

## JOONTAKSEERIMISE SOOME VARIANDI METOODIKAST TARTUMAA METSALINNULOENDUSTE PÕHJAL

Asko Lõhmus

Tartu Ülikooli Zooloogia ja Hüdrobioloogia Instituut,  
Vanemuise 46, 51014 Tartu; e-post: Asko.Lohmus@ut.ee

**Kokkuvõte.** Joontakseerimise Soome variant on üks võimalus Eesti tavalisemate lindude arvukuse hindamiseks. Artiklis analüüsitakse selle meetodiga seotud probleeme Tartumaal metsalindude loendustel kogutud andmete ja kogemuste valguses. Käsitletakse üleloenduse ohtu ja selle vältimist „poolpaaride“ lugemisega ning tulemuste tundlikkust matemaatilisele teisendamisele paranduskoefitsientidega. Teisendamise asemel võib laiendada loendusriba, sest enamiku liikide puhul saadi autori poolt 0–25 m ja 25–50 m ulatuses vaatelejust sarnased loendustulemused. Piiratud laiusel ribalt leitud asustustiheduste võrdlus algse Soome meetodiga näitas, et viimane näib tegelikult täpsemana (on „pseudotäpne“) ning saadud tulemuste õigsus sõltub ettearvamatul määral loendusolude sarnasusest nendega, mille alusel arvutati paranduskoefitsiendid. Arvestatava täpsuseni jõuavad arvukushinnangud alles paarikümne isendi kohtamisel, nii et väikesearvuliste (alla 10 000 paari) hajusalt levinud liikide arvukust ei saa Eestis transektloendustega ilmselt hinnata.

### Sissejuhatus

Eelmises „Hirundos“ ilmus Soomes kasutatava transektloendusviisi ja sellega saadud esimeste tulemuste tutvustus (Ellermaa 2003 a, b). Nõustun täielikult nende tööde autori seisukohtadega vajadusest üldtunnustatud moel hinnata Eesti tavaliste ja üldlevinud liikide arvukust, ning et Soome meetod on selleks üks paremaid võimalusi. Teisalt on meil kaalutud ka teistsuguseid loendusviise (Priednieks *et al.* 1986) ning kindlasti tuleks täpsemalt käsitleda Soome meetodi võimalikke puudusi ja kasutamistingimusi. Käesolevas artiklis tutvustan Tartumaal metsalindude transektloendustel kohatud meetodilisi probleeme, et tekitada konstruktiivset arutelu nende võimalike lahenduste üle, mis võiks ehk kunagi viia Eesti linnustiku standardloenduste süsteemi tekkeni.

## Materjal ja metoodika

Loode-Tartumaal paikneva juhupiiridega ala (pindala 900 km<sup>2</sup>) metsamaale määratleti 30 juhuslikult paiknevat sirget põhja-lõuna suunalist loendustransekti (ala täpsemat kirjeldust vt. Lõhmus 2002). Iga transekti pikkus oli algselt 2 km metsamaad (mets + raiesmikud), mis juhusliku paiknemise tõttu asus tihti mitmes metsalaigus. Välitöödel tuli eeskätt soodes osa metsana paistnud aladest pool-avamaastikuks (nt. puissooks) ümber klassifitseerida, mistõttu transektide reaalne keskmine pikkus oli 1910 ± 159 (SD) m. Transektid tähistati looduses, sest neil tehakse veel teisi uuringuid, mis võimaldas väga täpselt kaardistada ka biotoope ja hinnata nii loendaja kui ka lindude paiknemist. Loendused tehti autori poolt varahommikuti, transektloenduste üldistele nõuetele vastavates tingimustes (Priednieks *et al.* 1986, Ellermaa 2003a), ajavahemikul 26. maist 13. juunini. Juhuslikult valitud transektidest pooled kaardistati 2002. ja ülejäänud 2003. aastal. Kokku kasutatakse andmeid 2819 registreeritud linnupaari kohta.

