

체장기반 수산자원평가모델에 적용되는 체장-체중 관계의 연도별 변동성의 중요성

김진우 · 현상윤*

부경대학교 해양생물학과

Importance of Considering Year-to-year Variability in Length-weight Relationship in a Size-based Fish Stock Assessment

Jinwoo Gim and Saang-Yoon Hyun*

College of Fisheries Sciences, Pukyong National University, Busan, 48513, Korea

This study is an extension of our previous model for a size-based fish stock assessment. In the previous model, we applied an allometric length-weight relationship ($W = \alpha \cdot L^\beta$) to convert lengths of fish to weights, and estimated those parameters α and β , using data about lengths and weights aggregated over years. In this study, we focused on whether consideration of temporal (e.g., year-to-year) variability in those estimates (i.e., $\hat{\alpha}$ and $\hat{\beta}$) would be contributive. After calculating year-specific estimates (i.e., year-specific pairs of $\hat{\alpha}$ and $\hat{\beta}$) by applying data about lengths and weights separated by year, we evaluated the contribution of those year-specific pairs of $\hat{\alpha}$ and $\hat{\beta}$ to the performance of the size-based stock assessment model. The model with such year-to-year variability being considered (lower AIC) outperformed that with the variability being ignored (higher AIC). We illustrated this study using data on Korean chub mackerel *Scomber japonicus* from 2005-2017.

Key words: A size-based model, A length-weight relationship, Chub mackerel, AD model builder

서론

오늘날 대표적인 수산자원평가 모델인 연령구조모델(age-structured model)은 개체군을 연령별로 나누어 분석함으로써 개체군 크기의 변화에 대한 더욱 자세한 정보를 얻을 수 있다는 장점으로 인해 널리 사용되어왔다. 하지만 VPA (virtual population analysis), SCAA (stochastic catch-at-age analysis) 등의 연령구조모델이 요구하는 연령조성자료는 획득에 소요되는 시간과 비용 때문에 모델에 사용하기 위한 충분한 자료의 수집이 제한되는 경우가 많다. 특히 무척추동물과 같이 생물 자체의 특성에 의해 연령사정이 어려운 경우에는 연령구조모델의 적용이 제한된다(Quinn et al., 1998; Punt et al., 2013). 반면 체장조성 및 체중자료는 연령조성자료에 비해 상대적으로 쉽게 획득될 수 있다(Hilborns and Walters, 1992). 따라서 연령조성자료가 제한된 경우, 체장 및 체중 자료를 이용한 체장기반모델(size-based model)은 연령구조모델의 대안으로 사용될 수 있

으며 이를 위한 다양한 방법 및 모델들이 개발되어왔다(Punt et al., 2013). 다양한 체장기반모델 중 한가지 흐름으로서, Cohen and fishman (1980)은 확률론적(stochastic) 성장모델을 고안하였다. 이 모델은 최초 연급군의 체장빈도분포를 정규분포로 가정한 후 여기에 von Bertalanffy 성장식을 접목하여 시간에 따른 연급군의 체장빈도분포를 정규분포로서 표현하였다. 이후 Deriso and Parma (1988)는 Cohen and fishman의 모델에 기반하여 확률론적 성장과 가입, 사망을 아우르는 체장기반 모델을 수립하였으며, 이어서 Quinn et al. (1998)은 Deriso and Parma의 모델의 확장으로서 연급군의 체장빈도분포를 이산형(discrete)으로 가정하고, 시간에 따른 연급군의 체장빈도분포를 정규분포들의 합으로 표현함으로써 Deriso and Parma의 모델이 연급군의 체장빈도분포를 하나의 정규분포 혹은 로그-정규분포로 제한했던 조건을 완화하였다. Quinn et al. (1998)은 연령정보를 획득하기 어려운 무척추동물의 자원을 평가하기 위해 체장기반모델을 사용하였지만 이는 척추동물에 대해서도 적

*Corresponding author: Tel: +82. 51. 629. 592 Fax: +82. 51. 629. 5931

E-mail address: shyun@pknu.ac.kr



This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

<https://doi.org/10.5657/KFAS.2019.0719>

Korean J Fish Aquat Sci 52(6), 719-724, December 2019

Received 4 November 2019; Revised 5 December 2019; Accepted 20 December 2019

저자 직위: 김진우(대학원생), 현상윤(교수)

