

Hubungan panjang-bobot ikan selar bentong, *Selar crumenophthalmus* (Bloch, 1793): Pengukuran langsung vs pendekatan hirarki bayesian

[Length-weight relationship of bigeye scad, *Selar crumenophthalmus* (Bloch, 1793): Regular vs hierarchical bayesian methods]

BG Hutubessy¹, JW Mosse², VPY Likumahuwa³

¹Jurusan Pemanfaatan Sumberdaya Perikanan, Universitas Pattimura

Jl. Mr. Chr. Soplanit Kampus Poka, Ambon 97233

²Jurusan Budidaya Perairan, Universitas Pattimura

Jl. Mr. Chr. Soplanit Kampus Poka, Ambon 97233

³Mahasiswa PS Pemanfaatan Sumberdaya Perikanan, Universitas Pattimura

Jl. Mr. Chr. Soplanit Kampus Poka, Ambon 97233

*Korespondensi: gracehutubessy@gmail.com, bwmosse@yahoo.co.id, jhosuavenstly21@gmail.com

Diterima: 19 Agustus 2020; Disetujui: 29 Desember 2020

Abstrak

Pengelolaan perikanan atau konservasi memerlukan informasi tentang bobot ikan untuk estimasi biomassa dan regulasi penangkapan. Tujuan penelitian ini adalah untuk membandingkan hubungan panjang-bobot hasil pendekatan hirarki bayesian dengan pengukuran regresi langsung ikan selar bentong, *Selar crumenophthalmus*. Ikan selar bentong dikoleksi dari lima tempat pendaratan ikan di Pulau Ambon dari bulan Maret hingga Agustus 2020. Pengukuran panjang total dan bobot ikan selar bentong bertujuan untuk memperoleh hubungan panjang-bobot dengan formulasi $W = a \cdot L^b$. Uji *general linear model* dipakai untuk menguji parameter b (kemiringan) pada bulan pengamatan yang berbeda. Uji-t satu sampel dipakai untuk menguji pertumbuhan isometrik ($b=3$). Hasil penghitungan hubungan panjang-bobot berdasarkan pengukuran langsung dibandingkan dengan hasil estimasi dengan pendekatan bayesian dan diuji dengan uji-t. Nilai parameter b dari pengamatan langsung tidak berbeda untuk bulan pengamatan ($F = 0,77$, $df = 70$, $P = 0,89$) dan ikan selar memiliki pola pertumbuhan isometrik, $b=3$ ($t = -1,13$, $df = 4$, $P = 0,32$). Pengukuran regresi langsung memperoleh parameter $\log_{10}(a) = -1,99$ ($\pm sb = 1,06$) dan $b = 3,06$ ($\pm sb = 0,084$). Metode Bayesian menghasilkan parameter $\log_{10}(a) = -2,07$ ($\pm sb = 0,2365$) dan parameter $b = 3,21$ ($\pm sb = 0,1497$). Estimasi bobot dengan pendekatan bayesian terlalu tinggi ($t = 1,65$; $df = 405$; $P < 0,0001$), memungkinkan timbulnya bias pada pendugaan biomassa. Hasil ini berarti metode bayesian adalah over estimasi, sehingga perlu banyak data dan info yang digabung untuk menekan bias dalam mengestimasi hubungan panjang-bobot dan biomassa.

Kata penting: hubungan panjang-bobot, metode bayesian, selar bentong

Abstract

Fisheries management or conservation requires information on length-weight relationship (LWR) for the fishing regulation and biomass estimation. This study aims to assess LWR estimation using two methods, regular and Bayesian hierarchical approached for big-eye Scad (*Selar crumenophthalmus*). Samples of big eye Scad were collected at several fish landings around Ambon Island from March to August 2020. Length-weight relationship measurement to obtain the parameters of $W = a \cdot L^b$ was tested using generalized linear model and t-test. The parameter b for monthly sampling was not significantly different ($F = 0.77$, $df = 70$, $P = 0.89$) and showed isometric growth $b=3$ ($t = -1.13$, $df = 4$, $P = 0.32$). Regular measurement resulted parameter $\log_{10}(a) = -1.99$ ($\pm SD = 1.06$) dan $b = 3.06$ ($\pm SD = 0.084$). Bayesian method produced parameter $\log_{10}(a) = -2.07$ ($\pm SD = 0.2365$) dan parameter $b = 3.21$ ($\pm SD = 0.1497$). Weight measurement from HB approach was significantly higher than the regular method ($t = 1.65$; $df = 405$; $P < 0.0001$), and might produce over-estimated of weight from length data. Discrepancy of these methods was overcome by combining all information of LWR to obtain the best estimation on LWR parameters.