## Tulemused ja arutelu

Peamised loenduste planeerimisel ja hilisemas analüüsis tähelepanu alla võetud metoodilised probleemid olid järgmised: 1) alati ei näita üksikisendi kohtamine pesapaika või isegi paari olemasolu; 2) paljud linnud liiguvad vaatluse jooksul ning hoolimata püüdlustest ei pruugi olla võimalik tuvastada nende „õiget“ või „algset“ tegutsemispaika; 3) kaugel tegutsevate lindude märgatavus sõltub tugevasti biotoobist (nähtavusest) ja teiste lindude asustustihedusest (segavatest häältest või liikumisest) ning varieerub tugevasti isegi sama vaatleja puhul; 4) enamik liike on hästi märgatavad ka tunduvalt kaugemal kui 25+25 m laiusel põhiribal ning võib isegi juhtuda, et linnud vaatleja liikumise tõttu põhiribalt (vaatleja teadmata) kaugemale liiguvad; 5) loendustulemuste usaldatavus ja valimite vajatav suurus on ebaselge. Järgnevalt käsitlen neid probleeme ja kasutatud lahendusi täpsemalt.

### „Poolpaarid“

Vastavalt juhendile on loendatavaks ühikuks linnupaar, kusjuures „paariks loetakse laulev või nähtud isaslind. Juhul kui isaslindu ei märgata,

loetakse paariks ka emaslind, pesakond või pesa munade või poegadega“ (Ellermaa 2003a). Seejuures on täpsema loenduse puhul (mil vaatleja arvutab ise paranduskoefitsiendid, vt. tagapool) äärmiselt tähtis, kas see paar asub loenduse põhiribal, millel põhineb asustustiheduse hinnang. Selle otsuse tegemine üksikisendi põhjal ei ole lihtne. Täpsemalt annab iga põhiribal kohatud üksiku täiskasvanud isendi lugemine paariks ülehinnangu, kui:

- sama paari emas- ja isaslind viibivad teineteisest kaugel, mistõttu „kahekordistub“ paaride arv (mõlemad vanalinnud loetakse kohtamisel paariks). Niisugusteks liikideks on eeskätt suurte kodupiirkondadega mittevärvulised ja vareslased;
- liik ei moodustagi püsipaare. Tüüpiline näide on loendaja eest lendu läinud metskurvits, kelle puhul ei ole võimalik hinnata ka linna sugu ning enamasti ei ole tegemist pesitsejaga (haudujad lahkuvad vaid päris lähedalt);
- loendajale märkamatuks saabus lind loenduse käigus põhiribale väljastpoolt. Sellisel juhul on linna „algne“ asukoht väljaspool loendusriba, ta loetakse aga põhiribale kuuluvaks. Probleem on tõsisem suhteliselt halvastimärgatavate ja samas liikuvate lindude puhul, kelle vastupidised liikumised (põhiribalt välja) on minu kogemuse põhjal palju lihtsamini märgatavad. Näiteks toiduotsingul liikuvat valgeselg-kirjurähni märgatakse reeglina siis, kui ta ribale on jõudnud, tema lahkumist tagasi väljapoole aga enam ei arvestata, sest põhiriba loeti tema „algseks“ asukohaks<sup>1</sup>.

Nende probleemide leevendamiseks lähtusin Soome tavast, et joontakseerimise töökaardi tõlgendab numbriteks vaatleja ise, ning kõigil ülalkirjeldatud juhtudel lugesin loendusribale vaid 0,5 paari. Sama tegin juhtudel, kus pidasin põhiribal ja sellest väljas kohatud vanalinde ühte paari kuuluvaiks (riba piires tuleb paare samal põhimõttel eristada ju mistahes tüüpi transektloenduse puhul). „Poolpaaride“ arvestamine on hästi tuntud kaardistusmeetodi kasutajaile (loendusala piiril tegutsevate linnupaaride puhul) ning põhimõtteliselt ongi joontakseerimise Soome variant haudelindude ühekordne kaardistamine pikal kitsal proovialal.

<sup>1</sup> Lisades sellele ka esimesena toodud põhjenduse, võib osaliselt mõista, miks valgeselg-kirjurähni annab transektloendus ootamatult kõrgeid arvukushinnanguid (Ellermaa 2003b, vrd. Löhmus *et al.* 2000), kuigi loomulikult ei ole välistatud teiste meetodite puhul alahinnangute saamine.

*Keskse loendusriba laius*

Soome transektoenduste põhjal saadakse asustustiheduse hinnangud 50 m laiuselt **põhiribalt** (mõlemal poolt loendajat 25 m), mida seejärel saab täiendada ka kaugemate paaride arvuga, kasutades **liigiomaseid paranduskoefitsiente**. Viimaseid saab põhimõtteliselt arvutada oma andmestikust iga vaatleja, kuid praktiliselt ei ole enamiku liikide kohta selleks piisavalt vaatlusi. Seetõttu kasutatakse eri oludest ja vaatlejatelt pärit andmete keskmistamisel saadud koefitsiente (nt. Ellermaa 2003a). Niisuguse protseduuri põhjenduseks on toodud, et ülejäänud kaks valimi suurendamise võimalust – iga linnupaari täpse kauguse määramine ning loendusriba laiendamine – on liiga raskesti teostatavad ja/või ebakindlad (Järvinen & Väisänen 1983a).