용될 수 있다. 무엇보다 이 모델은 가상의 연령구조를 가정함으로써 자원량과 어획량을 연령별로 계산해준다는 점에서 유용하다. 한편 한국의 수산자료의 대부분은 어류의 연령보다는 체장과 체중을 수집하는데 중점을 두고 있기 때문에 자원평가를 위한 체장기반모델의 적용이 권장된다. 이에 Gim (2019)은 Quinn의 체장기반모델의 목적함수를 로그 가능도 함수의 형태로 나타내어 모델의 우수성 정도를 AIC (akaike information criterion)를 이용하여 판정할 수 있도록 변형하고, 이를 한국 고등어(*Scomber japonicus*) 자원에 적용하였다. 이 모델은 가입, 성장, 어획사망, 자연사망 및 어구선택성을 체장에 대한 함수로서 표현하였으며, 모델의 자유모수들의 점추정치 및 추정치의 불확실성은 ADMB (automatic differentiation model builder) 소프트웨어를 이용하여 계산되었다.

성장, 어획사망 및 자연사망 등 개체군의 변동에 영향을 미치는 요인들의 시간적 변화는 수산자원이 놓인 환경이 시시각각 변화하기 때문에 자명하다. 그러나 개체군의 변화에 영향을 미치는 요소들 전부를 하나의 모델에서 자유모수로서 추정하기는 어렵다. 따라서 여러 개의 모수를 동시에 추정하는 비선형 자원평가모델의 경우, 일반적으로 추정하고자 하는 모수를 시간에 대해 변하지 않는 상수로서 취급하거나 모수에 대한 입력값을 선행연구로부터 취하는 방식으로 추정하고자 하는 모수의 개수를 줄인다(Quinn et al., 1998; Punt et al., 2013; Gim, 2019). 그러나 개체군의 성장과 사망의 변동성을 단순화하는 방식에 대한 비판은 Johnson et al. (2014)과 Lorenzen (2016)에 의해 제기된 바 있다. 한편 모델의 모수를 추정하지 않고 선행연구로부터 얻은 입력값을 취하는 경우, 입력값에 대한 시간적 변화를 고려할 것인지 무시할 것인지를 판단해야 한다. 모델의 입력값의 시간적 변화를 고려하는 것은 수산자원 변동의 현실성을 반영한다는 측면에서 바람직하다. 그러나 주어진 자료가 충분하지 않다면 입력값의 변동성을 고려하는 일은 제한될 수 있다.

체장-체중 관계식은 수산자원평가를 비롯한 여러 분야에서 활용되어왔다. 관계식은 (1)체장에 대한 성장식을 무게에 대한 성장식으로 변환하며, (2)관측된 체장자료로부터 자원량의 추정을 가능하게 하고, (3)개체의 비만도, 건강도, 성숙도를 평가하기 위한 지표인 condition factor를 계산하는데 사용되며, (4) 특정 어종의 지역간 생활환경을 비교하는데 사용된다(Moutopoulos and Stergiou, 2002).

Condition factor, K의 일반적인 형태는 개체의 체중을 체장의 세제곱으로 나눈 값($K=W/L^3$)으로 표현된다(Le Cren, 1951; Weatherley et al., 1987). 이처럼 체장-체중 관계식으로부터 유도된 conditional factor가 개체군의 생태적 상태를 비교하기 위한 지표로서 사용되었다는 것은 수산자원 개체군의 시간적, 공간적 체장-체중 관계식의 변동이 인정된다는 것이며, 이러한 변동의 원인으로는 개체군의 재생산, 먹이활동의 변화 또는 기후 변화 등을 예로 들 수 있다(Weatherly et al., 1987; Wootton, 1990). 체장-체중 관계의 시간적 변동은 선행연구들로부터

관찰되었으며(Le Cren, 1951; Carscadden and Frank, 2002; Moutopoulos and Stergiou, 2002), Froese (2006)는 개체군의 체장-체중 관계를 고정된 것으로 취급하여 온 경향을 비판하며 체장-체중 자료의 수집 및 분석을 위한 기준을 제시하였다. 그러므로 자원평가모델을 구성함에 있어서 체장-체중 관계식의 변동성을 고려하는 것은 타당하다.