Keywords: Bayesian method, big eye Scad, length-weight relationship.

Pendahuluan

Kaidah utama hubungan panjang-bobot (HPB) ikan adalah bobot (W) diprediksi dari nilai panjang (L) melalui persamaan $W = aL^b$. Parameter $\text{Log}_{10}(a)$ diasumsikan tersebar secara normal ($\text{log}_{10}(a) = 2$ dan $\pm sb = 1$) serta mencerminkan bentuk tubuh dan kondisi suatu jenis ikan (Froese 2006). Dengan panjang dalam cm dan bobot dalam gram, parameter $a = 0,01$ untuk ikan berbentuk fusiform (tinggi dan lebar tubuh hampir sama, kedua ujung meruncing). Parameter $a = 0,001$ untuk ikan berbentuk memanjang seperti belut dan $a = 0,1$ untuk ikan bentuk pipih ventral (Froese 2006). Ikan selar berbentuk pipih lateral secara moderat (Smith-Vaniz *et al.* 1990) dan termasuk dalam ikan berbentuk fusiform dengan parameter $a=0,01$. Parameter b mengindikasikan pola pertumbuhan isometrik jika $b \sim 3$, dan pertumbuhan alometrik jika $b \neq 3$. Publikasi hasil HPB berbagai jenis ikan telah dilakukan hampir di semua negara sejak tahun 1908 (Froese 2006) dan merupakan informasi yang penting dalam ilmu perikanan khususnya dalam pendugaan stok ikan yang dieksploitasi.

Hubungan panjang-bobot (HPB) telah dipakai untuk mengkaji populasi dan komunitas di dalam ilmu pengetahuan perikanan sejak abad 20-an (Froese 2006). Pengertian tentang perubahan bobot mengikuti fungsi panjang adalah informasi dasar bagi ahli perikanan untuk menyimpulkan struktur umur ikan (Jellyman *et al.* 2013), menghitung laju pertumbuhan (Hansen & Closs 2009), model bioenergetik (Hayes *et al.* 2000) atau

menghitung aspek lain dari dinamika populasi ikan (Safran 1992). Pengetahuan HPB dibutuhkan untuk: 1) estimasi bobot dari panjang ikan ketika terjadi keterbatasan waktu dan teknis yang terjadi selama di lapangan; 2) dipakai dalam model pendugaan stok dengan mengubah pertumbuhan panjang menjadi pertumbuhan bobot (Bajer & Hayward 2006), 3) estimasi biomassa komunitas ikan dari data panjang dan spesies (Greig *et al.* 2010), 4) estimasi kondisi ikan (Hiddink *et al.* 2011); dan 5) membandingkan karakteristik siklus hidup ikan (Fonseca & Cabral 2007). Sekarang ini penghitungan HPB lebih populer untuk kebutuhan no 4 yaitu estimasi kondisi ikan (contohnya: Ndiaye *et al.* 2015; Jisr *et al.* 2018; Bharadhirajan *et al.* 2019). Selain itu ada juga yang beranggapan bahwa HPB adalah pengetahuan yang kurang penting (contohnya Hilborn & Walters 1992).

Hasil penelitian HPB yang telah sangat banyak tersebut memprakasai Froese *et al.* (2014) menggunakan pendekatan Hirarchical Bayesian untuk mengestimasi HPB. Penghitungan biomassa dari visual sensus ikan, atau pendugaan stok dengan *echosounder*, estimasi bobot dapat diperoleh dari konversi panjang. Metode bayesian dikembangkan dari hasil penelitian HPB terhadap 3587 species dalam 357 famili yang terdata pada *FishBase* (Froese & Pauly 2019). Hasil HPB yang telah dipublikasikan ini kemudian menimbulkan beberapa pertanyaan: (i) jika sudah ada banyak penelitian untuk satu jenis ikan, bagaimana informasi yang banyak ini digabungkan untuk memberikan suatu arti? (ii) Jika hanya

