

Mampukah Metode LCC Mengestimasi Laju Mortalitas Penangkapan Ikan Kembang Lelaki Secara Akurat?

Can LCC method estimate the fishing mortality rate of Indian mackerel fish accurately?

Wanwan Kurniawan✉

Pusat Penelitian Oseanografi, Lembaga Ilmu Pengetahuan Indonesia (LIPI)

Jalan Pasir Putih 1, Ancol Timur, Jakarta Utara, 14430

✉Corresponding author: wanwan.kurniawan@lipi.go.id

ABSTRAK

Dalam praktik kajian stok di Indonesia, laju eksploitasi (E) yakni rasio laju mortalitas penangkapan F terhadap mortalitas total Z , masih menjadi *reference point* paling populer untuk menilai status populasi ikan. Estimasi nilai Z (dan pada gilirannya F) dilakukan dengan metode kurva tangkapan berbasis panjang (metode LCC). Namun sebagaimana diketahui, LCC didasarkan pada asumsi yang sangat simplistik yakni populasi dalam kondisi ekuilibrium, dimana laju mortalitas dan rekrutmen konstan selama rentang hidup ikan. Kenyataannya, rekrutmen biasanya berubah-ubah seiring waktu. Studi ini mengkaji performa LCC dalam mengestimasi F ikan kembang lelaki (*Rastrelliger kanagurta*). Untuk mencapai hal ini, dilakukan simulasi dinamika populasi ikan kembang lelaki dan estimasi nilai F berdasarkan sampel acak dari populasi. Pertama, populasi hipotetik dikonstruksi berdasarkan parameter *life history* dari studi-studi terdahulu. Penangkapan diintroduksi pada populasi dengan berbagai skenario F dan umur pertama kali ikan tertangkap (a_c). Selain itu, pada beberapa kasus rekrutmen dibuat acak. Kedua, hasil tangkapan disampling untuk mendapatkan data frekuensi panjang, selanjutnya dilakukan analisis LCC untuk mengestimasi nilai F . Untuk mengakomodir variasi individual panjang pada umur (L_a) serta variabilitas sampling hasil tangkapan, analisis dilakukan secara Monte Carlo dengan mengulangi simulasi berkali-kali. Hasilnya, nilai estimasi F dari metode LCC umumnya bias, bias lebih tinggi terjadi pada skenario nilai a_c yang tinggi. Hasil estimasi F tidak begitu sensitif pada pelanggaran asumsi rekrutmen konstan. Selain itu, sampling ikan lebih dari satu tahun tidak memperbaiki akurasi estimasi nilai F . Bias yang terjadi adalah sistematis, sehingga bisa diperkecil menggunakan persamaan koreksi.

Kata kunci: ekuilibrium, kurva tangkapan, Monte Carlo, *reference point*, simulasi

Pendahuluan

Kelestarian sumberdaya ikan (ikan bersirip, moluska, krustasea, dll) yang menjadi objek eksploitasi manusia, kian menjadi perhatian global dewasa ini (Cooke & Cowx, 2004; Sumaila et al., 2007; Braccini et al., 2020). Untuk menjamin kelestarian sumberdaya ikan tersebut, diperlukan upaya pengelolaan (Hilborn & Walters, 1992; King, 2006) berdasarkan rekomendasi ilmuwan dari studi kajian stok. Laju eksploitasi (E), yang didefinisikan sebagai rasio laju mortalitas penangkapan (F) terhadap mortalitas total ($Z=M+F$, M adalah laju mortalitas alami) merupakan salah satu titik referensi (*reference point*, RP) dalam kajian stok untuk menilai status populasi ikan (Pauly, 1984; Quinn & Deriso, 1999). Parameter ini masih menjadi RP paling populer dalam praktik kajian stok di Indonesia. Beberapa studi terkini yang dilaporkan dalam jurnal perikanan di Indonesia, misalnya oleh Tirtadanu & Chodrijah (2018), Suman et al. (2020), Wagiyo et al. (2020), menggunakan parameter E untuk menilai status stok ikan, udang dan cumi-cumi. Untuk mengestimasi nilai F , digunakan metode kurva hasil tangkapan yang dilinierkan berbasis panjang (*length-converted catch curve/LCC*, Pauly, 1983) yang sejatinya mengestimasi Z , kemudian dengan asumsi nilai M diketahui dan konstan, maka nilai F pun bisa ditentukan.

Metode LCC didasarkan pada asumsi populasi ekuilibrium yang mensyaratkan besar rekrutmen dan laju mortalitas penangkapan konstan selama hidup ikan (Hilborn & Walters, 1992; Sparre & Venema, 1998). Rekrutmen dan laju mortalitas penangkapan jarang konstan dalam kenyataannya. Rekrutmen biasanya *density-dependent* namun

dengan *noise* yang sangat tinggi (Myers et al., 1995), dan rekrutmen sangat sukar diestimasi (Maunder, 2012). Konstan tidaknya laju mortalitas penangkapan bisa dilihat dari tren upaya tangkap, misalnya berdasarkan jumlah kapal penangkap ikan atau jumlah trip penangkapan tiap tahun. Selain itu, yang jarang diperhatikan adalah metode LCC dikembangkan berdasarkan asumsi model pertumbuhan von Bertalanffy berlaku deterministik pada populasi (Huynh et al., 2018). Padahal, persamaan model pertumbuhan hanya berlaku untuk rata-rata populasi dan panjang pada umur untuk tiap individu ikan sifatnya probabilistik (Hordyk et al., 2015a; Hordyk et al., 2015b).

Ikan kembung lelaki (*Rastrelliger kanagurta*) merupakan salah satu jenis ikan pelagis kecil yang banyak tertangkap di Indonesia. Beberapa studi kajian stok sudah dilakukan terhadap ikan ini, termasuk menggunakan RP laju eksploitasi dengan menerapkan metode LCC. Sarasati et al. (2016) dan Lubis et al. (2019) misalnya, menggunakan LCC untuk mengestimasi nilai F ikan kembung lelaki di Perairan Selat Sunda. Namun demikian, seberapa akurat nilai F yang dihasilkan dari metode LCC jarang menjadi perhatian, khususnya di Indonesia. Padahal, dengan kenyataan banyak dari asumsinya yang simplistik dan sukar dipenuhi, membuat peluang ketidak-akuratan dari metode ini tinggi.