본 연구의 목적은 모델에 입력되는 체장-체중 관계식의 시간적 변동성의 여부가 모델의 결과에 어떤 영향을 미치는가를 검토하는 것이다. 이를 위해 체장기반모델에 포함된 체장-체중 관계식을 주어진 체장-체중 자료로부터 시간적 변동성이 고려된 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어 입력한 후 모델을 시행하여 두 경우의 결과 및 모델의 우수성 정도를 비교하였다.

재료 및 방법

Gim (2019)은 체장기반모델을 이용하여 한국 고등어 자원을 평가하였다. 자료는 국립수산물과학원(이하 수과원)으로부터 2000년부터 2017년까지 수집된 한국 고등어의 체장빈도자료와 1996년부터 2017년까지 수집된 고등어 대형선망어업의 연도별 CPUE (catch per unit effort)자료 그리고 1996년부터 2017년까지 통계청의 연도별 고등어 어획량 자료(KOSTAT, 1996-2017)를 이용하였다. 모델은 시간별, 연령별 개체수 및 어획 개체수를 무게단위, 즉 자원량 및 어획량으로 변환하기 위해 체장-체중 관계식을 사용한다. 체장-체중 관계식의 모수들은 위 체장빈도자료와는 별도로 2005년부터 2017년까지 수과원에서 수집한 고등어의 체장-체중 자료로부터 계산되었다. 모델의 자세한 방법과 계산에 사용된 ADMB 소프트웨어의 코드는 Gim (2019)에 수록되어 있으므로 본 논문에서는 반복하지 않는다. 대신 체장-체중 관계식을 연도별 변동성을 고려한 경우와 그렇지 않은 경우가 모델에 연결되는 방식을 중점적으로 서술한다.

체장-체중 관계식

연도별 체장-체중 관계식의 모수들은 고등어의 체장-체중 자료 (2005-2017)로부터 두가지 방식으로 추정되었다. 먼저 체장-체중 자료의 연도별 변동성을 고려하지 않은 방식으로서 전체 체장-체중 자료(2005-2017)를 위 관계식에 적합하여 한 쌍의 모수 (α, β)를 추정하였다(이하 Case I). 두번째로 체장-체중 자료의 연도별 변동성을 고려한 방식으로서 체장-체중 자료를 연도별로 나누어 2005년부터 2017년까지 연도별로 13쌍의 모수 (α_j, β_j)를 추정하였다(이하 Case II).

$$W(x_i)=\alpha \cdot x_i^\beta \quad \text{vs.} \quad W_j(x_i)=\alpha_j \cdot x_i^{\beta_j} \quad \dots\dots\dots (1)$$

Case II의 경우, 주어진 체장-체중 자료(2005-2017)로부터 추정되지 못한 2000년부터 2004년에 해당하는 α_j, β_j 에는 Case I의 α, β 값을 일괄 적용하였다. 여기서 x_i 는 i 번째 체장계급의 중

간값(가랑이 체장; cm)으로 계급의 폭은 1 cm이며 $W_j(x_i)$ 는 j 연도에 체장이 x_i 인 고등어의 무게(g)이다.

체장기반모델

Gim (2019)은 모델에 입력된 체장조성자료와 어획량자료가 각각 연도별로 다항분포와 로그정규분포를 따른다고 가정하였다. 이에 모델의 목적함수를 자료에 대한 로그 가능도 함수로 표현하고, 이를 최대화하는 모델의 모수들을 ADMB 소프트웨어를 사용하여 수치적으로 추정하였다.

Case I과 Case II에서의 연도별 어획량 $\hat{Y}_{j, \text{case I}}$, $\hat{Y}_{j, \text{case II}}$ 은 연도별 체장계급별 어획 개체수 $\hat{C}_j(x_i)$ 에 체장-체중 관계식을 적용하여 계산된다.

$$\hat{Y}_{j, \text{case I}} = \sum_{i=1}^{42} \hat{C}_j(x_i) \cdot W(x_i) \dots\dots\dots (2)$$

$$\hat{Y}_{j, \text{case II}} = \sum_{i=1}^{42} \hat{C}_j(x_i) \cdot W_j(x_i)$$

같은 방식으로 Case I과 Case II에서 추정된 연도별 자원량 $\hat{B}_{j, \text{case I}}$, $\hat{B}_{j, \text{case II}}$ 은 연도별 체장계급별 개체수 $\hat{N}_j(x_i)$ 에 체장-체중 관계식을 적용하여 계산된다.