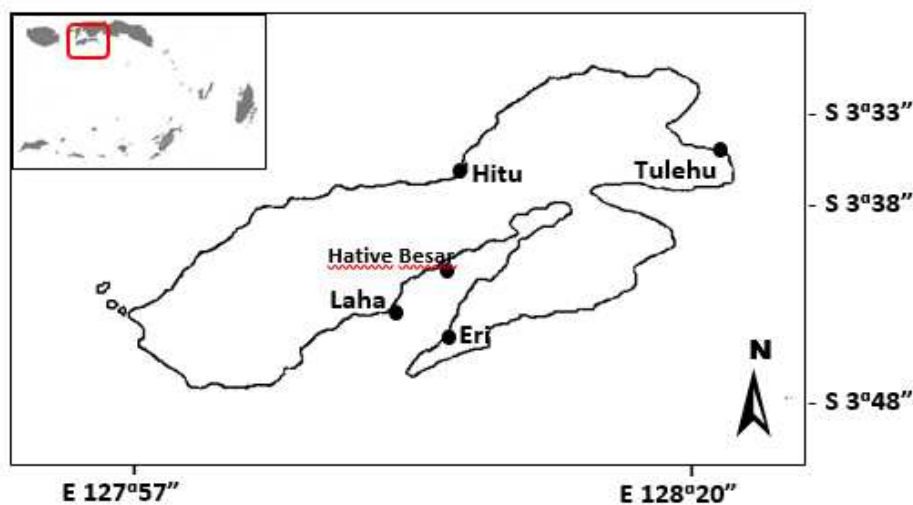
1 hasil penelitian saja, bagaimana hasil tersebut dapat cocok dipakai jika ternyata ada keberagaman? (iii) Bagaimana semua penelitian ini menginformasikan nilai HPB dari data yang baru? Froese *et al.* (2014) mengestimasi HPB dari pendekatan bayesian dan diharapkan dapat menjadi suatu cara atau alat yang siap dipakai untuk mengestimasi bobot yang dikonversi dari data panjang.

Dengan tersedianya cara atau *tool* yang siap pakai dan dapat diaplikasikan secara daring pada *FishBase.org*, apakah kita masih perlu melakukan pengamatan terhadap HPB secara langsung? Untuk menjawab pertanyaan di atas, penelitian ini bertujuan untuk menguji hasil estimasi metode bayesian dengan pengukuran HPB yang secara langsung dilakukan. Ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*) dipilih mengingat tingkat eksploitasi di perairan Pulau Ambon sangat tinggi sehingga perlu dilakukan pengelolaan perikanan yang cukup intensif terhadap jenis ikan ini (Matakupan & Tuapetel 2017).

Bahan dan metode

Pengambilan sampel ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*) secara acak dilakukan pada lima lokasi pendaratan ikan (Gambar 1: titik hitam) setiap bulan dari bulan Maret hingga Agustus 2020. Pengambilan sampel dilakukan setelah mendapatkan informasi dari nelayan tentang keberadaan ikan selar bentong. Ikan kemudian dipilih secara acak mewakili berbagai ukuran dan merupakan hasil tangkapan nelayan yang menggunakan jaring insang hanyut, pukat cincin, serta bagan apung.

Panjang total (cm) dan bobot ikan (g) merupakan variabel utama yang diamati. Sampel ikan ditabulasi menurut bulan pengamatan. Persamaan hubungan panjang-bobot yang digunakan adalah $W = aL^b$. Persamaan non-linier membutuhkan transformasi logaritma ($\log_{10}$) pada kedua variabel untuk mendapatkan persamaan linier $\text{Log}_{10}(W) = \log_{10}(a) + b \log_{10}(L)$.



Gambar 1 Pulau Ambon, Provinsi Maluku, dan lokasi pendaratan ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*)

General Linear Model (GLM) digunakan untuk menguji parameter b setiap bulan pengamatan melalui program statistik SPSS 25 (IBM Corporation 2017). Dari persamaan $\text{Data} = \text{model} + \text{Error}$ (Rutherford 2012), model sederhana yang dipakai adalah :

$$\text{Log}_{10}(W) = \text{Log}_{10}(a) + b_i \text{Log}_{10}(L) + b_{ij} \text{Log}_{10}(L) * \text{bulan} + \text{error}$$

Jika parameter b tidak signifikan untuk setiap bulan pengamatan ($\text{sig.} > 0,05$), maka semua data dapat digabungkan. Selanjutnya adalah menguji pertumbuhan isometrik. Pengujian parameter $b=3$ dilakukan dengan menggunakan *one sample T-test* (SPSS 25).

One sample T-test juga dipakai untuk membandingkan variabel bobot hasil pengukuran langsung dan estimasi bobot berdasarkan pendekatan Hirarki Bayesian (HB). Hubungan panjang-bobot dengan pendekatan HB merupakan hasil penelitian Froese *et al.* (2014) dan dapat ditemukan pada laman *fishbase.org*. Khusus ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*), hasil analisis HPB dapat dilihat pada laman:

<https://www.fishbase.se/popdyn/LWRRelationShipList.php?ID=387&GenusName=Selar&SpeciesName=crumenophthalmus>.

