punto de censo.

Fig. 2.- Occurrence probability ($\pm 95\%$ confidence interval) of white-throated dipper in relation to the presence/absence of dams along river lengths of ± 1 km from the count point.

Lavandera cascadeña

En conjunto, la especie se detectó en un 80% de los puntos al menos una vez. El modelo con un AICc más bajo fue el que consideró un efecto negativo sobre ψ de la existencia de presas o azudes (Tabla 1), si bien hay que destacar que hubo dos modelos más con un ajuste igual de bueno a datos: el modelo completo (saturado) y otro modelo en el cual se considera un efecto de la existencia de cajas-nido en ψ . El primer modelo estimó un valor de ψ significativamente superior cuando no hubo presas/azudes (Fig. 3), y valores de $p = 0,52 \pm 0,04$, $\varepsilon = 0,17 \pm 0,11$, $\gamma = 0,59 \pm 0,18$. Según este modelo, ψ varió significativamente entre 2019 y 2021 (2019: $0,69 \pm 0,09$; 2021: $0,76 \pm 0,09$) debido a la ausencia de solapamiento de los intervalos de confianza al 95%. El tercer modelo estimó un valor de ψ inferior cuando no hubo ninguna caja-nido, si bien debe destacarse que este modelo tuvo problemas a la hora de estimar ψ en tramos de presencia de caja-nido, a juzgar por el intervalo de confianza al 95% asociado a la estima (Fig. 3).

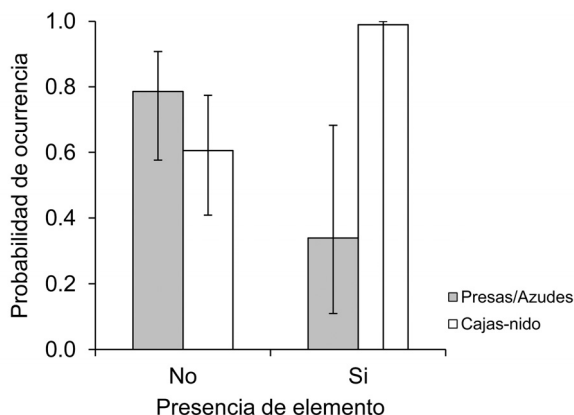


Fig. 3.- Probabilidad de ocurrencia (\pm intervalo de confianza al 95%) de lavandera cascadeña según la existencia o no de presas y azudes y de cajas-nido en tramos de ± 1 km desde el punto de censo. Estimaciones obtenidas a partir del modelo 1 y 3 de la Tabla 1 para la lavandera cascadeña.

Fig. 3.- Occurrence probability ($\pm 95\%$ confidence interval) of grey wagtail in relation to the presence/absence of dams and nest-boxes along river lengths of ± 1 km from the count point. Estimates obtained from models 1 and 3 in Table 1.

Discusión

Este artículo muestra por primera vez para Gipuzkoa los resultados de la implementación de una red de monitorización de pequeñas aves riparias aplicando modelos dinámicos de ocupación, basada en puntos fijos de censo (Sánchez *et al.*, 2019, D'Amico *et al.*, 2020).

La probabilidad de ocurrencia de mirlo acuático en Gipuzkoa se estima en 0,65, valor que no varió sustancialmente entre los censos de 2019 y 2021. Basándonos en Mckann *et al.* (2013), la estimación de cambios en la probabilidad de ocupación es razonable (pero se requiere precaución para estimar posibles efectos de otros parámetros sobre esta estima de probabilidad. Esto es debido a que, en conjunto, este tipo de modelos es robusto a la hora de estimar la probabilidad de ocupación, pero podría mostrar sesgos condicionados a la detectabilidad y al número de puntos de muestreo y visitas, (McKann *et al.*, 2013). Se considera, así, que para obtener estimaciones robustas de la probabilidad de ocupación es necesaria una red de muestreo con un mínimo de 60 puntos, o de 120 puntos o más para estimar los efectos de otras variables sobre esta probabilidad. El modelo que mostró un ajuste mejor a datos fue aquel que predijo un efecto de la presencia de presas o azudes sobre esta probabilidad. No obstante, este modelo no difirió significativamente en relación al modelo nulo, lo que sugiere que no se pudo predecir la probabilidad de ocurrencia de mirlo acuático según las covariables ambientales que se tuvieron en cuenta en este estudio. Esta conclusión