$$\hat{B}_{j, \text{case I}} = \sum_{i=1}^{42} \hat{N}_j(x_i) \cdot W(x_i) \dots\dots\dots (3)$$

$$\hat{B}_{j, \text{case II}} = \sum_{i=1}^{42} \hat{N}_j(x_i) \cdot W_j(x_i)$$

AIC

본 연구에서는 체장-체중 자료의 연도별 변동성을 고려한 경우(Case I)와 그렇지 않은 경우(Case II), 모델의 우수성을 비교하기 위한 기준으로서 AIC를 사용하였다.

$$AIC=2 \cdot k \cdot 2 \cdot \{I(\varrho_{2000}, \varrho_{2001}, \dots, \varrho_{2017}) + I(\log \hat{Y}_j)\} \dots\dots\dots (4)$$

여기서 k 는 모델에서 추정하고자 하는 자유모수들의 개수로서 Case I와 Case II의 자유모수들은 27개로 서로 같다. $I(\varrho_{2000}, \varrho_{2001}, \dots, \varrho_{2017})$ 와 $I(\log \hat{Y}_j)$ 는 각각 연도별 체장빈도자료와 연도별 어획량에 대한 로그 가능도 함수이며, ϱ_{ij} 는 j 연도에 어획된 개체들이 i 번째 체장계급 x_i ($i=1, 2, \dots, 42$)에 할당될 확률로서 다음과 같이 풀어 쓸 수 있다.

$$\varrho_{ij} = \frac{\hat{C}_j(x_i)}{\sum_{i=1}^{42} \hat{C}_j(x_i)} \dots\dots\dots (5)$$

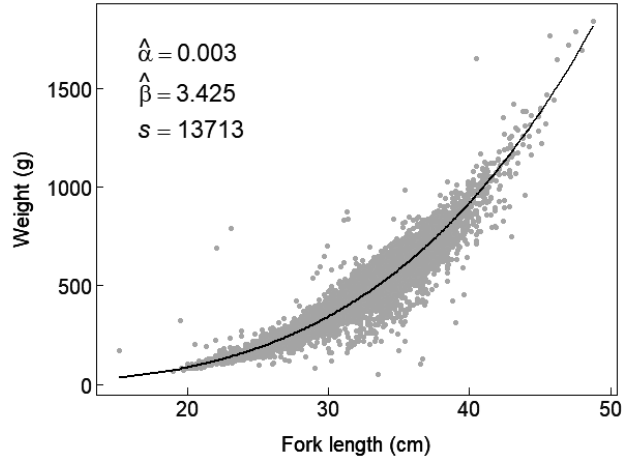


Fig. 1. Fitted length-weight relationship (weight = α length ^{β}) with aggregated length-weight data (2005-2017) about the Korean chub mackerel *Scomber japonicus* population. Points denote observed data and the solid curve is the fitted values. S denotes the sample size.

결 과

체장-체중 관계식의 모수의 추정에 앞서, 주어진 체장-체중 자료 중 극단적인 이상치(65.5 cm, 512.8 g)가 발견되어 이를 제거한 후, 체장-체중 관계식의 모수를 두가지 방식으로 추정하였다. 먼저, 체장-체중 관계의 연도별 변동을 무시한 경우(Case I)로서 2005년부터 2017년까지 수집된 13713마리의 고등어 샘플로부터 $\alpha=0.003$, $\beta=3.425$ 가 추정되었다(Fig. 1). 둘째로, 체장-체중 관계의 연도별 변동성을 고려한 경우(Case II)로서 체장-체중 관계식의 모수를 연도별로 추정하였다. 이 경우 연도별 α_j 의 범위는 0.0018에서 0.0030의 값을 보였으며 연도별 β_j 의 범위는 3.3730에서 3.5805의 값을 보였다(Fig. 2). 각각의 경우로부터 계산된 체장-체중 관계식의 모수의 추정치들을 모델에 입력값으로 두고 모델의 모수들을 추정하였다. Case I과 Case II에서 순간자연사망률 M 의 입력값을 변화시키며 계산된 AIC를 조사하였고, 모델의 모든 자유모수가 성공적으로 추정된 경우 중 AIC가 가장 작은 경우를 찾았다. M 에 대응하는 AIC는 Case I과 Case II에서 각각 아래로 볼록인 그래프를 보였다. 따라서 Case I과 Case II 각각으로부터 가장 작은 AIC 값이 나타나는 경우를 특정할 수 있었다. 한편 Case I과 Case II 두 경우 모두 M 이 증가할수록 연도별 자원량 \hat{B}_j 의 평균값은 증가하는 경향을 보였다. Case I보다 Case II가 더 우수하였다. Case I의 경우 M 은 0.13 year⁻¹에서 가장 작은 AIC 값(=36549.6)을 보였으며, Case II의 경우 M 은 0.11 year⁻¹에서 가장 작은 AIC값(=36539.6)을 보였다(Fig. 3). 추정된 연도별 자원량 \hat{B}_j 은 Case I보다 Case II에서 전반적으로 낮게 나타났으며, 연평균값은 각각 2.06×10^6 톤, 1.77×10^6 톤으로 나타났다(Fig. 4).