Studi ini mencoba untuk mengevaluasi performa LCC dalam mengestimasi laju mortalitas penangkapan (F) ikan kembung lelaki pada skenario populasi ekuilibrium maupun nonekuilibrium. Nonekuilibrium yang dimaksud di sini adalah sebagai akibat besaran rekrutmen yang tidak konstan. Adapun laju mortalitas penangkapan diasumsikan konstan selama hidup ikan.

Metode Penelitian

Studi ini menggunakan simulasi untuk memimikkan perilaku populasi ikan kembung lelaki sebagai dampak pertumbuhan somatik, kematian alami dan penangkapan, dan memimikkan proses sampling ikan hasil tangkapan serta estimasi laju mortalitas penangkapan (F) menggunakan metode LCC pada sampel.

Ada beberapa asumsi yang digunakan dalam studi ini. *Pertama*, penambahan panjang total (pertumbuhan somatik) ikan mengikuti model pertumbuhan von Bertalanffy. Parameter-parameter fungsi von Bertalanffy (L_∞ , K , a_0) konstan namun diasumsikan hanya berlaku secara rata-rata dalam populasi. Adapun ukuran pada umur (L_a) untuk tiap individu ikan diasumsikan acak dan mengikuti distribusi normal dengan rerata $\bar{L}_a = L_\infty(1 - e^{-K(a-a_0)})$ dan koefisien variasi (CV_{L_∞}) 0.1, mengikuti Hordyk et al. (2015b). *Kedua*, *survival rate* mengikuti model peluruhan eksponensial dengan persamaan $N_{a+1,y+1} = N_{a,y}e^{-(M+S_aF)}$ (Quinn & Deriso, 1999), dengan $N_{a,y}$ kelimpahan ikan berumur a pada tahun y dan S_a selektivitas pada umur a . Persamaan peluruhan eksponensial dianggap berlaku deterministik untuk tiap kohort ikan. Laju mortalitas alami (M) diasumsikan konstan setiap tahun dan selama hidup ikan. Umur maksimum ikan (a_{\max}) diasumsikan konstan dan menjadi umur bagi tiap kohort. *Ketiga*, penangkapan ikan berlangsung terus-menerus dan bersifat acak terhadap individu dalam populasi, sehingga nilai mortalitas penangkapan (F) konstan setiap tahun. Selektivitas alat tangkap bersifat *knife-edge* terhadap umur, dengan nilai umur pertama kali tertangkap (a_c) konstan. Penangkapan hanya berlaku untuk individu yang lebih besar atau sama dengan a_c . Besarnya hasil tangkapan tiap tahun

memenuhi persamaan $C_y = \sum_{a=0}^{a_{\max}} \frac{S_a F}{M+S_a F} (1 - e^{-(M+S_a F)}) N_{a,y}$ (Sparre & Venema, 1998). Keempat, sampling ikan hasil tangkapan untuk analisis LCC bersifat acak terhadap semua individu ikan hasil tangkapan.

Tabel 1. Parameter-parameter *life history* dan perikanan ikan kembung lelaki (*Rastrelliger kanagurta*) yang digunakan dalam simulasi

Paremeter	Nilai	Sumber
L_{∞}	32.402 cm TL	Sarasati et al., 2016
K	0.14	Sarasati et al., 2016
a_0	-0.6356 tahun	Sarasati et al., 2016
$CV_{L_{\infty}}$	0.10	Hordyk et al., 2015b
a_{\max}	15 tahun	Sanders & Morgan, 1989
M	0.22/tahun	Sarasati et al., 2016
L_c	1.5-17.5 cm 19.3-21.6 cm	Adlina et al., 2016; Kasmi et al., 2017
a_c	4 tahun 6 tahun	Studi ini
R	konstan 3,000,000 ind/tahun $U_{\text{discrete}}(2,000,000, 4,000,000)$ $U_{\text{discrete}}(100,000, 8,000,000)$	Studi ini

Dalam simulasi ini ada tiga skenario rekrutmen (R) yang digunakan, yakni R konstan sebesar 3,000,000 rekrut per tahun, R acak dengan variabilitas rendah terdistribusi *discrete uniform* $U_{\text{discrete}}(2,000,000, 4,000,000)$ per tahun, dan R acak dengan variabilitas tinggi $U_{\text{discrete}}(100,000, 8,000,000)$ per tahun. Nilai-nilai rekrutmen ini memang ditentukan “agak sembarangan” karena tidak ada hasil kajian yang bisa dijadikan referensi. Namun, hal ini seharusnya tidak menjadi masalah karena seberapa besar rekrutmen tidak akan berpengaruh terhadap hasil simulasi. Yang kemungkinan berpengaruh adalah seberapa besar perubahannya. Oleh karena itu, sengaja digunakan beberapa skenario di atas.

Juga, ada dua skenario nilai a_c yakni a_c 4 tahun dan 6 tahun. Ini berdasarkan nilai ukuran pertama kali ikan tertangkap (L_c) yang dikonversi menggunakan inverse fungsi von Bertalanffy. L_c diestimasi secara kasar berdasarkan distribusi ukuran ikan kembung lelaki yang tertangkap di dua lokasi berbeda yakni 14.5-17.5 cm TL di Perairan Kendal, Jawa Tengah (Adlina et al., 2016) dan 17.5-19.5 cm FL di Perairan Takalar, Sulawesi Selatan (Kasmi et al., 2018). Selain itu, ada enam nilai F yang diterapkan dan yang coba diestimasi menggunakan metode LCC, yakni F 0.01, 0.05, 0.10, 0.16, 0.22, 0.40, 0.60, 0.80 dan 1.00.

