

密度指數와 漁獲量으로서 水産資源의 加入量을
近似的으로 推定하는 方法**

金 基 柱*

(1975年 5月 20日 接受)

APPROXIMATE ESTIMATION OF RECRUITMENT IN FISH POPULATION
UTILIZING STOCK DENSITY AND CATCH**

Kee Ju KIM*

〈目 次〉

緒 言
推定方法

1. 密度指數(尾數)와 漁獲尾數에 依한 加入量(尾數)의 推定
2. 密度指數(重量)와 漁獲重量에 依한 加入量(重量)의 推定

適用例

1. 印度洋의 Bigeye tuna
 2. 韓國東岸의 鰹치
- 推定方法에 對한 考察
要 約
誌 號
文 獻

ABSTRACT

For the calculation of population parameter and estimation of recruitment of a fish population, an application of multiple regression method was used with some statistical inferences. Then, the differences between the calculated values and the true parameters were discussed. In addition, this method criticized by applying it to the statistical data of a population of bigeye tuna, *Thunnus obesus* of the Indian Ocean. The method was also applied to the available data of a population of Pacific saury, *Cololabis saira*, to estimate its recruitments.

A stock at t year and $t+1$ year is,

$$N_{0, t+1} = N_{0, t}(1 - m_t) - C_t + R_{t+1}$$

where N_0 is the initial number of fish in a given year; C , number of fish caught; R , number of recruitment; and M , rate of natural mortality.

The foregoing equation is

$$\phi_{t+1} = \left\{ \frac{(1 - e^{-Z_{t+1}})Z_t}{(1 - e^{-Z_t})Z_{t+1}} - M \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} \phi_t - a' \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} C_t + a' \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} R_{t+1} \dots \dots \dots (1)$$

where ϕ is CPUE; a' , CPUE (ϕ) to average stock (\bar{N}) in number; Z , total mortality coefficient; and M , natural mortality coefficient.

In the equation (1), the term $((1 - e^{-Z_{t+1}})/Z_{t+1})$ is almost constant to the variation of effort (X) there-

*釜山水産大學, National Fisheries University of Busan

**1974年度 釜山水産大學 大學院에 이 학박사 학위 청구논문으로 제출된 것임.

fore coefficients of ϕ_i and C_i can be calculated, when R is a constant, by applying the method of multiple regression, where ϕ_{t+1} is a dependent variable; ϕ_i and C_i are independent variables.

The values of M and a' are calculated from the coefficients of ϕ_i and C_i ; and total mortality coefficient (Z), where Z is $a'X+M$. By substituting M , a' , Z , and Z_{t+1} to the equation (1) recruitment (R_{t+1}) can be calculated. In this process ϕ can be substituted by index of stock in number (N').

This operational procedures of the method of multiple regression can be applicable to the data which satisfy the above assumptions, even though the data were collected from any chosen year with similar recruitments, though it were not collected from the consecutive years. Under the condition of varying effort the data with such variation can be treated effectively by this method. The calculated values of M and a' include some deviation from the population parameters. Therefore, the estimated recruitment (R) is a relative value instead of an absolute one.

This method of multiple regression is also applicable to the stock density and yield in weight instead of in number.

For the data of the bigeye tuna of the Indian Ocean, the values of estimated recruitment (R) calculated from the parameter which is obtained by the present multiple regression method is proportional with an identical fluctuation pattern to the values of those derived from the parameters M and a' , which were calculated by Suda (1970) for the same data.

Estimated recruitments of Pacific saury of the eastern coast of Korea were calculated by the present multiple regression method. Not only spring recruitment (1965~1974) but also fall recruitment (1964~1973) was found to fluctuate in accordance with the fluctuations of stock densities (CPUE) of the same spring and fall, respectively.

緒 言

水産資源은 再生産에 依하여 維持 保存되고 있으며 資源量의 變動은 基本的으로 再生産의 量의 變動에 달 려 있다. 그러므로 加入量의 問題는 水産資源의 變動의 解明, 資源의 有効利用, 漁況의 豫測에 있어서 重要한 要素가 되고 있다. 再生産機構는 加入量이 密度依存의 이며, 環境依存의 이라는 點등으로서 再生産曲線, 및 再生産機構와 環境과의 關聯등으로 다루어지고 있 으나 이 機構를 明白히 解明하는 데에는 많은 難點이 있다. 加入量의 正確한 推定이 어렵다는 것도 위의 機 構를 明白하게 究明하지 못하고 있는 理由의 하나라고 할 수 있다.

再生産機構를 論議하기 위해서 加入量의 絶對值를 推定한 것으로는, 연어(chum salmon)의 加入量을 回歸量과 海洋漁獲量을 含하여 推定한 것 (Ricker, 1958), 향고래(sperm whale)의 加入量을 親고래의 數, 妊娠率, 未成熟期の 自然死亡으로서 推定한 것(土井, 1971), Mexico産 Pacific green sea turtle의 加入 量을 成熟資源量과 再生産率로서 推定한 것(Márquez, 土井, 1973) 등이 있다.