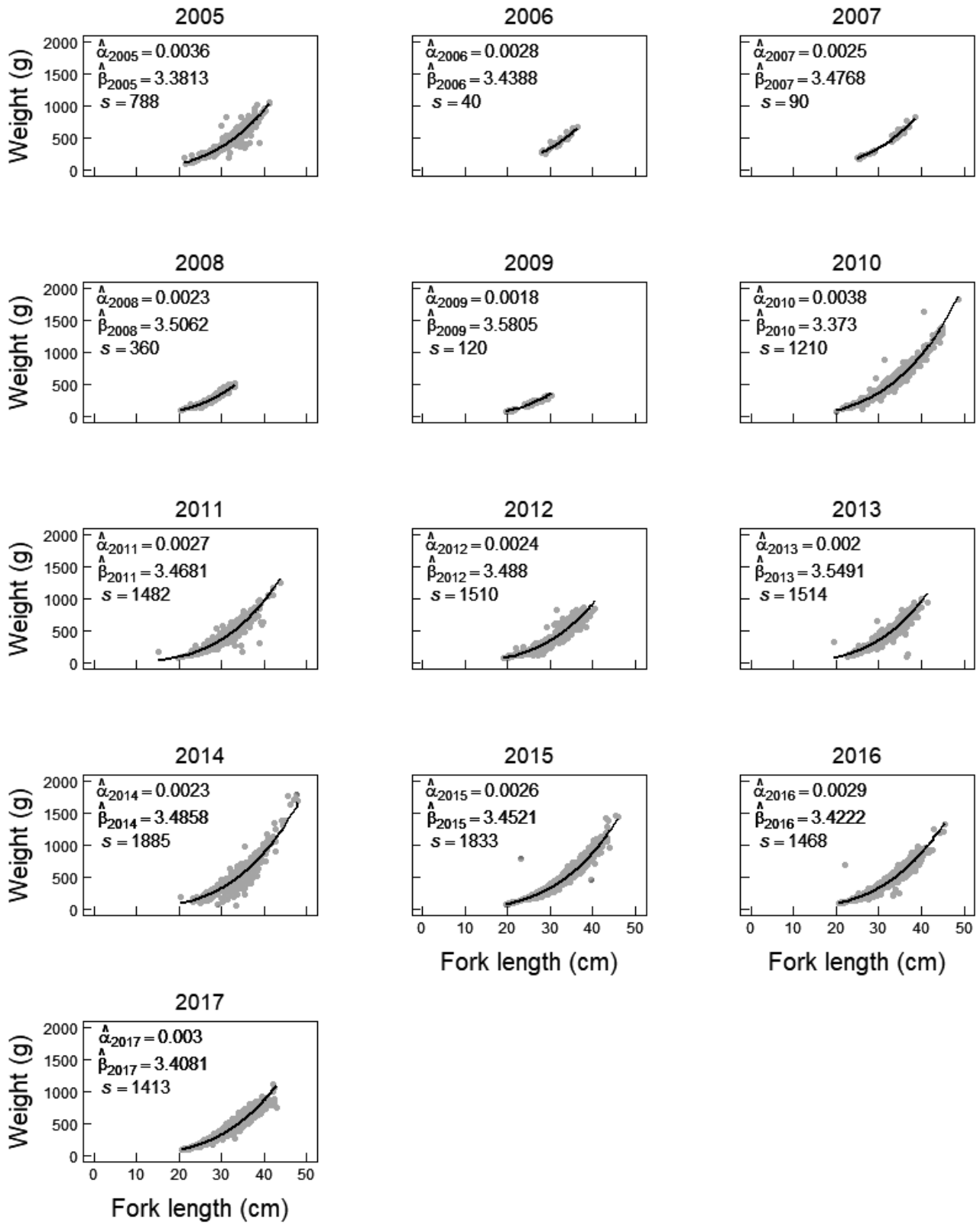


Fig. 2. Fitted length-weight relationships (weight = $\alpha_j \cdot \text{length}^{\beta_j}$) with the length-weight data (2005-2017) separated by year about the Korean chub mackerel *Scomber japonicus* population. Points, solid line, and S in each panel denote those data, the fitted values, and the sample size.