Adapun tahapan dari studi ini adalah sebagai berikut. Pertama-tama, populasi hipotetik ikan kembung lelaki dikonstruksi untuk tiap tahun selama rentang hidup kohort (15 tahun). Kontruksi populasi dilakukan secara abstrak dengan mengkode dan menjalankan kode di software R (R Core Team, 2020). Jumlah ikan berumur 0 tahun pada suatu tahun ($N_{0,y}$) adalah sebesar nilai R, dan jumlah ikan yang berumur a tahun ($N_{a,y}$) diturunkan dari jumlah ikan berumur a-1 pada tahun sebelumnya ($N_{a-1,y-1}$) menggunakan persamaan peluruhan eksponensial. Menggunakan persamaan hasil tangkapan, diperoleh jumlah ikan yang tertangkap tiap tahun (terstruktur umur). Distribusi umur hasil tangkapan dikonversi ke dalam distribusi ukuran ikan menggunakan distribusi normal dari L_a seperti dijelaskan di atas. Konstruksi distribusi ukuran idealnya dilakukan pada populasi di alam (bukannya setelah ikan ditangkap) dan distribusi ukuran hasil tangkapan diperoleh dari

proses penangkapan yang acak pada populasi terstruktur ukuran. Namun, cara demikian tidak efisien karena ada jutaan ikan dalam populasi, sehingga dibutuhkan waktu komputasi yang sangat panjang. Selain itu, langsung mengkonversi distribusi umur hasil tangkapan ke dalam distribusi ukuran, secara teori, sama saja dengan menangkap ikan secara acak dari populasi yang telah terstruktur ukuran. Selanjutnya, distribusi ukuran hasil tangkapan pada tiga tahun terakhir disampling sebanyak 300 individu per tahun secara acak. Sampel selama tiga tahun ini kemudian digabungkan (total 900 individu), kemudian dilakukan analisis LCC untuk mengestimasi nilai laju mortalitas total Z (\hat{Z}). Analisis LCC dilakukan menggunakan package TropFishR (Mildenberger et al., 2017) dengan pemilihan umur relatif awal dan akhir pada kurva tangkapan yang dilinierkan dilakukan secara manual. Selanjutnya, berdasarkan nilai \hat{Z} yang dihasilkan, nilai \hat{F} pun diturunkan menggunakan persamaan $\hat{F} = \hat{Z} - M$.

Untuk mengakomodir variabilitas ukuran tiap umur serta variabilitas sampling hasil tangkapan, maka keseluruhan analisis dilakukan secara Monte Carlo dengan mengulangi simulasi sebanyak 50 kali. Dari sini diperoleh distribusi nilai \hat{F} , darimana nilai rerata dan 95% *confidence interval* (CI) pun dapat dikonstruksi. Jumlah iterasi tidak begitu banyak karena pemilihan titik-titik secara manual membuat satu iterasi membutuhkan waktu komputasi yang cukup lama. Simulasi dilakukan terpisah untuk ketiga skenario R, dua skenario ac, dan sembilan skenario F.

Untuk beberapa nilai F (0.10, 0.40, 0.80), estimasi menggunakan LCC juga dilakukan menggunakan sampel ukuran ikan hanya dari tahun terakhir (1 tahun), namun dengan jumlah tetap 900 individu ikan. Hasil ini selanjutnya dibandingkan dengan hasil dari sampel tiga tahun, untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh durasi sampling terhadap nilai \hat{F} . Lebih lanjut, kedua hasil dianalisis menggunakan *randomization test* untuk melakukan pengujian secara formal statistik tanpa terlalu bergantung pada asumsi parametrik pada t-test konvensional.

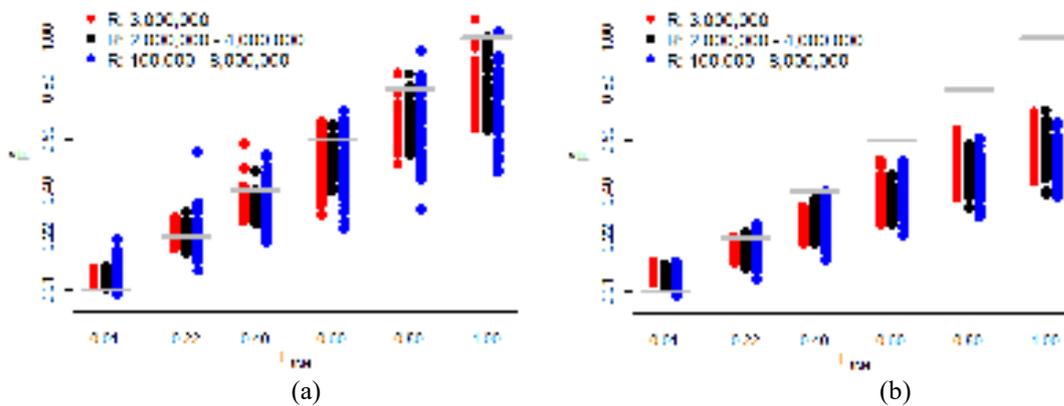
Untuk meminimalisir bias yang terjadi, maka dicoba dicari persamaan yang menghubungkan nilai \hat{F} dengan F yang sebenarnya (F_{true}) menggunakan analisis regresi (selanjutnya disebut “persamaan koreksi”). Untuk mengetahui akurasi persamaan koreksi, maka untuk beberapa kasus nilai F (0.07, 0.35, 0.60, 0.90), dilakukan simulasi perhitungan nilai \hat{F} dengan LCC sebanyak 5 kali, yang selanjutnya dikonversi menggunakan persamaan koreksi, menjadi F_{corr} . Nilai \hat{F} dan F_{corr} dibandingkan dengan nilai F_{true} dan biaspun dihitung untuk menguji apakah persamaan koreksi mampu meminimalisir bias nilai \hat{F} dari metode LCC.

Hasil dan Pembahasan

Hasil simulasi terangkum dalam nilai estimasi F (\hat{F}) yang ditampilkan pada Tabel 2 dan sebagian pada Gambar 1. Berdasarkan Tabel 2, hasil estimasi F ikan kembung lelaki dari metode LCC adalah bias untuk kebanyakan kasus. Ketika nilai F yang sebenarnya (F_{true}) sangat rendah, maka bias negatif (yakni nilai $\hat{F} < F_{\text{true}}$) terjadi. Sebaliknya saat nilai F_{true} tinggi, yang terjadi adalah bias positif ($\hat{F} > F_{\text{true}}$). Semakin tinggi atau rendah nilai F_{true} , maka bias yang terjadi semakin besar. Bias terjadi pada semua skenario rekrutmen, termasuk pada rekrutmen konstan dimana pada saat itu, populasi dalam keadaan ekuilibrium. Jadi, bahkan saat asumsi dasar dari metode LCC dipenuhi, bias tetap terjadi.