Kui vaatlejaid ja transekte pole palju (nagu Eestis), võib keskmistatud koefitsientide kasutamine viia ettearvamatute vigadeni, sest praktikas varieerub lindude märgatavus oludest sõltuvalt tugevasti. Näiteks vähemalt 5 kohatud paariga Tartumaa transektide seas oli põhiribal keskmiselt 33% metsvintidest ( $n=30$  transekti), mis aga kõikus eri loendustel 10...50% vahel ( $SD=10\%$ ). Salu-lehelinnul olid vastavad numbrid 27% ( $n=20$ ) ja 0...53% ( $SD=17\%$ ). Märgatavuse varieerumine võib viia selleni, et matemaatiliselt teisendatud üksikjuhtude (nt. biotoopide) võrdlemisel pole enam selge, kas erinesid lindude asustustihedused või märgatavus. Selle vältimiseks ongi mõnikord kasutatud lihtsalt põhiriba vaatlusi (Rootsi *et al.* 1988), millelt eeldatakse kõige tõelähedasemaid tulemusi, kuid kust saadav valim on väike.

Tartumaal lisasin põhiribale kummalegi poole sama laia lisariba (25–50 m vaatlejast), et selgitada, kas leidub liike, kes on seal sama hästi leitavad kui põhiribal ja kelle asustustihedust võiks suurema valimi saavutamiseks hinnata laiemal (100 m) ribal. Nõnda saaks paranduskoefitsientidest hoopis loobuda.



**Tabel 1.** Lindude arvukus põhi- (A) ja lisaribal (B), vastavalt nende märgatavusele väljaspool lisariba (>50m vaatejast). Rühmade piiritlemisel arvestati liike, keda põhi+lisaribal esines vähemalt 5 paari, kokkuvõttereal kõiki kohatud liike.

*Table 1. Number of pairs on the main (A) and peripheral (B) belt for three groups of birds of different detectability (according to the share of pairs over 50m from the observer). Only the species with at least five pairs on main+peripheral belts have been considered for defining the groups; the total includes all species.*

>50 m eemal, % >50 m away, %	Paaride arv Number of pairs		Paaride suhteline arv lisaribal (B/A)		Liigid / Species
	A	B	Kokku Sum	Liikide keskm. Average	
>40%	191	198	104%	136%	DENMAJ, TURPHI, FICPAR, ANTTRI, TURMER, TURILI, SYLCUR, TROTRO, CARERY, PHYLUS
20–40%	524	483	92%	89%	CARSPI, FRICOE, LOCFLU, PHYCOL, PARMAJ, GARGLA, SYLATR, SYLBOR, FICHYP, PHYSIB, EMBCIT, HIPICT, PYRPYR, SYLCOM
<20%	174	100	58%	28%	ERIRUB, PARCRI, PARMON, PRUMOD, CERFAM, REGREG, MUSSTR, PARCAE, ACRRIIS
Kokku/Total:	921,5	816	89%		

Kui liigid jagati selle järgi, kui palju oli päris kaugel (>50 m) tehtud vaatlusi, võis eristada kolm eri märgatavusega rühma, kellest esimene oli põhi- ja lisaribal sama hästi leitav, teise puhul oli lisariba alahinnang 10% piires ning vaid väike osa tavalisi liike (enamik tihaseid, põialpoiss, punarind, võsaraat jmt.) olid märgatavad eeskätt põhiribal (tabel 1). Huvitaval kombel jäi kõigil rästaliikidel rohkem vaatlusi lisa- kui põhiribale, millest tekkis mulje, et need linnud kalduvad metsas liikuva vaatleja eest vaikselt ära lendama või jäävad lähikonnas viibivad isendid wait. Seega ei olnud enamiku liikide puhul alust lisariba vaatlusi vähem usaldada ja nende asustustihedus hinnati 100 m ribal. Vaid väheste liikide puhul tuli piirduda 50 m põhiriba vaatlustega.