es concordante con los resultados de carácter preliminar ya publicados previamente (D'Amico *et al.*, 2020). Esto podría ser debido a que la presencia de esta especie está condicionada por una gran cantidad de factores no controlados, más allá del conjunto de covariables aquí consideradas, entre los que podría mencionarse la disponibilidad de alimento (Tyler y Ormerod, 1994). También puede darse el caso de que variables como la presencia de presas o azudes sí tienen algún efecto sobre la especie, pero sujeto a tal variabilidad que se requeriría una muestra más alta para llegar a detectar la diferencia estadísticamente significativa. Si este es el caso, la tendencia observada es que los mirlos acuáticos tenderían a aparecer con más probabilidad en tramos fluviales con presencia de presas o azudes. *A priori*, este resultado contradice lo esperado, ya que la especie aparece asociada a cauces permanentes, bien oxigenados, de poca profundidad y pendientes, provistos de rápidos y lechos de guijarros, mientras que evita los ríos que discurran por terrenos llanos y presenten agua embalsada (Peris *et al.*, 1991, Tyler y Ormerod, 1994, Buckton y Ormerod, 1997, Royan *et al.*, 2015). No obstante, las presas o azudes que aparecen en los ríos del área de estudio en general tienen un tamaño reducido y la cantidad de agua que embalsan con frecuencia solo afecta a pequeños tramos de cauce, lo que podría ser de poca relevancia para una especie que, posiblemente, establezca territorios de un tamaño superior al de los tramos con agua embalsada. Adicionalmente, es posible que las paredes que conforman las presas o azudes, especialmente si sufren cierto grado de deterioro, puedan ofrecer huecos donde ubicar el nido, si bien este es un extremo que debería ser corroborado. Además, es habitual que aguas abajo de tales infraestructuras se generen corrientes rápidas, lo cual favorece la presencia de esta especie.

En cuanto a la lavandera cascadeña, su probabilidad de ocurrencia fue más alta que la del mirlo acuático, con valores que van de prácticamente 0,7 a 0,8. Es, así, una especie muy común, bien distribuida en toda la provincia, ligada a la mayoría de los tramos que conforman la red fluvial del territorio. Como en el mirlo acuático, además, es una especie que tiende a criar en estructuras artificiales (Smiddy y O'Halloran, 1998). En esta especie, además, observamos un incremento de esta probabilidad entre el censo de 2019 y 2021 (aumentó en el segundo censo). Tal diferencia podría ser debida a procesos de desaparición y recolonización a nivel local, habituales en la lavandera cascadeña, pues es una especie que presenta una alta mortalidad invernal, sobre todo en caso de olas de frío (Jørgensen, 1976) y, podría ocurrir también, en episodios de inundaciones extremas (Chiu *et al.*, 2013, Sánchez *et al.*, 2017). En este contexto, es muy posible que la especie sufra fluctuaciones entre años en su probabilidad de ocurrencia, lo que hace que los cambios que observamos en esta probabilidad se deban a estos procesos a corto plazo y no a procesos sostenidos de colonización que reflejarían más bien cambios más amplios, desde un punto de vista geográfico, en la distribución de la especie a largo plazo.

Un resultado de interés es que la probabilidad de detección es baja, al situarse en tor-

no a un valor de 0,5 tanto en el mirlo acuático como en la lavandera cascadeña. Esto pone de manifiesto la importancia de manejar modelos para calcular la probabilidad de ocupación (Kéry *et al.*, 2013), pues de otro modo se aumenta la probabilidad de obtener falsos negativos y subestimar, en consecuencia, el área de distribución de cualquiera de las dos especies a partir de censos que son limitados tanto espacial como temporalmente (Guillera-Arroita *et al.*, 2010).

Los resultados de este proyecto demuestran su utilidad en la monitorización de las dos especies que han sido objeto de censo. Estiman parámetros aplicables a la hora de determinar el área de distribución de cada una de las especies en el territorio y variabilidad temporal. Adicionalmente, permiten explorar el peso de diferentes factores ambientales a la hora de explicar los patrones de ocupación del territorio. Aplicado a un nivel más local, la metodología de muestreo de este estudio es también útil para monitorizar las especies que han sido definidas como elementos clave de varios espacios que son Zona Especial de Conservación (ZEC), como es el caso de Urumea (ES2120015), Leizaran (ES2120013), Araxes (ES2120012) y Alto Oria (ES2120005). En este contexto, la Sociedad de Ciencias Aranzadi inició en 2021 un programa de monitorización aplicado a cada ZEC, basado en diez puntos fijos de censo en cada Zona.