Tabel 2. Hasil estimasi F ikan kembang lelaki dengan metode LCC pada tiga skenario rekrutmen (R) dan dua skenario ukuran pertama ikan tertangkap (a_c)

F_{true}	\hat{F} (rerata dan 95% CI)		
	R = 3,000,000	R = 2,000,000 – 4,000,000	R = 100,000 – 8,000,000
$a_c = 4$ tahun			
0.01	0.066 (0.038, 0.094)	0.063 (0.032, 0.099)	0.078 (0.010, 0.161)
0.05	0.090 (0.063, 0.120)	0.091 (0.054, 0.125)	0.101 (0.038, 0.159)
0.10	0.120 (0.092, 0.146)	0.123 (0.095, 0.153)	0.133 (0.061, 0.267)
0.16	0.163 (0.131, 0.201)	0.164 (0.119, 0.220)	0.188 (0.103, 0.346)
0.22	0.211 (0.179, 0.269)	0.213 (0.161, 0.281)	0.229 (0.125, 0.351)
0.40	0.349 (0.292, 0.472)	0.340 (0.278, 0.403)	0.345 (0.224, 0.522)
0.60	0.512 (0.416, 0.643)	0.510 (0.410, 0.641)	0.506 (0.289, 0.677)
0.80	0.647 (0.550, 0.771)	0.660 (0.549, 0.811)	0.640 (0.447, 0.851)
1.00	0.811 (0.656, 0.974)	0.807 (0.647, 0.990)	0.737 (0.491, 0.931)
$a_c = 6$ tahun			
0.01	0.070 (0.045, 0.108)	0.072 (0.041, 0.112)	0.067 (0.005, 0.114)
0.05	0.088 (0.052, 0.117)	0.089 (0.052, 0.126)	0.097 (0.039, 0.151)
0.10	0.109 (0.084, 0.140)	0.106 (0.083, 0.145)	0.108 (0.060, 0.159)
0.16	0.140 (0.113, 0.178)	0.135 (0.098, 0.192)	0.144 (0.094, 0.228)
0.22	0.165 (0.127, 0.213)	0.171 (0.122, 0.230)	0.166 (0.096, 0.263)
0.40	0.269 (0.211, 0.329)	0.276 (0.210, 0.359)	0.257 (0.163, 0.381)
0.60	0.382 (0.288, 0.507)	0.362 (0.294, 0.447)	0.367 (0.242, 0.496)
0.80	0.478 (0.389, 0.616)	0.468 (0.382, 0.576)	0.456 (0.318, 0.595)
1.00	0.566 (0.470, 0.686)	0.557 (0.412, 0.678)	0.497 (0.391, 0.645)



Gambar 1. Nilai-nilai hasil estimasi F untuk berbagai nilai F_{true} dan berbagai ukuran rekrutmen pada skenario (a) a_c 4 tahun dan (b) a_c 6 tahun

Pada skenario umur pertama kali ikan tertangkap (a_c) 4 tahun, bias dari \hat{F} paling kecil terjadi ketika nilai F_{true} mendekati 0.16. Sementara itu, pada skenario a_c 6 tahun, bias paling kecil terjadi saat F_{true} mendekati 0.1. Pada skenario a_c 6 tahun, bias positif semakin ekstrim untuk F_{true} yang tinggi, terlihat sangat jelas pada Gambar 1b (F_{true} berada di luar rentang \hat{F}). Jika pada skenario a_c 4 tahun, bias positif untuk F_{true} 1.00 per tahun adalah -0.189 hingga -0.263, maka pada skenario a_c 6 tahun, bias mencapai -0.434 hingga -0.503. Dengan demikian, untuk kasus F_{true} 1.00 pada a_c 6 tahun, metode LCC mengestimasi nilai F ikan kembang lelaki hanya setengah dari nilai yang sebenarnya.

Pada kasus nilai F yang besar, hasil \hat{F} dari metode LCC meng-*underestimate* nilai F yang sebenarnya. Oleh karena itu, bila hasil LCC diterapkan serta merta, kelangsungan stok ikan kembang lelaki bisa terancam. Dianggapnya laju mortalitas masih rendah,

padahal kenyataannya sudah jauh lebih tinggi dari yang terbaca, dan bisa membuat stoknya terkuras tanpa disadari.

Bias pada metode LCC juga ditemukan oleh Pauly et al. (1995) pada ikan *Salmo trutta* di sungai di Perancis pada tahun 1979-1980. Bias yang terjadi adalah bias positif pada nilai estimasi laju mortalitas total (\hat{Z}), yang berarti juga bias positif pada \hat{F} . Ketika nilai rujukan Z menekati 0.7-0.8, nilai \hat{Z} lebih dari 1.0. Sayangnya, tidak ada estimasi nilai M , sehingga tidak diketahui apakah bias positif itu terjadi ketika nilai F cukup tinggi atau rendah. Namun, nilai referensi Z yang digunakan bukan nilai Z yang sebenarnya, melainkan nilai \hat{Z} lain dari metode kurva tangkapan yang dilinierkan berbasis umur, yang sangat mungkin juga mengandung bias.

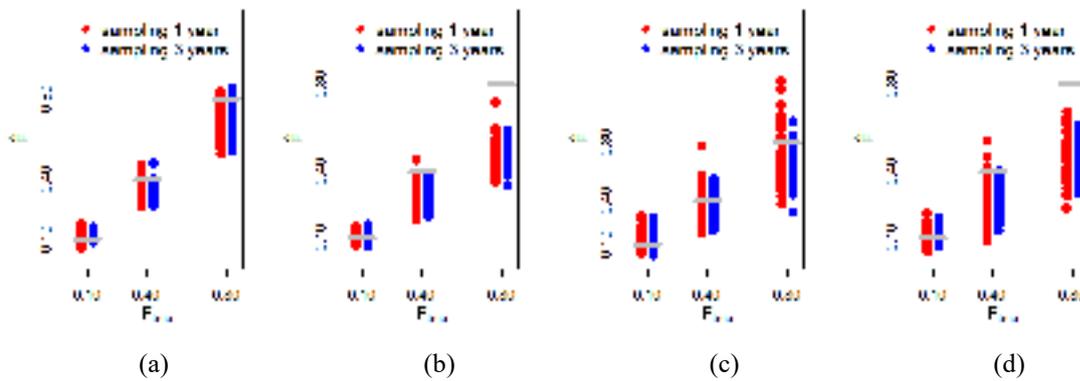
Terlihat pada Tabel 2, untuk tiap nilai a_c bias yang terjadi hampir sama pada ketiga skenario rekrutmen. Oleh karena itu, tingkat variabilitas rekrutmen secara umum tidak mengubah akurasi nilai \hat{F} dari metode LCC. Hal ini sesuai dengan yang ditemukan Shih (2013) dan Huynh et al. (2018) bahwa rekrutmen yang acak tidak mempengaruhi nilai \hat{F} hasil LCC. Simulasi pada tuna mata besar menunjukkan bahwa nilai \hat{F} baru terpengaruh ketika perubahan rekrutmen tidak acak, melainkan mengalami tren kenaikan atau penurunan (Shih, 2013). *Robust*-nya nilai \hat{F} pada berbagai tingkat variabilitas rekrutmen membuat bias yang terjadi adalah konsisten (bias sistematis). Hal ini mudah terlihat pada Gambar 1.