Jika terjadi perbedaan yang signifikan pada estimasi bobot hasil kedua metode, maka solusi yang dilakukan adalah penggabungan semua data, termasuk hasil penelitian yang telah dipublikasikan tetapi belum tercatat pada *fishbase.org*. Tipe panjang yang dipakai adalah panjang total (TL), maka standarisasi TL dilakukan dengan konversi

$TL = 1,15 * FL$ dan $TL = 1,68 * SL$ (Froese & Pauly 2019). Korelasi negatif antara $\log_{10}(a)$ dan b semua informasi HPB ikan selar bentong digunakan untuk mengurangi *outlier* dan mendapatkan nilai rata-rata parameter a dan b yang baru.

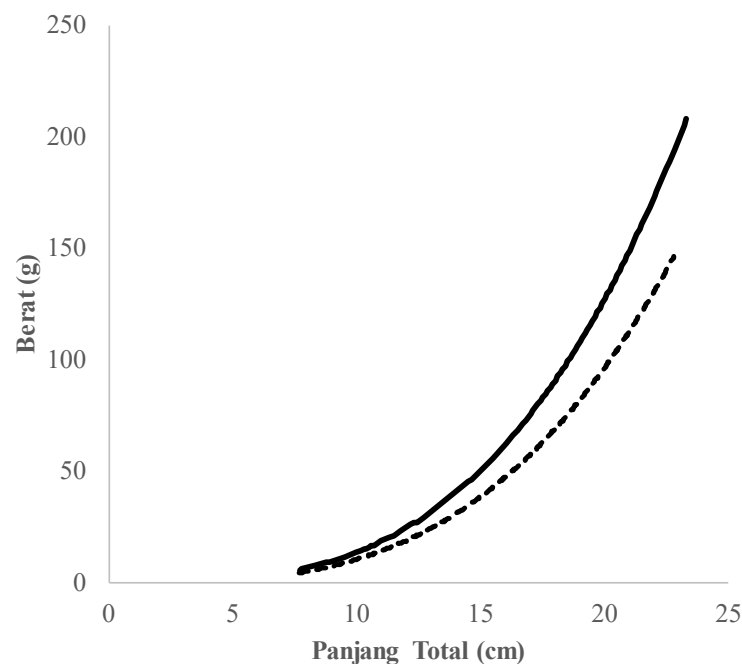
Hasil

Sebanyak 428 individu ikan diukur untuk penghitungan HPB. Parameter HPB hasil analisis pada bulan pengamatan yang berbeda dapat dilihat pada Tabel 1. Jumlah sampel yang diamati tidak sama setiap bulannya. Terdapat jumlah sampel yang sangat sedikit pada bulan April (15 ikan) dan Agustus (21 ikan) karena hanya dilakukan satu kali pengambilan data. Sampel terbanyak pada bulan Mei dan Juni, sebanyak 170 dan 128 individu ikan. Walaupun jumlah sampel berbeda, hasil analisis perbedaan parameter b tidak menunjukkan adanya perbedaan yang signifikan ($F = 0,77$, $df = 70$, $P = 0,89$). Hasil uji-t pertumbuhan isometrik ikan selar bentong adalah tidak signifikan terhadap $b=3$ ($t = -1,13$, $df = 4$, $P = 0,32$). Hasil analisis statistik ini mengindikasikan penggabungan data secara keseluruhan tanpa harus memisahkan menurut bulan pengamatan. Kurva hubungan panjang bobot secara keseluruhan didukung oleh parameter $a = 0,0071$ dan $b = 3,18$ ($N = 428$, $R^2 = 0,97$, $P < ,05$).

Metode Hirarki Bayesian menghasilkan parameter $\log_{10}(a) = -2,07$ ($\pm sb = 0,2365$) dan parameter $b = 3,21$ ($\pm sb = 0,1497$). Metode regresi langsung menghasilkan parameter $\log_{10}(a) = -2,15$ ($\pm sb = 0,7$) dan $b = 3,18$ ($\pm sb$

Tabel 1 Parameter HPB dan koefisien regresi ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*) pada bulan Maret sampai Agustus 2020 di perairan Pulau Ambon

Bulan	N	A	b	R ²	P
Maret	33	0,036	2,61	0,57	0,0001
April	15	0,055	2,46	0,54	0,0001
Mei	170	0,007	3,15	0,96	0,0001
Juni	128	0,024	2,77	0,72	0,0001
Juli	69	0,007	3,19	0,85	0,0001
Agustus	21	0,0013	3,74	0,91	0,0001

**Gambar 2** Kurva hubungan panjang-bobot HPB ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*) hasil pengukuran reguler (garis putus) dan hasil estimasi Hirarki Bayesian (garis tebal).