그러나 一般魚類資源에 있어서 加入量의 絶對值를

求하기는 대단히 어려우므로 漁獲量을 加入量의 相對 值로서 取扱하는 경우가 많다. 北海道 청어에 있어서 産卵量의 指數로서 그 해 孵化한 仔魚의 5歲때의 漁獲 尾數를 取하여 再生産機構를 論議한 것(田中, 1960), 또 日本 大阪灣 かな리에 있어서 當歲魚의 主漁期の 漁獲量이 그 해의 加入量에 比例할 것이라 생각하고 再 生産機構를 檢討한 것(濱田, 1967) 등이 있다. 또 加 入되는 魚體의 資源量指數를 加入量의 相對值로서 取 扱한 것으로는 東支那海産 흑조기 및 보구치에 있어서 漁獲된 最小體長階級(箱子階級, mame)의 資源量指數 를 加入量의 相對值로서 取扱하고 있는 것(最首, 1968) 등이 있다. 그 외에 生物學的으로 稚仔魚의 生 殘曲線을 求하여 加入量을 論議한 많은 研究가 있다.

資源解析에 必要로하는 資源의 各 parameter는 生 殘率이 每年 求해져 있는 경우에는 比較的 容易하게 算 出될 수 있다. 그러나 每年의 生殘率을 正確하게 求한 다는 것은 容易하지 않으며 漁獲量과 努力量의 資料만 으로 資源의 parameter를 求하는 方法이 많이 提出되 어 있다. 이 경우, 加入量을 고려하지 않든지 또는 加入 量이 一定하다는 것을 前提로 하고 있다.

Schaefer(1954, 1957)는 每年의 CPUE와 平衡漁獲 量의 推定值와의 사이의 關係式을 求하여 資源의

parameter를 推定하였으며, 그 後 長年에 걸친 努力 量, 漁獲量의 資料로서 3個의 實驗式을 求하여 parameter를 推定하기도 했다. 그러나 이 方法은 加入量이 每年 甚히 增減될 때는 不適當하다. 또, Gulland (1961)는 어느 해의 CPUE와 그것에 先行되는 數年間 (이것은 平均漁場滯在年數이다)의 平均努力量과의 사이에 回歸關係를 適用시켜 努力量과 平均漁獲量과의 關係를 推定하였다. 이 Gulland의 方法에서도 그가 指摘한 바와 같이 漁獲努力이 極端적으로 變化하는 條件에서는 不適當하다. 그리고, 加入量이 甚히 變動되는 狀況에서도 適當하지 않다. 土井(1962)는 資源이 平衡狀態에 있을때, 即 加入量이 一定할 때를 假定하여 CPUE의 逆數와 漁獲努力量과의 사이에 直線的인 關係가 成立됨을 나타내고 平均加入尾數를 推定했으며, 須田(1970)는 이 土井의 式에서 漁獲尾數를 平均漁獲尾數로 補正하여 印度洋의 bigeye tuna에 適用시켜 別途로 求해진 全減少係數를 利用해서 平均加入尾數 등 資源의 各 parameter를 推定했다. 또, 土井 등 (1972)은 $Z_T = M - \alpha + qf_T$ (但, Z 는 全減少係數, M 은 自然死亡係數, α 는 加入係數, q 는 漁獲能率, f 는 有効漁獲強度, T 는 時期)로 表示하였으며, 日本 燧灘底引 漁場의 보리새우에 對하여 一年間에 있어서 資源解析을 하고 各時期의 加入量을 推定하였다. 其他, De Lury(1951), Chapman(1961)들은 加入量을 考慮하지 않고 1漁期內의 資源變動에 對한 關係式을 導出하여 이것을 重回歸分析하므로써 資源의 parameter를 求하는 方法을 提出하였다.

本研究은 資源解析의 立場에서, 繼續되는 2年사이의 變動을 密度指數 또는 資源量指數와 漁獲量과의 關係로서 表示하여 이것을 重回歸分析함으로써 資源의 Parameter를 구하고, 그것으로 各年의 加入量을 推定하는 方法을 試圖하였다. 즉, 여기에서는 資源의 變動을 時系列的으로 追求하는 立場에서가 아니고, 어느 해의 資源量에 對한 다음해의 資源量을 獨立變數에 對한 從屬變數라 보고 取扱한 것이다. 그리고 本研究은 加入量의 絕對值를 求하지 못하더라도, 加入量의 相對值를 近似推定하는 目的을 두었다.