Tabel 2 juga memperlihatkan nilai estimasi F memiliki 95% CI yang lebar, yang mengindikasikan varians \hat{F} yang besar. Ini sekaligus menunjukkan ketidakpastian yang besar untuk estimasi tunggal nilai F menggunakan metode LCC. Oleh karena itu, bila estimasi nilai F hanya dilakukan sekali, hasilnya bisa jauh dari nilai tengah \hat{F} (Tabel 2).

Pada Gambar 1, terlihat bahwa rentang nilai \hat{F} untuk tiga skenario rekrutmen memiliki lebar yang relatif sama. Namun, Tabel 2 menunjukkan bahwa lebar CI untuk skenario rekrutmen acak cenderung lebih tinggi daripada skenario rekrutmen konstan. Ini menunjukkan bahwa pada skenario rekrutmen konstan (kondisi populasi ekuilibrium) hasil estimasi F dari metode LCC cenderung lebih presisi daripada skenario rekrutmen acak. Makin tinggi variabilitas rekrutmen, makin rendah presisi nilai \hat{F} yang dihasilkan. Pada Gambar 1 hal ini tidak begitu nampak karena titik-titik nilai \hat{F} yang tumpang tindih satu sama lain sehingga tidak jelas mana bagian yang padat mana yang renggang. Presisi \hat{F} paling rendah pada skenario rekrutmen acak dengan variabilitas tertinggi (100 ribu – 1 juta rekrut per tahun). Hal ini cukup masuk akal, mengingat perubahan rekrutmen tiap tahun membuat kelimpahan dari kohort tahun tertentu menjadi lebih dominan dari kohort lain. Ini membuat *slope* kurva tangkapan (yang dilinierkan) berubah-ubah secara drastis sehingga mengubah nilai estimasi F .

Bias sistematis yang terjadi pada hasil estimasi F kemungkinan disebabkan oleh interaksi yang kompleks antara variabilitas ukuran pada panjang (L_a) dan sampling ikan hasil tangkapan. Dalam simulasi ini variabilitas L_a terjadi pada hasil tangkapan karena konversi umur ke panjang dilakukan setelah ikan ditangkap (frekuensi umur hasil tangkapan). Adapun pada penerapan metode LCC yang sebenarnya, variabilitas L_a terjadi pada populasi ikan di alam. Oleh karena itu, dalam kenyataannya selain proses sampling, proses penangkapan yang umumnya lebih selektif ukuran daripada umur juga menjadi

sumber bias. Namun demikian, investigasi lebih lanjut diperlukan untuk menganalisis penyebab pasti dari bias yang terjadi.



Gambar 2. Hasil komparasi nilai-nilai \hat{F} untuk sampling 1 dan 3 tahun pada skenario (a) R 2 – 4 juta dan a_c 4 tahun, (b) R 2 – 4 juta dan a_c 6 tahun, (c) R 100 ribu – 8 juta dan a_c 4 tahun, dan (d) R 100 ribu – 8 juta dan a_c 6 tahun

Tabel 3. Hasil uji *randomization* nilai-nilai \hat{F} untuk sampling 1 dan 3 tahun

Rekrutmen (R) dan umur pertama ikan tertangkap (a_c)		p-value		
		$F_{true} = 0.10$	$F_{true} = 0.40$	$F_{true} = 0.80$
R = 2,000,000 – 4,000,000	$a_c = 4$ tahun	0.540	0.437	0.929
	$a_c = 6$ tahun	0.459	0.681	0.493
R = 100,000 – 8,000,000	$a_c = 4$ tahun	0.461	0.066	0.033
	$a_c = 6$ tahun	0.732	0.413	0.222

Hasil perbandingan nilai-nilai \hat{F} dari analisis LCC dengan sampling tiga tahun dan satu tahun untuk kasus tiga nilai F 0.10, 0.40, 0.80 ditampilkan pada Gambar 2. Hasil *randomization* 100 nilai \hat{F} (50 dari sampling 3 tahun dan 50 dari 1 tahun) yang diuji dengan *t-test* (Tabel 3), mendapati bahwa probabilitas nilai t hitung (t-hit) sampel \hat{F} hasil pengacakan lebih dari t-hit sampel \hat{F} asli yang belum diacak (t-hit tradisional) adalah besar untuk skenario rekrutmen dengan variabilitas rendah, R 2 – 4 juta (p-value > 0.05). Ini berlaku baik untuk skenario a_c 4 tahun maupun 6 tahun. Sehingga, tidak ada bukti yang menunjukkan bahwa sampling 1 dan 3 tahun menghasilkan nilai \hat{F} yang berbeda. Dengan kata lain, pada metode LCC durasi sampling lebih dari satu tahun tidak menghasilkan estimasi F yang lebih baik daripada sampling hanya satu tahun. Pada skenario variabilitas rekrutmen tinggi, R100 ribu – 8 juta, kecuali pada kasus F 0.80, umumnya p-value juga cukup besar. Satu pengecualian yang terjadi (p-value 0.033 < 0.05), diduga lebih merupakan kebetulan (*by-chance*) sebagai dampak *randomness* baik pada proses LCC maupun uji *randomization*, daripada indikatif dampak dari perbedaan durasi sampling. Oleh karena itu, secara umum bisa dikatakan bahwa untuk skenario rekrutmen variabilitas tinggi pun, durasi sampling tidak mempengaruhi nilai estimasi F dari metode LCC.