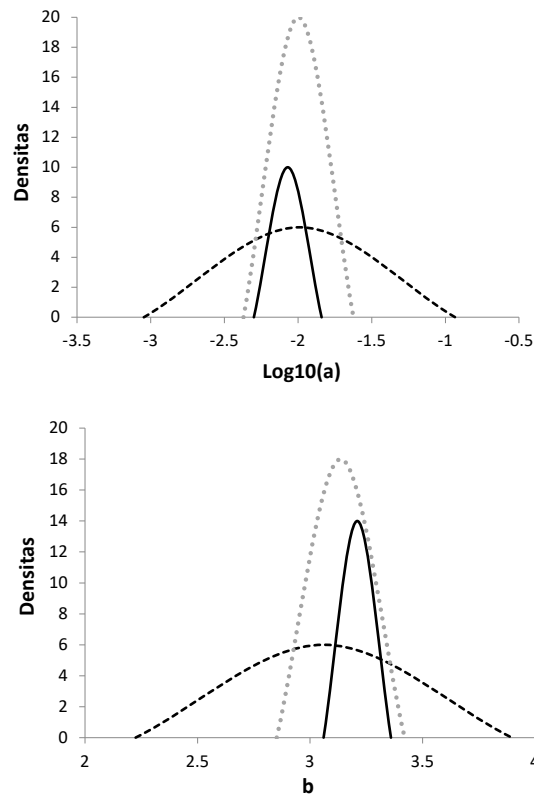
= 0,55). Uji-t menunjukkan hasil yang tidak berbeda untuk parameter $\log_{10}(a)$ ($t = -1,04$, $p = 0,44$) dan parameter b ($t = 0,21$, $p = 0,41$). Namun kedua metode menghasilkan perbedaan simpangan baku (sb) yang cukup signifikan, metode regresi langsung menunjukkan simpangan yang lebih besar. Sebagai akibat, hasil estimasi bobot dengan pendekatan bayesian lebih tinggi dibandingkan metode

langsung ($t = -46,9$; $df = 427$; $P < ,0001$). Hasil ini mengindikasikan perubahan bentuk tubuh yang berbeda antara kedua metode pengukuran (Gambar 2).

Untuk mengatasi perbedaan hasil HPB dari kedua metode, kami memanfaatkan semua informasi yang dapat dikumpulkan (Tabel 2). Koefisien determinasi (R^2) antara parameter $\log_{10}(a)$ dan parameter b yang

Tabel 2 Parameter a dan b hubungan panjang bobot ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus*) yang diperoleh dari hasil penelitian yang terpublikasi, Pustaka No, 1-16 dipakai pada metode Hirarki Bayesian dan No, 17-22 merupakan hasil pengukuran langsung pada penelitian ini, Selebihnya adalah pustaka terbaru

No	a	b	Kelamin	$L_{min}cm$	$L_{max}cm$	R^2	n	Lokasi	Tahun	Pustaka
1	0,0115	3,18	Campuran	15	30	0,929	747	North Marianas		<i>fishbase.org</i>
2	0,0133	3,23	Campuran	10,5	21,3	0,966	36	Philippines	1977-78	<i>fishbase.org</i>
3	0,0100	3,32	Campuran					Philippines	1988-89	<i>fishbase.org</i>
4	0,0029	3,57	Campuran	8	26		448	Cape Verde	1984	<i>fishbase.org</i>
5	0,0085	3,29	Campuran	5	23		135	Cuba		<i>fishbase.org</i>
6	0,0202	3,00	Campuran	9	26			Indonesia		<i>fishbase.org</i>
7	0,0263	3,01	Campuran	15	22,8		50	Colombia	1995-97	<i>fishbase.org</i>
8	0,0215	2,982	Campuran	18	27,5	0,933	34	New Caledonia		<i>fishbase.org</i>
9	0,0046	3,259	Campuran	6,7	25,5	0,982	1104	Réunion Is,		<i>fishbase.org</i>
10	0,0130	3,024	Jantan	12,6	15,7	0,815	23	Yemen	1993-96	<i>fishbase.org</i>
11	0,0112	3,194	Campuran	18	27,5	0,933	34	New Caledonia		<i>fishbase.org</i>
12	0,0050	3,28	Campuran	11,5	22,8	0,962	31	Mexico	2005-2007	<i>fishbase.org</i>
13	0,0060	3,176	Campuran	12	31,4	0,943		Colombia	2012-2013	<i>fishbase.org</i>
14	0,0052	3,44	Campuran	14,1	27,5	0,98	606	Guam	2009-2013	<i>fishbase.org</i>
15	0,0126	3,301	Campuran	14	20	0,982	12	Philippines	2009-2012	<i>fishbase.org</i>
16	0,0070	3,173	Campuran	9,1	23,2	0,973	228	Indonesia	2016	<i>fishbase.org</i>
17		2,984	Betina	7,7	24,5		143	Maldiva	2012-2013	(Adeep, 2017)
18	0,0339	2,857	Campuran				250	Indonesia	2015	(Siwat et al, 2016)
19	0,0395	2,605	Campuran	11,4	23	0,8585	216	Indonesia	2019	Lakotany 2020
20	0,0071	3,18	Campuran	7,7	23,3	0,979	428	Indonesia	2020	Sekarang