Et hinnata, kas liigist sõltuv loendusriba laiendamine võib põhjustada arvukuse täiendavat allahindamist (lisaks kaardistamise ühekordsusest tulenevale), võrdlesin lindude keskmist asustustihedust eri metsatüüpides Tartumaa ja Lahemaa andmetel. Võrdlus näitas, et Tartumaal määratud tihedused olid pigem suuremad kui Lahemaal, kuigi viimased leiti üksnes põhiriba vaatlustest (tabel 2).

**Tabel 2.** Peamiselt 100 m (halvasti märgatavate liikide puhul 50 m, vt. tabel 1) laiuselt loendusribalt saadud hinnangud lindude asustustihedusele eri metsabiotoopides Tartumaal, võrrelduna samade (või sarnaste) metsatüüpide kohta Lahemaal 50 m laiusel ribal saadud tulemustega (Rootsi *et al.* 1988 järgi).

*Table 2. Estimates of total density of breeding birds in different vegetation types in Tartumaa (this study; mostly based on 100-m belts, 50 m used for the least detectable species, cf. Table 1) and Lahemaa, northern Estonia (according to Rootsi *et al.* 1988, only 50-m belt used).*

Biotoop / Vegetation type	Asustustihedus (paari / km <sup>2</sup> )	
	Total density (pairs / km <sup>2</sup> )	
	Tartumaa	Lahemaa
Arukuusik / Fresh spruce forest	465	286
Arumännik / Fresh pine forest	270	207
Aru-okasmets / Fresh coniferous forest	373	297
Aru-segamets / Fresh mixed forest	486	427
Aru-lehtmets / Fresh deciduous forest	388	?
Soomännik / Wet pine forest	159	213
Soo-segamets / Wet mixed forest	301	289
Soo-lehtmets / Wet deciduous forest	302	283
Võsa / Scrub	422	}202
Raiesmik / Clear-cut	175	

Põhimõtteliselt võiks meetodit veelgi täiustada nende liikide osas, kelle märgatavus on tunduvalt väiksem kui põhiriba laius, näiteks pesitsevad pardid, metskurvisad jmt. liigid, kes lahkuvad pesalt vaatleja vahetus läheduses. Nende liikide puhul võiks koguda andmeid lahkumiskauguste kohta, et selgitada tegelikult kaetava riba umbkaudset laiust ning seda siis andmete hilisemal tõlgendamisel kasutada.

Lisariba kasutamisel ei lähe andmeid kaduma, sest põhiriba tuleks ikka eristada, et vajadusel kasutada ainult seda. Lindude kauguse hindamine 50 m ulatuses on küll raskem kui lühemal maal, kuid on samamoodi õpitav ning ka põhiriba loendajal tuleb oma „silmamõõtu“ aeg-ajalt kontrollida (Järvinen *et al.* 1991). Ning kui lisariba on jälgitav metsas, siis ammuigi avamaastikul (kus ehk võiks eristada veel ühe kaugusvahemiku, näiteks 50–100 m; Mägi 1994). Lisaks tekib (tõsi, andmeid kaotav) võimalus jätta lisaribast väljas olevad linnud hoopis tähelepanuta, mis võib olla mõne eesmärgi puhul põhjendatud, sest eriti linnurikkas paigas läheb kaugete isendite tuvastamisele ja ülesmärkimisele

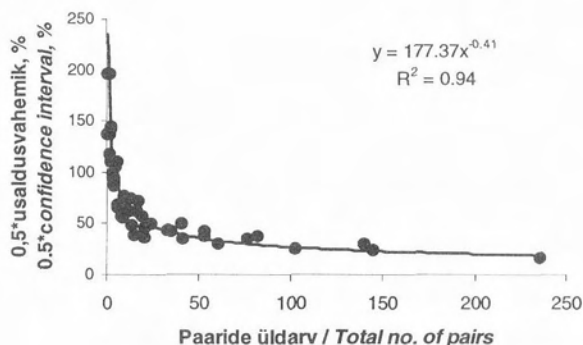
palju aega ning tihti esindavad nad hoopis teisi biotoope kui vaateleja enda ümber näeb (mida viimane aga ei tea ega oska andmete kokkuvõtmisel arvestada!).