Hasil di atas masuk akal karena alasan berikut. Adalah benar bahwa rekrutmen yang acak mempengaruhi estimasi F pada metode LCC, yakni adanya kohort dominan, dan kohort yang kecil, akan mengubah *slope* pada kurva tangkapan (yang dilinierkan), yang mana menjadi penentu nilai \hat{Z} (dan pada gilirannya \hat{F}). Namun, pada sampling multitanah, sampel hanya diambil dari tiga tahun terakhir, yang artinya, paling banter hanya pengaruh rekrutmen pada tiga tahun terakhir yang “tertangkap”. Namun kenyataannya, kohort dari tiga tahun terakhir justru “dibuang” dalam analisis LCC karena ikan terseleksi di atas umur

3 tahun. Oleh karena itu, sampling dari tiga tahun dan satu tahun secara logika akan menghasilkan nilai estimasi F yang tidak berbeda.

Plot antara nilai rerata \hat{F} dan F_{true} menunjukkan bahwa keduanya berkorelasi positif dengan derajat korelasi yang tinggi. Oleh karena itu, seharusnya nilai F_{true} bisa diprediksi berdasarkan nilai \hat{F} dari analisis LCC. Hal ini akan sangat memperkecil bias yang ditimbulkan dari metode LCC. Untuk itu, analisis regresi linier \hat{F} terhadap F_{true} dilakukan untuk mendapatkan persamaan dalam rangka meangaproksimasi F_{true} berdasarkan nilai \hat{F} . Dalam studi ini hanya nilai-nilai \hat{F} dari skenario rekrutmen konstan dan acak 2 – 4 juta yang digunakan dalam regresi. Hasil regresi untuk skenario a_c 4 dan 6 tahun, menunjukkan bahwa *slope* dan *intercept* yang dihasilkan berbeda nyata dari nol. Adapun persamaan linier yang menghubungkan F_{true} dan \hat{F} adalah sebagai berikut:

$$\hat{F}_{\text{corr}} = -0.064 + 1.317 \times \hat{F}_{\text{LCC}}, \quad \text{untuk } a_c = 4 \text{ tahun} \quad (1)$$

$$\hat{F}_{\text{corr}} = -0.121 + 1.966 \times \hat{F}_{\text{LCC}}, \quad \text{untuk } a_c = 6 \text{ tahun} \quad (2)$$

dengan \hat{F}_{LCC} adalah nilai estimasi F dari metode LCC dan \hat{F}_{corr} adalah nilai estimasi F yang telah dikoreksi.

Namun perlu diingat, kedua persamaan akan akurat bila prediktor yang dipakai adalah nilai tengah (rerata) \hat{F} dari beberapa hasil LCC. Untuk satu nilai \hat{F} dari hasil LCC, Tabel 2 di atas menunjukkan variabilitas yang tinggi (presisi rendah). Oleh karena itu, besar peluang nilai \hat{F}_{corr} yang dihasilkan dari satu nilai \hat{F} akan masih bias.

Untuk mengetahui akurasi persamaan koreksi dalam memperbaiki hasil estimasi tunggal F dari metode LCC, maka dilakukan simulasi analisis LCC, dengan nilai \hat{F} dikoreksi menggunakan Persamaan (1) dan (2). Hasilnya ditampilkan pada Tabel 4 dan 5.

Tabel 4. Hasil pengujian performa persamaan koreksi untuk beberapa nilai F pada askenario a_c 4 tahun

F_{true}	\hat{F}_{LCC}	$ B_{\text{LCC}} $	\hat{F}_{corr}	$ B_{\text{corr}} $
0.07	0.061	0.009*	0.017	0.053
	0.135	0.065	0.114	0.044
	0.089	0.019	0.054	0.016
	0.099	0.029	0.066	0.004
	0.095	0.025	0.061	0.009
0.35	0.209	0.141	0.211	0.139
	0.324	0.026	0.363	0.013
	0.281	0.069	0.307	0.043
	0.339	0.011*	0.383	0.033
	0.402	0.052*	0.466	0.116
0.60	0.486	0.114	0.576	0.024
	0.513	0.087	0.612	0.012
	0.493	0.107	0.586	0.014
	0.362	0.238	0.412	0.188
	0.439	0.161	0.514	0.086
0.90	0.690	0.210	0.845	0.055
	0.842	0.058*	1.045	0.145
	0.698	0.202	0.856	0.044
	0.666	0.234	0.813	0.087
	0.643	0.257	0.782	0.118

Catatan: $|B_{\text{LCC}}|$ dan $|B_{\text{corr}}|$ berurut-turut adalah bias \hat{F} dari metode LCC dan hasil persamaan koreksi dalam nilai mutlak

Tabel 5. Hasil pengujian performa persamaan koreksi untuk beberapa nilai F pada skenario a_c 6 tahun

F_{true}	\hat{F}_{LCC}	$ B_{LCC} $	\hat{F}_{corr}	$ B_{corr} $
0.07	0.103	0.033	0.081	0.011
	0.093	0.023	0.063	0.007
	0.081	0.011*	0.039	0.031
	0.099	0.029	0.075	0.005
	0.103	0.033	0.082	0.012
0.35	0.264	0.086	0.397	0.047
	0.262	0.088	0.394	0.044
	0.170	0.180	0.214	0.136
	0.183	0.167	0.238	0.112
	0.261	0.089	0.392	0.042
0.60	0.332	0.268	0.533	0.067
	0.366	0.234	0.598	0.002
	0.271	0.329	0.412	0.188
	0.367	0.233	0.601	0.001
	0.325	0.275	0.519	0.081
0.90	0.445	0.455	0.754	0.146
	0.477	0.423	0.817	0.083
	0.508	0.392	0.878	0.022
	0.471	0.429	0.806	0.094
	0.461	0.439	0.786	0.114

Dari percobaan dengan lima ulangan untuk tiap nilai F_{true} 0.07, 0.35, 0.60, dan 0.90 diperoleh bahwa secara umum persamaan koreksi mampu memperbaiki hasil estimasi F dari metode LCC terlihat dari nilai bias \hat{F}_{corr} yang umumnya lebih kecil dari bias \hat{F}_{LCC} (Tabel 4 & 5). Namun, pada sebagian kecil kasus (tanda *), bias \hat{F}_{corr} bisa jadi lebih besar dari \hat{F}_{LCC} . Hal ini wajar karena seperti dibahas di atas, satu nilai \hat{F} dari hasil LCC seringkali menyimpang dari nilai tengahnya. Sementara itu, persamaan koreksi yang digunakan untuk menghitung \hat{F}_{corr} diperoleh dari regresi nilai rerata \hat{F}_{LCC} . Namun demikian, hasil ini sudah cukup menggembirakan karena untuk kebanyakan kasus, satu kali estimasi F dari hasil LCC ternyata bisa langsung diubah menggunakan persamaan koreksi agar nilainya lebih mendekati nilai F yang sebenarnya.