Gambar 3 Distribusi parameter a dan b untuk 6 HPB hasil pengamatan langsung dengan rata-rata $a = 0,01023$ dan $b = 3,01$ ditunjukkan oleh kurva normal bergaris putus tebal. Distribusi parameter a dan b untuk 16 HPB yang dipakai untuk pendekatan Bayesian dengan rata-rata $a = 0,0085$ dan $b = 3,21$ ditunjukkan oleh kurva bergaris tebal. Distribusi parameter a dan b untuk 29 HPB penggabungan semua informasi dengan rata-rata $a = 0,01001$ dan $b = 3,11$ ditunjukkan oleh garis putus tipis.

dipakai pada pendekatan HB adalah 0,65 dan 0,99 untuk pengukuran langsung. Setelah *outlier* dikeluarkan, koefisien determinasi dari semua informasi HPB adalah 0,91 dengan parameter $\log_{10}(a) = -2,0$ ($\pm sb = 0,39$) dan parameter $b = 3,11$ ($\pm sb = 0,29$). Distribusi parameter $\log_{10}(a)$ dan b dapat dilihat pada Gambar 3.

Pembahasan

Biomasa populasi ikan merupakan komponen penting pada banyak penelitian termasuk penelitian permodelan bioenergi, ekosistem dan populasi serta studi rantai makanan

(Kimmerer *et al.*, 2005). Program pemantauan kelimpahan dan persebaran ikan umumnya hanya melakukan pengukuran panjang atau lebih dikenal dengan *length-based model* (Thorson *et al.*, 2015, Andersen *et al.* 2016, Froese *et al.*, 2018) sehingga ukuran bobot kurang dipakai dalam protokol sampling. Lebih mudah mengukur panjang ikan langsung setelah ditangkap dan kemudian melepaskannya kembali ke alam daripada menimbang bobot ikan yang lebih sulit dan menyita waktu. Hasil akurasi penimbangan bobot dapat berkurang akibat angin atau pergerakan kapal. Alternatifnya, beberapa ikan sebagai

subsampel dimatikan dan dibawa ke laboratorium untuk pengukuran seperti yang umumnya dilakukan pada pengukuran secara standar untuk analisis HPB. Selain menyita waktu, alternatif ini juga membutuhkan biaya. Solusi untuk mengatasi hal ini adalah dengan mengestimasi bobot dari HPB yang telah dikembangkan untuk suatu jenis ikan (contohnya Jennings *et al*, 2004; Hilborn *et al*, 2011). Oleh sebab itu, semua hasil pengukuran HPB harus dapat dipakai untuk memudahkan estimasi bobot.

Hasil penelitian ini mengindikasikan bahwa ikan selar bentong termasuk dalam ikan dengan bentuk tubuh fusiform dan memiliki pertumbuhan yang isometrik ($b=3$). Pertumbuhan ikan selar bentong dari perairan Kwandang, Gorontalo juga isometrik (Chodriyah & Faizah 2019) sedangkan dari perairan Semarang, Jawa Tengah memiliki pertumbuhan yang alometrik negatif (Siwat *et al*, 2016), sama halnya dengan ikan selar dari perairan Maladewa atau Maldives (Adeep 2017). Bervariasinya hasil pengukuran HPB sangat tergantung pada musim, populasi, dan perbedaan kondisi lingkungan (Froese 2006). Variasi antara lokasi dan waktu sampling menjadi penting dan tidak bisa diabaikan dalam penerapan HPB (Kimmerer *et al*, 2005). Bias dapat diminimalkan jika parameter HPB dikoleksi pada waktu dan lokasi yang sama (Kimmerer *et al*, 2005).