Sería muy interesante que, a futuro, este programa se implementara en todo Euskadi, pues en la actualidad el conocimiento que hay para las dos especies es, todavía, insuficiente. Se desconocen, así, no solo el tamaño poblacional tanto del mirlo acuático como de la lavandera cascadeña, sino también su área de distribución y la tendencia, tanto en cuanto a tamaño poblacional como de cambio en su distribución espacial.

Agradecimientos

El desarrollo de un muestreo de la magnitud abarcada en este programa solo es posible gracias a la implicación de una extensa red de colaboradores, tanto a nivel particular como institucional (Guarderío de la Diputación Foral de Gipuzkoa): T. Aierbe, J. Amundarain, F. Ansorregi, L. Arbeola, A. Arnaiz, B. Díaz, A. Díez, A. Erkiaga, A. Galdos, J. Etxezarreta, J. I. Jauregi, N. Pagaldai, I. Ugarte, J. Ugarte, A. Urruzola, I. Zubizarreta. Dos revisores anónimos contribuyeron a mejorar una primera versión del trabajo.

Bibliografía

Arizaga, J., Laso, M., Rodríguez-Pérez, J., Zorrozuza, N., Pagaldai, N., Carrascal, L. M., 2021. Atlas de aves nidificantes en San Sebastián. Sociedad de Ciencias Aranzadi - Ayuntamiento de San Sebastián, Donostia.

Arnold, T. W., 2010. Uninformative Parameters and Model Selection Using Akaike's Information Criterion. *The Journal of Wildlife Management* 74, 1175-1178.

- Bonney, R., Cooper, C. B., Dickinson, J., Kelling, S., Phillips, T., Rosenberg, K. V., Shirk, J., 2009. Citizen Science: A Developing Tool for Expanding Science Knowledge and Scientific Literacy. *Bioscience* 59, 977-984.
- Brewer, M. J., Butler, A., Cooksley, S. L., 2016. The relative performance of AIC, AICC and BIC in the presence of unobserved heterogeneity. *Methods in Ecology and Evolution* 7, 679-692.
- Buckton, S. T., Ormerod, S. J., 1997. Use of a new standardized habitat survey for assessing the habitat preferences and distribution of upland river birds. *Bird Study* 44, 327-337.
- Burnham, K. P., Anderson, D. R., 1998. *Model Selection and Inference. A Practical Information Theoretic Approach*. Springer-Verlag, New York.
- Chiu, M.-C., Kuo, M.-H., Hong, S.-Y., Sun, Y.-H., 2013. Impact of extreme flooding on the annual survival of a riparian predator, the Brown Dipper *Cinclus pallasii*. *Ibis* 155, 377-383.
- D'Amico, F., 2002. High reliability of linear censusing for Common Sandpiper (*Actitis hypoleucos*) breeding along upland streams in the Pyrenees, France. *Bird Study* 49, 307-309.
- D'Amico, F., 2008. Le suivi des oiseaux de rivière dans les Pyrénées: protocole et estimation de densité. *Le Casseur d'os* 8, 98-107.
- D'Amico, F., Hemery, G., 2003. Calculating census efficiency for river birds: a case study with the White-throated Dipper *Cinclus cinclus* in the Pyrenees. *Ibis* 145, 83-86.
- D'Amico, F., Kermorvant, C., Sánchez, J. M., Arizaga, J., 2020. Optimal sampling design to survey riparian bird populations with low detection probability. *Bird Study* 67, 160-167.
- Fiske, I., Chandler, R., 2011. *unmarked: An R Package for Fitting Hierarchical Models of Wildlife Occurrence and Abundance*. 2011 43, 23.
- Guillera-Arroita, G., Ridout, M. S., Morgan, B. J. T., 2010. Design of occupancy studies with imperfect detection. *Methods in Ecology and Evolution* 1, 131-139.
- Hurvich, C. M., Chih-Ling, T., 1989. Regression and time series model selection in small samples. *Biometrika* 76, 297-307.
- Jørgensen, O. H., 1976. Migration and Aspects of Population Dynamics in the Grey Wagtail *Motacilla cinerea*. *Ornis Scandinavica (Scandinavian Journal of Ornithology)* 7, 13-20.
- Kéry, M., Guillera-Arroita, G., Lahoz-Monfort, J. J., 2013. Analysing and mapping species range dynamics using occupancy models. *Journal of Biogeography* 40, 1463-1474.
- McKann, P. C., Gray, B. R., Thogmartin, W. E., 2013. Small sample bias in dynamic occupancy models. *The Journal of Wildlife Management* 77, 172-180.
- Morrison, C. A., Butler, S. J., Robinson, R. A., Clark, J. A., Arizaga, J., Aunins, A., Baltà, O., Cepák, J., Chodkiewicz, T., Escandell, V., Foppen, R. P. B., Gregory, R. D., Husby, M., Jiguet, F., Kálás, J. A., Lehtikoinen, A., Lindström, Å., Moshøj, C. M., Nagy, K., Nebot, A. L., Piha, M., Reif, J., Sattler, T., Škorpilová, J., Szép, T., Teufelbauer, N., Thorup, K., van Turnhout, C., Wenninger, T., Gill, J. A., 2021. Covariation in population trends and demography reveals targets for conservation action. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences* 288, 20202955.