Sayangnya temuan dari studi ini memiliki keberlakuan yang terbatas, tidak bisa digeneralisir pada skenario yang lebih luas. Tingkat bias dan variabilitas nilai \hat{F} yang ditemukan serta faktor koreksi yang diintroduksi hanya berlaku bila asumsi-asumsi yang digunakan dalam kajian ini dipenuhi. Oleh karena itu, persamaan koreksi (1) dan (2) tidak bisa digunakan begitu saja untuk sembarang kasus estimasi F (dengan metode LCC). Jangankan pada jenis ikan yang berbeda, pada sesama ikan kembung lelaki namun dengan satu parameter berbeda saja, niscaya hasil-hasilnya akan berbeda. Untuk menggunakan persamaan (1) dan (2) di atas perlu dipastikan bahwa asumsi-asumsi yang digunakan dalam simulasi ini dipenuhi. Untuk melakukan koreksi nilai \hat{F} hasil LCC pada skenario yang berbeda, perlu dilakukan simulasi lain yang spesifik pada kasus ikan dan perikanan yang sedang dikaji. Satu kesimpulan yang agaknya bisa digeneralisir adalah bahwa metode LCC sangat rentan menghasilkan nilai estimasi yang bias. Oleh karena itu perlu kehati-hatian untuk menggunakan nilai estimasi F dari metode LCC.

Seperti umumnya kajian simulasi, studi ini banyak menggunakan asumsi yang sederhana untuk mencapai tujuan. Banyak dari parameter-parameter *life-history* dan perikanan (L_{∞} , K , a_0 , $CV_{L_{\infty}}$, M , a_{max} , bentuk selektivitas, dll) yang diasumsikan konstan dan nilainya pasti. Padahal kenyataannya, banyak atau bisa jadi semua dari parameter *life-*

history ikan yang dieksploitasi nilainya tidak diketahui atau tidak terukur dengan baik (Thorson et al., 2017). Oleh karena itu, studi lebih lanjut perlu meninjau sensitivitas nilai \hat{F} terhadap perubahan parameter-parameter ini. Pada studi ini, parameter pertumbuhan von Bertalanffy (L_∞ , K , a_0) didapatkan dari metode ELEFAN (Sarasati et al., 2016) yang kurang andal dibanding metode berbasis umur. Laju mortalitas alami (M) juga dianggap konstan sebesar 0.22/tahun (Sarasati et al., 2016). Padahal nilai ini didapat dari metode Pauly, yang merupakan salah satu dari sekian banyak metode tidak langsung untuk estimasi M . Penggunaan metode lain niscaya mendapatkan nilai berbeda. Lebih lanjut, variabilitas panjang pada umur pada studi ini dianggap sepenuhnya bersumber dari variabilitas L_∞ , sedangkan K dibuat konstan. Kenyataannya bisa jadi K juga bervariasi antar individu (Hordyk et al., 2015a). Studi ini juga menggunakan skenario rekrutmen acak karena hubungan stok-rekrutmen (SRR) tidak diketahui. Selain itu, studi ini mengasumsikan selektivitas bersifat *knife-edge* yang sangat simplistik dan kurang realistis. Ke depan, hal-hal ini dapat diperbaiki. Ketika informasi tentang parameter yang lebih andal tersedia maka perlu dimasukkan dalam analisis. Ke depan, parameter K yang acak, beberapa nilai M berbeda, selektivitas logistik, dan hubungan SRR dapat dimasukkan untuk mendapatkan simulasi yang lebih realistis sehingga bias dan presisi nilai \hat{F} hasil LCC dapat terukur lebih akurat.

Kesimpulan

Hasil studi menunjukkan bahwa hasil estimasi laju mortalitas penangkapan (\hat{F}) menggunakan metode LCC umumnya bias, kecuali pada rentang nilai F yang sangat sempit. Bias terjadi bahkan pada skenario populasi ekuilibrium (rekrutmen dan F konstan) yang menjadi asumsi dasar dari metode LCC. Tidak ada perbedaan akurasi \hat{F} pada skenario rekrutmen konstan, acak dengan variabilitas rendah, maupun acak dengan variabilitas tinggi, bias dari ketiganya hampir sama. Namun memang, semakin tinggi tingkat variabilitas rekrutmen, semakin rendah presisi nilai \hat{F} . Ukuran pertama kali tertangkap (a_c) sangat mempengaruhi hasil estimasi F , semakin tinggi a_c , semakin tinggi juga tingkat bias \hat{F} . Sebaliknya, durasi sampling lebih panjang (> 1 tahun) tidak memperbaiki nilai \hat{F} . Bias yang terjadi pada \hat{F} dari metode LCC adalah sistematis sehingga bisa dikoreksi dengan memperkenalkan persamaan koreksi. Sayangnya, keberlakuan persamaan koreksi terbatas pada stok ikan kembung lelaki dengan nilai parameter-parameter yang sesuai asumsi pada studi ini. Untuk stok lain, maka simulasi serupa perlu dilakukan untuk menghasilkan persamaan koreksi baru yang lebih sesuai.