Pengukuran PHB dengan pendekatan metode Hirarki Bayesian (Froese *et al*, 2014) memanfaatkan hasil penelitian sebelumnya untuk menyediakan parameter HPB yang

dapat dipakai sebagai cara untuk mengestimasi bobot ikan. Namun hasil uji kami menunjukkan adanya perbedaan yang signifikan antara metode standar menggunakan hasil pengukuran langsung dan metode bayesian. Jika kita menggunakan pendekatan Bayesian, estimasi bobot yang dihasilkan terlalu besar yang kemudian dapat mengurangi akurasi hasil pendugaan biomassa populasi ikan. Sementara pengukuran reguler menghasilkan variabilitas sampling yang besar jika jumlah sampel tidak banyak dengan kisaran ukuran yang bervariasi untuk jenis ikan dengan kelimpahan yang tinggi seperti ikan selar bentong. Solusi yang diambil adalah menggabungkan semua hasil pengukuran HPB yang telah dilakukan termasuk pengukuran reguler hasil penelitian ini agar dapat memperkecil variabilitas parameter HPB.

Simpulan

Estimasi bobot ikan dengan pendekatan bayesian cukup akurat jika didukung oleh informasi parameter PHB hasil pengukuran langsung dari musim, jenis kelamin, dan lokasi yang berbeda. Semakin banyak informasi yang dirangkum dan dianalisis, semakin kecil penyimpangan rata-rata parameter PHB. Hubungan panjang-bobot ikan selar bentong (*Selar crumenophthalmus* Bloch 1793) dengan parameter $a = 0,01001$ dan $b = 3,11$ dapat menjadi solusi untuk mengestimasi bobot jika pengukuran secara langsung tidak memungkinkan.

Daftar pustaka

- Adyp S. 2017. *Biology and consumption trend of bigeye scad*. Desertation of School of Biological Science, Universiti Sains Malaysia: Penang, Malaysia.
- Andersen KH, Blanchard JL, Fulton EA, Gislason H, Jacobsen NS, Van Kooten T. 2016. Assumptions behind size-based ecosystem models are realistic. *ICES Journal of Marine Science*, 73(6): 1651–1655. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsv211>.
- Bajer PG, Hayward RS. 2006. A combined multiple-regression and bioenergetics model for simulating fish growth in length and condition. *Transactions of the American Fisheries Society*, 135(3): 695–710. <https://doi.org/10.1577/t05-006.1>.
- Bharadhirajan P, Mahadevan G, Murugesan P, Murugan S, Pouladi M, Naderi RA. 2019. Relative condition factor, length-weight relationship, and growth of three-spotted flounder, *Pseudorhombus triocellatus* from Parangipettai Coast, India. *Biodiversitas*, 20(2): 373–379. <https://doi.org/10.13057/biodiv/d200210>.
- Chodriyah U, Faizah R. 2019. Biologi reproduksi selar bentong (*Selar crumenophthalmus* Bloch, 1793) di Perairan Kwandang, Gorontalo Utara. *BAWAL Widya Riset Perikanan Tangkap*, 10(3): 169. <https://doi.org/10.15578/bawal.10.3.2018.169-177>.
- Fonseca VF, Cabral HN. 2007. Are fish early growth and condition patterns related to life-history strategies? *Reviews in Fish Biology and Fisheries*, 17(4): 545–564. <https://doi.org/10.1007/s11160-007-9054-x>.
- Froese R, Pauly D. 2019. *FishBase. World Wide Web electronic publication*. .
- Froese R, Thorson JT, Reyes RB. 2014. A Bayesian approach for estimating length-weight relationships in fishes. *Journal of Applied Ichthyology*, 30(1): 78–85. <https://doi.org/10.1111/jai.12299>
- Froese R, Winker H, Coro G, Demirel N, Tsikliras AC, Dimarchopoulou D, Scarcella G, Probst WN, Dureuil M, Pauly D. 2018. A new approach for estimating stock status from length frequency data. *ICES Journal of Marine Science*, 75(6): 2004–2015 <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsy078>.
- Froese R. 2006. Cube law, condition factor and weight-length relationships: History, meta-analysis and recommendations. *Journal of Applied Ichthyology*, 22(4): 241–253. <https://doi.org/10.1111/j.1439-0426.2006.00805.x>.
- Greig HS, Niyogi DK, Hogsden KL, Jellyman PG, Harding JS. 2010. Heavy metals: Confounding factors in the response of New Zealand freshwater fish assemblages to natural and anthropogenic acidity. *Science of the Total Environment*, 408(16): 3240–3250. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2010.04.006>.
- Hansen EA, Closs GP. 2009. Long-term growth and movement in relation to food supply and social status in a stream fish. *Behavioral Ecology*, 20(3): 616–623. <https://doi.org/10.1093/beheco/arp039>.
- Hayes JW, Stark JD, Shearer KA. 2000. Development and test of a whole-lifetime foraging and bioenergetics growth model for drift-feeding brown trout. *Transactions of the American Fisheries Society*, 129(2): 315–332. [https://doi.org/10.1577/1548-8659\(2000\)129<0315:datoaw>2.0.co;2](https://doi.org/10.1577/1548-8659(2000)129<0315:datoaw>2.0.co;2).
- Hiddink JG, Johnson AF, Kingham R, Hinz H. 2011. Could our fisheries be more productive? Indirect negative effects of bottom trawl fisheries on fish condition. *Journal of Applied Ecology*, 48(6): 1441–1449. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2664.2011.02036.x>.