### *Arvukushinnangute usaldatavus*

Soome joontakserimismeetodi senised kasutajad Eestis (Rootsi *et al.* 1988, Rajasärkkä & Virolainen 1994, Ellermaa 2003b) on arvukust esitanud üheainsa (keskmise) numbrina transektide kokkuliidetud andmestiku põhjal, näitamata selle hinnangu võimalikku viga. Samas katab loendusriba vaid murdosa alast, millele arvukushinnang antakse, mis eeldaks pigem tegelikku keskmist hõlmava vahemiku esitamist<sup>2</sup>. Usaldusvahemikku asendab arvamus, et reeglina „annab 4 vaatlust teatud liigist õige suurusjärgu arvukusele“ (Ellermaa 2003b).

Loode-Tartumaa enam-vähem ühepikkused transektid võimaldasid “nelja paari kriteeriumi” kontrollida. Iga transekti sõltumatuks vaatluseks pidades arvutati liikide keskmine asustustihedus kõigi transektide peale kokku ja selle usaldusvahemik 95% tõenäosuse juures. Seejärel teisendati usaldusvahemik suhtarvuks keskmise suhtes, sest hindajat huvitab enamasti suhteline täpsus (näiteks hinnang 0–50 paari on umbmäärasem kui hinnang 1100–1200 paari, kuigi vahemiku absoluutne ulatus on esimesel juhul väiksem). Lõpuks seostati usaldusvahemiku suhteline laius asustustiheduse arvutamise aluseks olnud paaride üldarvuga. Selgus, et kuigi usaldusvahemik väheste vaatluste lisandudes kiiresti kitseneb, jõuab see vastuvõetava täpsuseni alles suurte valimite puhul (joonis 1). Joonisel 1 toodud võrrandist ilmneb näiteks, et selleks, et pool usaldusvahemikust ei ületaks 20% keskmisest (nt. hinnang  $1000 \pm 200$  paari), peaks transektidele sattuma üle 200 paari. Kaksikümmend loendatud paari võimaldavad keskmisest pisut enam kui 50% ulatuses kõikuvat hinnangut (nt.  $1000 \pm 500$ ), nelja paari puhul ulatub aga miinimumhinnang nullini. Seega on Tartumaa andmete põhjal isegi suurusjärgu tabamiseks tarvis vähemalt paarikümnepaarilist valimit.

<sup>2</sup> Selgituseks statistikaga vähem kursis olevale lugejale: vahemikku, kuhu jääb uuritava populatsiooni tegelik keskmine tõenäosusega  $P$ , nimetatakse **keskmise usaldusvahemikuks tõenäosuse  $P$  juures**. Selle arvutamisel arvestatakse loendustulemuste varieeruvust, valimi suurust ja vajatavat tõenäosust. Usaldusvahemik on seda suurem ja valimist arvutatud keskmine seda ebakindlam, mida väiksem on valim, mida rohkem varieeruvad tulemused ja mida suurema tõenäosusega soovitakse tegelikku keskmist vahemikku hõlmata. Tavaliselt lisatakse teadustöodes usaldusvahemik keskmisele kujul: keskmine  $\pm 0,5$  usaldusvahemikku. Seetõttu on ka järgnevatel arvutustes uuritud poolt usaldusvahemiku laiusest.



Joonis 1. Loode-Tartumaa metsalindude (64 liiki) asustustiheduse hinnangute täpsuse seos kohatud paaride üldarvuga. Püstteljel on keskmisele arvatud 0,5 usaldusvahemiku suhteline laius (suhe keskmisesse) 95% tõenäosuse juures.

*Figure 1. Relationship between the precision of density estimates and the total number of recorded pairs for 64 forest bird species in NW Tartumaa. The vertical axis shows the width of half of 95% confidence interval in relation to the mean.*

Ülaltoodust tuleneb, et väikesearvuliste liikide arvukuse hindamine Soome transektloendusmeetodiga on Eestis äärmiselt raske, kui mitte võimatu. Taotlemata täppisarvutust (mida ei saa teha, sest transektidevaheline varieeruvus Eestis on teadmata), oletagem, et transektid paigutatakse umbes sama tihedalt kui Tartumaal<sup>3</sup>. Sel juhul tuleks 10 000-paarise arvukusega hästimärgatava liigi puhul alla 20%-lise usaldusvahemiku saamiseks transektidel leida  $200 / 10\,000 = 2\%$  populatsioonist, s.o. keskmiselt katta 50+50 m ribadega 2% Eesti maismaapinnast ehk läbida sadu tuhandeid kilomeetreid. Tuhande transektikilomeetriga peaks saama 20%-lise usaldusvahemiku liigile, keda leidub  $1000 * 0,1 \text{ km} = 100 \text{ km}^2$  alal vähemalt 200 ja kogu Eestis seega üle 80 000 paari. Sama kilometraaži juures õnnestuks 10 000-paarise arvukusega liigile saada 50%-line usaldusvahemik. Suurusjärguna võikski viimast ehk pidada transektloendustega hõlmatavate liikide arvukuse alampiiriks Eestis. Nõnda pole näiteks usutav, et paljude röövlinde puhul