Daftar Pustaka

- Adlina, N., H. Boesono, & A.D.P Fitri. 2016. Aspek biologi ikan kembung lelaki (*Rastrelliger kanagurta*) sebagai landasan pengelolaan teknologi penangkapan ikan di Kabupaten Kendal. Proceedings SENIATI, Green Technology Innovation.
- Braccini, M., B. Molony, & N. Blay. 2020. Patterns in abundance and size of sharks in northwestern Australia: cause for optimism. ICES J. Mar. Sci., 77, 72-82, doi: 10.1093/icesjms/fsz187
- Cooke, S.J. & I.G. Cowx. 2004. The role of recreational fishing in global fish crises. BioScience, 54, 857-859, doi: 10.1641/0006-3568(2004)054[0857:TRORFI]2.0.CO;2
- Hilborn, R. & C J. Walters. 1992. *Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics & Uncertainty*. Springer Science + Business Media Dordrecht. 575 hlm.

- Hordyk, A., K. Ono, K. Sainsbury, N. Loneragan, & J. Prince. 2015a. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit, and the spawning potential ratio. *ICES J. Mar. Sci.*, 72, 204-216, doi: 10.1093/icesjms/fst235
- Hordyk, A., K. Ono, S. Valencia, N. Loneragan, & J. Prince. 2015b. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR), and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. *ICES J. Mar. Sci.*, 72: 217–231, doi: 10.1093/icesjms/fsu004
- Huynh, Q.C., J. Beckensteiner, L.M. Carleton, B.J. Marcek, K.C.V. Nepal, C.D. Peterson, M.A. Wood, & J.M. Hoenig. 2018. Comparative performance of three length-based mortality estimators. *Mar. Coast. Fish.*, 10, 298–313, doi: 10.1002/mcf2.10027
- Kasmi, M., S. Hadi, & W. Kantun. 2017. Biologi reproduksi ikan kembung lelaki, *Rastrelliger kanagurta* (Cuvier, 1816) di perairan pesisir Takalar, Sulawesi Selatan. *Jurnal Iktiologi Indonesia*, 17, 259-271, doi: 10.32491/jii.v17i3.364
- King, M. 2006. *Fisheries Biology, Assessment and Management (second edition)*. Blackwell Publishing. Iowa. 405 hlm.
- Lubis, Z.A., Yonvitner, A. Fahrudin. 2019. Indikator stok ikan kembung (*Rastrelliger kanagurta* Cuvier, 1816) dan suhu perairan Selat Sunda. *Jurnal Pengelolaan Perikanan Tropis*, 3, 38-43. doi: 10.29244/jppt.v3i1.29542
- Maunder, M.N. 2012. Evaluating the stock–recruitment relationship and management reference points: Application to summer flounder (*Paralichthys dentatus*) in the U.S. mid-Atlantic. *Fish. Res.*, 125, 20-26. doi: 10.1016/j.fishres.2012.02.006
- Mildenberger, T.K., M.H. Taylor, M. Wolff. 2017. TropFishR: an R package for fisheries analysis with length-frequency data. *Methods Ecol. Evol.*, 8, 1520-1527. doi: 10.1111/2041-210X.12791
- Myers, R.A., J. Bridson, & N.J. Barrowman. 1995. *Summary of Worldwide Spawner and Recruitment Data*. Science Branch, Department of Fisheries and Oceans, Northwest Atlantic Fisheries Centre. Newfoundland. 312 hlm.
- Pauly, D., J. Moreau, & N. Abad. 1995. Comparison of age-structured and length-converted catch curves of brown trout *Salmo trutta* in two French rivers. *Fish. Res.*, 22, 197-204. doi: 10.1016/0165-7836(94)00323-O
- Pauly, D. 1984. *Some Simple Methods for the assessment of tropical fish stocks*. FAO Fisheries Technical Paper 234. FAO. Rome. 52 hlm.
- Pauly, D. 1983. Length-converted catch curves: a powerful tool for fisheries research in the tropics (part I). *Fishbyte.*, 1, 9–13.
- Quinn, T.J. & R.B. Deriso. 1999. *Quantitative fish dynamics*. Oxford University Press. Oxford. 561 hlm.
- R Core Team. 2020. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna. URL <https://www.R-project.org/>.
- Sanders, M.J. & G.R. Morgan. 1989. *Review of the fisheries resources of the Red Sea and Gulf of Aden*. FAO Fisheries Technical Paper 304. FAO. Rome. 148 hlm.
- Sarasati, W., M. Boer, & Sulistiono. 2016. Status stok *Rastrelliger* spp. sebagai dasar pengelolaan perikanan. *Jurnal Perikanan Universitas Gadjah Mada*, 18, 73-81, doi: 10.22146/jfs.12424
- Shih, C-L. 2013. Testing the sensitivity of the length-converted catch method using the bigeye tuna *Thunnus obesus* (Scombridae) population parameters. *Turkish J. Fish. Aquat. Sci.*, 13, 261-270, doi: 10.4194/1303-2712-v13_2_08
- Sparre, P. & S.C. Venema. 1998. *Introduction to Tropical Fish Stock Assessment, Part 1: Manual*. FAO. Rome. 433 hlm.
- Sumaila, U.R., A. Khan, R. Watson, G. Munro, D. Zeller, N. Baron, & D. Pauly. 2007. The World Trade Organization and global fisheries sustainability. *Fish. Res.*, 88, 1-4, doi: 10.1016/j.fishres.2007.08.017

- Suman, A., A. Hasanah, A.R.P. Pane, & P. Lestari. 2020. Stock status of blue swimming crab (*Portunus pelagicus*) in Tanah Laut, South Kalimantan, and its adjacent waters. *Indones. Fish. Res. J.*, 26, 51-60, doi: 10.15578/ifrj.26.1.2020.51-60
- Thorson, J.T., S.B. Munch, J.M. Cope, & J. Gao. 2017. Predicting life history parameters for all fishes worldwide. *Ecol Appl*, 27, 2262-2276, doi: 10.1002/eap.1606
- Tirtadanu & U. Chodrijah. 2018. Some population parameters and exploitation status of fourfinger threadfin (*Eleutheronema tetradactylum* Shaw, 1804) in Tarakan Waters, North Kalimantan. *Indones. Fish. Res. J.*, 24, 91-98, doi: 10.15578/ifrj.24.2.2018.91-98
- Wagiyo, K., Tirtadanu, & M. Fauzi. 2020. Dinamika populasi dan tingkat pemanfaatan cumi-cumi jamak (*Photololigo duvaucelii* Orbigny, 1848) di Teluk Jakarta. *Jurnal Penelitian Perikanan Indonesia*, 26, 233-246, doi: 10.15578/jppi.26.4.2020.233-246