- Hilborn R, Rochet M-J, Collie JS, Jennings S, Hall SJ. 2011. Does selective fishing conserve community biodiversity? Predictions from a length-based multi-species model. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 68(3): 469–486. [https://doi.org/ 10.1139/F10-159](https://doi.org/10.1139/F10-159).
- Hilborn R, Walters CJ. 1992. Quantitative fisheries stock assessment. *Quantitative Fisheries Stock Assessment*, 49(0): 6221. <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-3598-0>.
- Jellyman PG, Booker DJ, Crow SK, Bonnett ML, Jellyman DJ. 2013. Does one size fit all? An evaluation of length-weight relationships for New Zealand's freshwater fish species. *New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research*. Taylor & Francis, 47(4): 450–468. <https://doi.org/10.1080/00288330.2013.781510>.
- Jennings S, Jennings S, Blanchard JL, Blanchard JL. 2004. Fish abundance with no shing: predictions based on macroecological theory. *Journal of Animal Ecology*, (Pauly 1995): 632–642. <https://doi.org/10.1111/j.0021-8790.2004.00839.x>.
- Jisir N, Younes G, Sukhn C, El-Dakdouki MH. 2018. Length-weight relationships and relative condition factor of fish inhabiting the marine area of the Eastern Mediterranean city, Tripoli-Lebanon. *Egyptian Journal of Aquatic Research*, 44(4): 299–305. <https://doi.org/10.1016/j.ejar.2018.11.004>.
- Kimmerer W, Avent SR, Bollens SM, Feyrer F, Grimaldo LF, Moyle PB, Nobriga M, Visintainer T. 2005. Variability in length–weight relationships used to estimate biomass of estuarine fish from survey data. *Transactions of the American Fisheries Society*, 134(2): 481–495. <https://doi.org/10.1577/t04-042.1>.
- Matakupan Hansje, Tuapetel F. 2017. Potensi dan tingkat pemanfaatan ikan kawalnya (*Selar* spp.) di Pulau Ambon. *Amanisal*, 6(2): 16–20.
- Ndiaye W, Diouf K, Samba O, Ndiaye P, Panfili J, Marbec UMR, Montpellier U De, Bataillon PE. 2015. The length-weight relationship and condition factor of white grouper (*Epinephelus aeneus*, Geoffroy Saint Hilaire, 1817) at the south-west coast of Senegal, West Africa. *International Journal of Advanced Research*, 3(3): 145–153.
- Rutherford A. 2012. *ANOVA and ANCOVA. A GLM Approach. Statistics in Medicine*. Wiley. A John Wiley & Sons, Inc. Publication.
- Safran P. 1992. Theoretical analysis of the weight-length relationship in fish juveniles. *Marine Biology*, 112(4): 545–551. <https://doi.org/10.1007/BF00346171>.
- Siwat V, Ambariyanto A, Widowati I. 2016. Biometrics of bigeye scad, *Selar crumenophthalmus* and shrimp scad, *Alepes djedaba* from Semarang waters, Indonesia. *AACL Bioflux*, 9(4): 915–922.
- Smith-Vaniz W., Quéro J-C, Desoutter M. 1990. Check-list of the fishes of the eastern tropical Atlantic (CLOFETA). In: J.C. Quero, J.C. Hureau, C. Karrer AP and LS (ed) *Volume 2*. JNICT, Lisbon; SEI, Paris; and UNESCO, Paris: Lisbon, pp. 729-755.
- Thorson JT, Hicks AC, Methot RD. 2015. Random effect estimation of time-varying factors instock synthesis. *ICES Journal of Marine Science*, 72(1): 178–185. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsr174>.