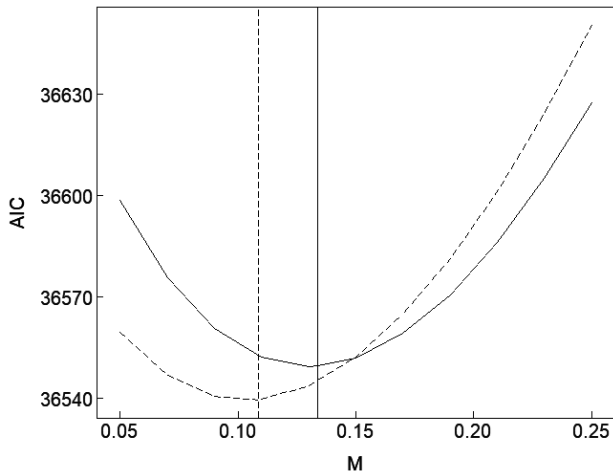


Fig. 3. AIC values against M , when length-weight data were aggregated (Case I, the solid convex line) vs. when length-weight data were separated by year (Case II, the broken convex line). The solid vertical line denotes M of 0.13 (year^{-1}) in Case I. The broken vertical line denotes M of 0.11 (year^{-1}) in Case II. AIC, akaike information criterion.

고찰

모델은 체장-체중 자료의 연도별 변동성을 고려한 Case II에서 더 우수하였다. Case I과 Case II에서 추정된 연평균 자원량은 약 0.3×10^6 톤의 차이를 보였다. Case I과 Case II는 모델과 자료를 공유하며 오직 서로 다른 체장-체중 관계식의 연도별 모수가 입력되었다. 하지만 이 입력값들은 동일한 체장-체중 자료로부터 계산되었다는 점에서 Case I과 Case II의 결과값 간의 차이는 동일한 자료를 바라보는 시각의 차이로부터 유발된 것이다. 이렇듯 자료에 대한 시각의 차이가 연평균 자원량의 상당한 차이로 나타났다는 결과는 본 논문에서 초점을 맞춘 체장-체중 관계식뿐만 아니라 모델의 다른 입력값의 연도별 변동성 또한 모델 결과의 개선을 위해 고려될 만하다는 점을 시사한다.

물론 자료의 연도별 변동성을 고려하는 것이 반드시 모델의 결과를 개선한다고 말할 수는 없다. 그러나 서론에서 언급하였듯이, 개체군의 변화에 영향을 미치는 요소들(가입, 성장, 사망 등)의 시간적 변동성을 고려하는 것은 바람직하다. 그러므로 본 연구에서처럼 모델에 입력정보로 삼을 수 있는 시계열 자료가 주어졌다면 자료로부터 획득할 수 있는 정보의 시간적 변동성을 고려한 경우와 그렇지 않은 경우를 나누어 모델의 결과를 비교하는 절차가 권장된다.

Case II는 체장-체중 자료를 연도별로 나누어 분석하기 때문에 Case I에 비해 주어진 자료를 더 적극적으로 활용했다고 볼 수 있다. 그러나 Case II에서의 자료로부터 필요한 정보를 획득하는 과정은 Case I의 것보다 더 세심한 접근을 필요로 한다. 그

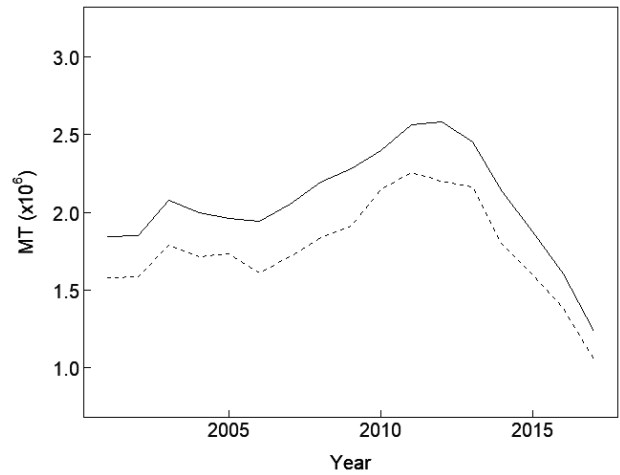


Fig. 4. Estimated annual biomass (2001-2017) of the Korean chub mackerel *Scomber japonicus* population. The solid and broken lines denote estimated annual biomass under Case I and Case II, respectively.