<sup>3</sup> Sel juhul võiks arvutuseks oluline varieeruvuse ja valimi suuruse suhe olla võrreldav Tartumaal leituga (usalduspiiride laius on võrdeline standardhälbega ja pöördvõrdeline ruutjuurega valimi suuruselt). Tuleb arvestada ka seda, et Tartumaal uuriti üksnes metsi, st. loendustulemuste sama väikese varieeruvuse võiks leida üksnes märksa pikematel päris juhuslikelt transektidelt (kus metsamaad oleks keskeltläbi sama palju).



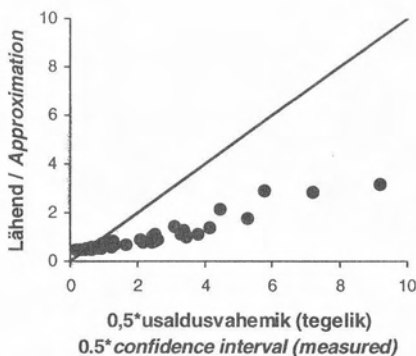
annaks joontakseerimine meil täpseid tulemusi (Ellermaa 2003a), sest piisavalt arvukaid röövlindude Eestis lihtsalt ei ole.

### *Kahe meetodi võrdlus*

Kui „poolpaaride“ arvestamist pean igal juhul vajalikuks, siis muus osas näitas eelnev analüüs algsele Soome transektloendusmeetodile üsna selget alternatiivi. Algse variandi eeliseks on lihtsus – piisab kõigi kohatud linnupaaride ning transekti pikkuse ülesmääramisest, ja olemasolevaid paranduskoefitsiente kasutades võib saada asustustiheduse hinnanguid. Meetodi suurimaks puuduseks on ebaselgus koefitsientide, ja seega tulemuste täpsuse ja usaldatavuse osas. Koefitsientidest vabanemiseks, kuid ikkagi võimalikult suure valimi saavutamiseks, eristati alternatiivina eri laiusega loendusribasid ning rühmitati liike, kelle kohta kasutada kitsamat või laiemat riba. See meetod on keerulisem, ent usaldatavam, ning võimaldab võrdlevalt hinnata ka algse variandi täpsust. Võrdlus näitas kahte tendentsi.

**1. Soome meetod näib täpsemana, kui see tegelikult on.** Joontakseerimise liidetud andmestiku usaldusvahemiku hindamist on Soomes käsitletud Järvinen ja Väisänen (1983b). Kasutasin nende leitud seost usaldusvahemiku põhikomponendi – aladevahelise hajuvuse (SD) – hindamiseks ( $\log SD = \sqrt{D/R}$ , kus D on leitud keskmine asustustihedus ja R on transektide arv), millest arvutasin usaldusvahemike lähendid oma andmestikule. Võrdlus tegelikult leitudetega näitas, et lähend hindab usaldusvahemikku laiust süstemaatiliselt alla (joonis 2), mille põhjuseks võivad olla näiteks Eesti vaheldusrikkam maastik ja suuremad lokaalsed erinevused linnustikus.

**2. Soome meetod võib viia täiendavate üle- või alahinnanguteni.** Kümne tavalisema liigi asustustiheduse hinnangud sõltusid tunduvalt meetodist, kusjuures Soome (algne) meetod andis süstemaatiliselt väiksemaid hinnanguid (tabel 3). Selle põhjuseks on tõenäoliselt asjaolu, et lindude märgatavus on metsamaal keskmisest halvem ning paranduskoefitsiendid seetõttu liiga väikesed (hea nähtavusega avamaastikus on koefitsiendid vastavalt liiga suured). Järelikult sõltub Soome meetodiga saadud tulemuste õigsus oluliselt (ja paraku üsna ettearvamatul määral) sellest, kui sarnased on konkreetse loenduse olud nendega, mille alusel koefitsiendid välja arvutati.