資源研究에 있어서 努力量 및 漁獲量에 對한 資料가 整理되어 있을 경우라도 正確한 年令組成이나 其他의 生物學的 情報가 不足할 때가 많다. 이러한 條件에서도 各 海區의 CPUE와 漁獲量만을 利用하여 近似的으로 加入量을 推定할 수 있으면 資源研究에 도움이 될 수 있을 것이라 생각된다.

推定 方法

1. 密度指數(尾數)와 漁獲尾數에 依한 加入量(尾數)의 推定

棲息水域內에 있어서 初期資源量(尾數)을 N_0 , 漁獲尾數를 C , 加入量(尾數)을 R , 自然死亡率을 m 라 하면 t 및 $t+1$ 時期(年 또는 漁期)의 資源量은 다음式으로 表示된다.

$$N_{0,t+1} = N_{0,t}(1 - m_t) - C_t + R_{t+1}$$

平均資源量(尾數)을 \bar{N} , 全減少係數를 Z , 自然死亡係數를 M , 그리고 1時期(1年 또는 1漁期)를 單位期間으로 하고, 그 時期內의 減少係數 Z 가 一定하다고 하면 $N_0 = \bar{N} Z / (1 - e^{-Z})$ 이며, $m = M(1 - e^{-Z}) / Z$ 이므로 이것을 위의 式에 代入하면

$$\bar{N}_{t+1} = \left\{ \frac{(1 - e^{-Z_{t+1}})Z_t}{(1 - e^{-Z_t})Z_{t+1}} - M_t \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} \bar{N}_t - \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} C_t + \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} R_{t+1} \dots \dots \dots (1)$$

이다. 資源量指數(尾數)를 N' 라 하면 $N' = a\bar{N}$ (a 는 比例係數)이다. 但, N' 는 i 海區의 漁獲尾數를 C_i , i 海區의 努力量을 X'_i , 面積을 A'_i 라고 했을 때 $\Sigma A'_i (C_i / X_i)$ 로서 表示된다. M 을 一定하다고 보고 위의 式을 N' 로서 表示하면 다음과 같다.

$$N'_{t+1} = \left\{ \frac{(1 - e^{-Z_{t+1}})Z_t}{(1 - e^{-Z_t})Z_{t+1}} - M \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} N'_t - \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} a C_t + \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} a R_{t+1} \dots \dots \dots (2)$$

따라서 $t+1$ 時期의 加入量推定值 \hat{R}_{t+1} 는

$$\hat{R}_{t+1} = \frac{Z_{t+1}}{1 - e^{-Z_{t+1}}} \cdot \frac{1}{a} N'_{t+1} - \left(\frac{Z_t}{1 - e^{-Z_t}} - M \right) \frac{1}{a} N'_t + C_t \dots \dots \dots (3)$$

이다. 그리고 $\phi = \frac{N'}{A'} = \frac{a}{A'} \bar{N}$ (但, A' 는 面積; ϕ 는 密度指數)이므로, A' 를 一定하다고 보고 $a/A' = a'$ 로 表示하면 $\phi = a' \bar{N}$ 이다. 따라서 式(1)을 密度指數 ϕ 로서 表示하면 다음과 같다. 但, M 은 一定하다고 본다.

$$\phi_{t+1} = \left\{ \frac{(1 - e^{-Z_{t+1}})Z_t}{(1 - e^{-Z_t})Z_{t+1}} - M \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} \phi_t - \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} a' C_t + \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} a' R_{t+1} \dots \dots \dots (4)$$

이것으로 $t+1$ 時期의 加入量推定值 \hat{R}_{t+1} 는

$$\hat{R}_{t+1} = \frac{Z_{t+1}}{1 - e^{-Z_{t+1}}} \cdot \frac{1}{a'} \phi_{t+1} - \left(\frac{Z_t}{1 - e^{-Z_t}} - M \right) \frac{1}{a'} \phi_t + C_t \dots \dots \dots (5)$$

이다. 위와 같이 繼續되는 2年間의 資源의 變動은 資源量指數 N' 로서 式(2)에 依하여 表示될 수 있을 뿐만 아니라 密度指數 ϕ 로서 式(4)에 依해서 表示될 수 있다.

式(3)에서 N'_t, N'_{t+1}, C_t 가 求해져 있는 경우 Z_t, Z_{t+1}, M, a 를 求함으로써 加入量 \hat{R}_{t+1} 를 推定할 수 있다. $Z = a \frac{X}{A'} + M$ (X 는 有効努力量; 後述)이므로 別途의 研究에서 a, M 가 求해져 있으면 各 時期의 X, A' 를 求함으로써 各 時期의 Z 가 計算되고 式(3)에서 \hat{R}_{t+1} 를 計算할 수 있다. 또 式(5)를 利用하는 경우는 $Z = a'X + M$ (後述)인 關係에 있으므로 別途의 研究에서 a', M 가 求해져 있으면 各 時期의 X 를 求함으로써 各 時期의 Z 가 計算되고 \hat{R}_{t+1} 를 求할 수 있다. 그러나 資源에 따라서는 a, M 또는 a', M 가 調査되어 있지 않거나 또는 調査되어 있는 경우라도 그 信賴性이 稀薄한 경우가 많다.