이유는 자료에 대한 세 가지 요인(샘플의 수, 이상치, 자료 값의 범위)으로 설명될 수 있다. Case I에서 한쌍의 모수(α, β)를 추정하기 위해 사용된 샘플의 수는 13713개인데 반해 Case II에서 연도별 모수(α, β)는 최소 40개(2006년)에서 최대 1885개(2014년)까지의 다양한 표본의 크기로부터 추정된다. 따라서 Case II에서 얻어진 연도별 13쌍(2005-2017)의 추정치들은 Case I에서 전체 샘플(13713개)로부터 계산된 한 쌍의 추정치에 비해 불확실성이 크며, 그 중에서도 표본의 크기가 작은 연도의 자료로부터 얻어진 모수의 불확실성은 더욱 증가할 것이다. 게다가 자료에 이상치들이 포함되어 있을 경우 추정치의 왜곡이 발생할 수 있으며 이는 작은 표본으로부터 얻어진 추정치 일수록 왜곡의 정도는 클 것이다. 본 연구에서는 전체 체장-체중 자료(2005-2017) 중 한 개의 이상치만을 제거하였다. 적합한 체장-체중 관계식의 곡선으로부터 상당히 벗어나는 자료값들이 2010년, 2011년, 2013년, 2015년, 2016년의 체장-체중 자료들로부터 관찰되었으나 해당 연도들은 표본의 수가 1000개 이상인 경우이며, 적합한 곡선이 자료를 잘 반영하고 있었기 때문에 계산된 추정치를 수용하고 모델에 입력하였다. 상대적으로 표본의 수가 적은 2006년(40개), 2007년(90개), 2009년(120개) 자료의 경우, 적합한 곡선으로부터 벗어나는 이상치가 관찰되지 않았기 때문에 계산된 추정치를 모델에 입력하였다. 마지막으로 고려할 수 있는 요인은 연도별 자료 체장-체중값의 범위이다. 주어진 체장-체중 자료에서는 표본의 수가 작을수록 체장값과 체중값의 범위가 좁아지는 경향이 관찰된다. 예를 들어 표본의 수가 가장 작은 2006년의 경우, 체장범위는 28.0-36.5 cm, 체중범위는 258.5-667.3 g임에 반해 샘플의 수가 가장 큰 2014년의 경우, 체장범위는 20.5-48.0 cm, 체중범위는 51.8-1785.4

g으로 나타났다. 그러나 표본의 수가 적더라도 수집된 샘플의 체장, 체중의 범위가 넓다면 그 자료는 체장-체중 관계에 대해 더 많은 정보를 제공할 것이기 때문에 선호된다. 따라서 체장-체중 자료의 수집에 있어서 다양한 크기 및 무게의 샘플을 수집한다면 비록 자료의 수가 적더라도 체장-체중 관계식의 모수의 추정에 도움을 줄 수 있을 것이며, 이는 Froese (2006)에 의해 이미 권고된 바 있다. 요약하건대, 체장-체중 자료로부터 연도별 체장-체중 관계식을 도출함에 있어서는 연도별 자료의 크기, 이상치의 영향, 체장값 및 체중값의 범위 등을 고려하여 계산된 모수의 추정치에 대한 신뢰여부를 판단해야 한다.