Joonis 2. Loode-Tartumaa 64 metsalinnuliigi keskmisele asustustihedusele leitud 0,5 usaldusvahemiku võrdlus Järvineni ja Väisäneni (1983b) lähendiga. Joonega on kujutatud üksühene seos tegelikult leitu ja lähendi vahel.

*Figure 2. Width of confidence intervals for the mean density of 64 bird species in Tartumaa as measured from individual transects or estimated according Järvinen and Väisänen (1983b; Approximation). The one-to-one correspondence of the estimates is indicated with the line.*

### Kokkuvõtteks

Kuigi on rõhutatud, et joontakseerimise Soome meetod annab lindude suhtelisi, mitte absoluutseid asustustihedusi (nt. Järvinen & Väisänen 1983a), oleks Eestis huvitav just võimalus saada kasvõi mingisuguseid tegelikkusele lähedasi arvukushinnanguid (reeglina miinimume). Lindude suhtelise arvukuse hindamiseks on meil juba käigus näiteks punktloendus. Absoluut-hinnangute esitamise eesmärki täidab ka äsjane Pärnumaa linnustikku käsitlev töö (Ellermaa 2003b). Järelikult on väga tähtis süstemaatiliste vigade vältimine ja arvukushinnangute usaldatavuse ja täpsuse hindamine. Selle eesmärgi valguses viitaksid Loode-Tartumaa metsades kogutud andmed ja kogemused vajadusele Soome meetodit kohaldada Eesti oludele ning täpsemalt määratleda liigid ja probleemid, mida see meetod võimaldaks uurida.

**Tänuõnad.** Täna Margus Ellermaad, kes selgitas Soome joontakseerimismeetodi tagamaid, ning kelle püüe Eesti tavaliste linnuliikide loendamiseks meetodit leida oli selle artikli kirjutamise ajendiks. Jaanus Remm piiritles loendustransekid ja joonestas aluskaardid; artikli käsikirja aitasid kohendada Eve Mägi, Raivo Mänd ja Ülo Väli. Välitoid rahastas Eesti Teadusfond (grant 5257).

**Tabel 3.** Kümne arvukama metsalinnuliigi asustustiheduse hinnangud (keskmine  $\pm$  95% usalduspiirid) transektloendustel 100 m laiuse keskriba (A) ning Soome variandi (paranduskordajatega teisendatud kõik vaatlused; B) põhjal. Valim hõlmab 20 täielikult metsamaaga ümbritsetud transekti.

*Table 3.* Density estimates (mean  $\pm$  95% confidence interval) for ten most numerous forest-dwelling birds according to counts on 100-m belts (A) or original Finnish method (B). The sample includes 20 transects, completely surrounded by forest land.

Liik / Species		Keskmine asustustihedus, paare/km <sup>2</sup>		Erinevus Difference (A/B) <sup>b</sup>
		Average density, pairs/km <sup>2</sup>		
		A	B <sup>a</sup>	
Metsvint	FRICOE	76.6 $\pm$ 12.4	59.6 $\pm$ 23.3	+29%
Mets-lehelind	PHYSIB	29.3 $\pm$ 7.8	17.7 $\pm$ 3.8	+65%*
Punarind	ERIRUB	28.5 $\pm$ 10.8 <sup>c</sup>	17.7 $\pm$ 3.8	+61%**
Salu-lehelind	PHYLUS	27.8 $\pm$ 9.6	18.7 $\pm$ 4.1	+49%
Väike-lehelind	PHYCOL	15.8 $\pm$ 3.8	10.7 $\pm$ 2.4	+48%*
Käblik	TROTRO	11.0 $\pm$ 4.3	8.8 $\pm$ 2.0	+25%
Aed-pöösälind	SYLBOR	10.5 $\pm$ 3.9	8.9 $\pm$ 2.0	+18%
Mustpea-pöösälind	SYLATR	9.9 $\pm$ 4.2	8.8 $\pm$ 2.0	+12%
Metskiur	ANTTRI	9.7 $\pm$ 4.1	6.5 $\pm$ 1.6	+48%
Laulurästas	TURPHI	7.8 $\pm$ 3.1	6.4 $\pm$ 1.6	+21%

<sup>a</sup> arvutusmeetod ja paranduskordajad vastavalt Järvinen & Väisänen 1983b, Ellermaa 2003a / formulae and correction coefficients according to Järvinen & Väisänen 1983b, Ellermaa 2003a

<sup>b</sup> erinevuse olulisus / significance of the difference: \*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$

<sup>c</sup> 50 m laiusel ribal (vt. tabel 1) / on the 50-m wide belt (see Table 1)

### The Finnish method of line transects in the light of forest bird censuses in east-central Estonia

The Finnish method of line transects (e.g. Järvinen *et al.* 1991) is among the main alternatives in estimating population sizes for common and widespread bird species in Estonia (see Ellermaa 2003a). The current paper draws attention to some problems of this method, as revealed by forest bird counts in Tartu county (east-central Estonia) on 30 randomly selected 2-km line transects in 2002–2003.