- Munné, A., Prat, N., Sola, C., Bonada, N., Rieradevall, R., 2003. A simple field method for assessing the ecological quality of riparian habitat in rivers and streams: QBR index. *Aquatic Conservation: Marine and Freshwater Ecosystems* 13, 147-163.
- Peris, S. J., González-Sánchez, N., Carnero, J. I., Velasco, J. C., Masa, A. I., 1991. Algunos factores que inciden en la densidad y población del mirlo acuático (*Cinclus cinclus*) en el centro-occidente de la Península Ibérica. *Ardeola* 38, 11-20.
- Peris, S. J., Rodríguez, R., 1997. A survey of the Eurasian Kingfisher (*Alcedo atthis*) and its relationship with watercourses quality. *Folia Zoologica* 46, 33-42.
- Royan, A., Prudhomme, C., Hannah, D. M., Reynolds, S. J., Noble, D. G., Sadler, J. P., 2015. Climate-induced changes in river flow regimes will alter future bird distributions. *Ecosphere* 6, 1-10.
- Sánchez, J. M., Arizaga, J., D'Amico, F., 2019. Propuesta de una red de censo de mirlo acuático *Cinclus cinclus* L., 1758 en el País Vasco para detectar tendencias a largo plazo en su distribución a partir de modelos de ocupación. *Munibe, Cienc. nat.* 67, 19-30.
- Sánchez, J. M., Jauregi, J. I., Goikoetxea, J., Aranguren, I., Arizaga, J., 2017. Assessing the impact of extreme flooding on survival in a southern European population of White-throated Dippers *Cinclus cinclus*. *Bird Study* 64, 45-50.
- Smiddy, P., O'Halloran, J., 1998. Breeding biology of the Grey Wagtail *Motacilla cinerea* in southwest Ireland. *Bird Study* 45, 331-336.
- Tyler, S. J., Ormerod, S. J., 1994. *The Dippers*. T & A. D. Poyser, London.
- Vaughan, I. P., Noble, D. G., Ormerod, S. J., 2007. Combining surveys of river habitats and river birds to appraise riverine hydromorphology. *Freshwater Biology* 52, 2270-2284.



Fecha de recepción / Date of reception: 25/10/2022
Fecha de aceptación / Date of acceptance: 27/04/2023
Editor Asociado / Associate editor: Iván de la Hera

Anexo 1.- Número de puntos de muestreo censados en 2019 y 2021 en Gipuzkoa y porcentaje de puntos en los que se detectó presencia tanto de mirlo acuático como de lavandera cascadeña, segmentados en cuencas hidrográficas.

Annex 1.- Number of sampling points monitored in 2019 and 2021 in Gipuzkoa, and percentage of count points where white-throated dipper and grey wagtails were detected, lumped into hydrographic basins.

Cuenca	2019		2021	
	Puntos censados	Presencia (%)	Puntos censados	Presencia (%)
Mirlo acuático				
Oiartzun	3	0	3	0
Urumea	4	100	4	75,0
Oria	20	55,0	20	40,0
Urola	10	60,0	10	70,0
Deba	12	50,0	12	66,7
Otras (menores)	1	100	1	100
Lavandera cascadeña				
Oiartzun	1	33,3	3	100
Urumea	4	100	3	75,0
Oria	14	73,7	12	63,2
Urola	10	100	9	90,0
Deba	1	12,5	2	25,0
Otras (menores)	1	100	0	