자료로부터 연도별 변동성을 고려하는 것이 모델의 결과를 개선했다는 본 논문의 결과는 체장-체중 자료가 부재한 구간 (2000-2004) 및 연도별 샘플 크기의 현저한 차이 등 자료가 제한된 조건에서 자료의 정보를 최대한 활용한 결과라는 점에서 의의를 가진다. 본 논문은 체장-체중 관계식의 연도별 변동성을 고려하여 보다 현실적인 자원평가를 수행하고자 하는 노력의 일환이다. 체장-체중 관계식은 Eq. (2)-(3)에서 확인할 수 있듯이 개체수를 자원량으로 또는 어획수를 어획량으로 환산하는데 직접적으로 관여하기 때문에 중요하다. 이는 Case I과 Case II 간의 연평균 자원량의 차이가 시사하는 바이다. 체장 및 체중 자료의 지속적인 수집은 자원에 대한 체장기반접근을 위한 기초자료를 확보한다는 점에서 중요하며 동시에 자원의 연도별 변동성을 파악할 수 있는 정보를 제공한다는 점에서 가치가 있다. 더욱이 연령사정자료의 사용이 제한된 상황에서 체장기반 모델을 이용한 자원평가는 자원관리에 크게 기여할 수 있다. 따라서 저자들은 수산자원에 대한 지속적인 체장 및 체중 자료의 수집을 권장하는 바이다.

사 사

이 논문은 부경대학교 자율창의학술연구비(2019년)에 의하여 연구되었습니다. 고등어 개체군 자료는 국립수산과학원과 통계청에서 제공받았습니다.

References

- Carscadden JE and Frank KT. 2002. Temporal variability in the condition factors of Newfoundland capelin (*Mallotus villosus*) during the past two decades. *icesjms* 59, 950-958. <https://doi.org/10.1006/jmsc.2002.1234>.
- Cohen M and Fishman GS. 1980. Modeling growth-time and weight-length relationships in a single year-class fishery with examples for North Carolina pink and brown shrimp. *Can J Fish Aquat Sci* 37, 1000-1011. <https://doi.org/10.1139/f80-128>.
- Deriso RB and Parma AM. 1988. Dynamics of age and size for a stochastic population model. *Can J Fish Aquat Sci* 45, 1054-1068. <https://doi.org/10.1139/f88-129>.
- Froese R. 2006. Cube law, condition factor and weight-length relationships: history, meta-analysis and recommendations. *J Appl Ichthyol* 22, 241-253. <https://doi.org/10.1111/j.1439-0426.2006.00805.x>.
- Gim J. 2019. A length-based model for Korean chub mackerel (*Scomber japonicus*) stock. MS. Thesis. Pukyong National University, Busan, Korea.
- Hilborn R and Walters CJ. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty. Springer, New York, NY, U.S.A.
- Johnson KF, Monnahan CC, McGilliard CR, Vert-pre KA, Anderson SC, Cunningham CJ, Hurtado-Ferro F, Licandeo RR, Muradian ML, Ono K, Szuwalski CS, Valero JL, Whitten AR and Punt AE. 2014. Time-varying natural mortality in fisheries stock assessment models: identifying a default approach. *icesjms* 72, 137-150. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu055>.
- KOSTAT (Statistics Korea). 1996-2017. Statistical database for fishery production survey. Retrieved from http://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_01&vwcd=MT_ZTITLE&parmTabId=M_01_01#SelectStatsBoxDiv on Oct 20, 2019.
- Le Cren ED. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the Perch (*Perca fluviatilis*). *J Anim Ecol* 20, 201-219. <https://doi.org/10.2307/1540>.
- Lorenzen K. 2016. Toward a new paradigm for growth modeling in fisheries stock assessments: Embracing plasticity and its consequences. *Fish Res* 180, 4-22. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2016.01.006>.
- Moutopoulos DK and Stergiou KI. 2002. Length-weight and length-length relationships of fish species from the Aegean Sea (Greece). *J Appl Ichthyol* 18, 200-203. <https://doi.org/10.1046/j.1439-0426.2002.00281.x>.
- Punt AE, Huang T and Maunder MN. 2013. Review of integrated size-structured models for stock assessment of hard-to-age crustacean and mollusc species. *icesjms* 70, 16-33. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fss185>.
- Quinn TJ II, Turnbull CT and Fu C. 1998. A length-based population model for hard-to-age invertebrate populations. In: Fishery stock assessment models. Funk F, Quinn TJ II, Ianelli JN, Powers JE, Schweigert JF, Sullivan PJ, and Zhang CI, ed. Rep. No. 98-01 of the Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska-Fairbanks, Juneau, AK, U.S.A. 531-556. <https://doi.org/10.4027/fsam.1998.28>.
- Weatherley AH, Gill HS and Casselman JM. 1987. The biology of fish growth. Academic Press, MA, U.S.A.
- Wootton RJ. 1998. Ecology of teleost fishes. Springer, New York, NY, U.S.A.