According to the protocol, a pair is recorded on the basis of a male or, when the male is not seen, then a female, a group of fledglings or a nest is also interpreted as a pair. However, in several well-defined cases, occurrence of one individual on the main belt does not show the occurrence of a pair there. Thus, single non-territorially behaving (foraging, flushed etc.) adult

individuals of species with large home-ranges (e.g. *Strix uralensis*, *Dryocopus martius*) or non-consistent pairs (e.g. *Scolopax rusticola*) should rather be quantified as 0.5 pairs in their observation site. Similarly, independent of species, territorial individuals moving freely in and back over belt borders during observation should be assigned as 0.5 pairs to each relevant belt.

Next, I addressed the use of averaged correction coefficients for inclusion of distant observations, since the detectability of distant birds depends much on site and time. An alternative is to use wider but fixed-width survey belts. I compared bird numbers on the conventional 25+25 m main belt and on peripheral belts 25–50 m away. When species were ranked according to the share of distant observations, it appeared that a distinct species group (with less than 20% of pairs >50m away) had to be treated only on the basis of the main belt, whereas for other species, the peripheral belt was likely to increase precision due to larger sample much more than to lose accuracy due to missed pairs (Table 1). When compared with such fixed-width counts, the Finnish method seemed to systematically underestimate both mean densities (Table 3) and their precision (Fig. 2). The density underestimation was probably due to worse-than-average detectability of birds on forest land, indicating that correction coefficients may lead to results of unpredictable accuracy. At least twenty (not four, as proposed by Ellermaa 2003a) pairs on survey belt were needed to acquire meaningful confidence intervals (about half of the mean at 95% probability). I roughly calculated that mean densities of species with national populations less than 10 000 pairs can not be estimated reliably with transect counts in Estonia.

**Kirjandus.** Ellermaa, M. 2003a. Joontakseerimine – Soome variandi teooria ja meetodika. *Hirundo* 16: 35–49. — Ellermaa, M. 2003b. Maismaalindude arvukusest Pärnumaal 2000.–2002. a. *Hirundo* 16: 23–34. — Järvinen, O. & Väisänen, R. A. 1983a. Correction coefficients for line transect censuses of breeding birds. *Ornis Fennica* 60: 97–104. — Järvinen, O. & Väisänen, R. A. 1983b. Confidence limits for estimates of population density in line transects. *Ornis Scand.* 14: 129–134. — Järvinen, O., Koskimies, P. & Väisänen, R. A. 1991. Land transect census of breeding land birds. Koskimies, P. & Väisänen, R. A. (eds.), *Monitoring bird populations: 33–40*. Zoological Museum, Finnish Museum of Natural History. — Lõhmus, A. 2002. The lack of old-growth forest – a threat to Estonian biodiversity. *Proc. Estonian Acad. Sci. Biol. Ecol.* 51: 138–144. — Lõhmus, A., Elts, J., Evestus, T., Kinks, R., Kulpsoo, L., Leivits, A., Nellis, R. & Väli, Ü. 2000. Rahnide arvukusest Eestis. *Hirundo* 13: 67–81. — Mägi, E. 1994. Lindude pesitsemisest Kasari luhas. *Hirundo* 2/1994: 24–31. — Priednieks, J., Kuresoo, A. & Kurlavicius, P. 1986. Rekomendatsii k ornitologiĉeskomu monitoringu v Pribaltike. Zinatne, Riga. — Rajasärkkä, A. & Virolainen, E. 1994. Lahemaan kansallispuisto – etelän ihmeitä lähellä. *Linnut* 29 (3): 20–23. — Rootsi, I., Viht, E. & Öun, A. 1988. Lahemaa rahvusparki maismaa linnukooslustest. *Lahemaa Uurimused* 3: 143–157.