따라서 本 研究에서는 다음과 같은 推定方法을 試圖하였다. 式(4)에 있어서 a' 는 앞에서 記述한 比例係數로서 一定하다고 보고 自然死亡係數 M 도 一定하다고 본다. 그리고, $(1 - e^{-Z_{t+1}})/Z_{t+1}$ 은 努力量의 變化보다 훨씬 적은 값으로 變動하므로 努力量의 變化가 極히 甚하지 않을 때에는 거의 一定值라 볼 수 있으며 $(1 - e^{-Z_{t+1}})/Z_{t+1} / [(1 - e^{-Z_t})/Z_t]$ 는 거의 1에 가깝다. 또 加入量 R_{t+1} 은 每年 (또는 每漁期) 變動하겠으나 一定值라 假定한다. 이러한 條件이 成立되면 式(4)에 있어서 ϕ_t 및 C_t 의 各係數는 一定하며, R_{t+1} 이 包含되어 있는 項도 一定하다. 따라서, 式(4)에 있어서 ϕ_t 및 C_t 를 獨立變數, ϕ_{t+1} 를 從屬變數라 보고 重回歸分析하여 ϕ_t 및 C_t 의 各係數를 求할 수 있다. 그리고 여기에서는 資源量의 變動을 時系列의 으로 連續되는 海에서 取扱한 것이 아니며, 斷面的으로 2年間의 變動을 函數關係로서 본 것이므로 連續되는 海에서 뿐만 아니라 長年에 걸쳐 選定된 海에서도 式(4)에 依한 重回歸分析을 適用시킬 수 있다. 但, ϕ_t 와 C_t 는 理論的으로 比例되지 않는 것이 必要하다. ϕ_t 는 C_t/X_t 이므로 X_t 는 一定하지 않아야 한다. 實際, 漁業에 있어서 一般的으로 有効努力量 X 는 每年 一定하지 않으며 變動한다. 萬一, 有効努力量 X 가 거의 一定한 경우에는 式(4)는 $\phi_{t+1} = e^{-Z}\phi_t + \frac{1 - e^{-Z}}{Z} a' R_{t+1}$ 로 되어 ϕ_t 와 ϕ_{t+1} 와의 사이에서 直線回歸하게 되며, $a' \hat{R}_{t+1}$ (加入量指數라고 할 수 있다)은 容易하게 求해질 것이다. 그리고, 資源量指數 N' 로서 나타낸 式(2)로서도 위와 같은 方法으로 取扱할 수 있다.

資源의 現存量이 資源量指數보다 密度指數에 더욱 比例할 것이다. 생각될 때에는 式(4)에 依한 密度指數로서의 取扱이 보다 有用하다. 密度指數 ϕ 로서 나타낸 式(4)는 다음과 같이 表示된다.

$$\phi_{t+1} = \alpha\phi_t + \beta C_t + \gamma \dots \dots \dots (6)$$

$$\text{但, } \alpha = \frac{(1 - e^{-Z_{t+1}})Z_t}{(1 - e^{-Z_t})Z_{t+1}} - M \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}}$$

$$\beta = - \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} a'$$

$$\gamma = \frac{1 - e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} a' R_{t+1} = -\beta R_{t+1}$$

이 式을 重回歸分析하여 α, β 를 求한다. α 는 ϕ_t 에 대한 ϕ_{t+1} 의 偏回歸係數이며, β 는 C_t 에 對한 ϕ_{t+1} 의 偏回歸係數이다. 그리고 漁獲係數 F 는

$$F = \frac{C}{N} = \frac{aC}{A'\phi} = a \frac{X}{A'} = a'X$$

이다. 여기에서 X 는 有効努力量이며 a' 는 平均資源量 \bar{N} 에 對한 密度指數 ϕ 이고, 單位努力量當 漁獲係數이다. 따라서 Z_{t+1} 의 平均値를 \bar{Z} 라 하면

$$\bar{Z} = a'\bar{X} + M \dots \dots \dots (7)$$

但, \bar{X} : $t+1$ 年の 平均有効努力量

이며, 또 $(1 - e^{-Z_{t+1}})Z_t / [(1 - e^{-Z_t})Z_{t+1}] = 1$ 이라하면 式(6)의 α, β 의 값은

$$\left. \begin{aligned} \alpha &= 1 - M \frac{1 - e^{-\bar{Z}}}{\bar{Z}} \\ \beta &= - \frac{1 - e^{-\bar{Z}}}{\bar{Z}} a' \end{aligned} \right\} \dots \dots \dots (8)$$

이다. 式(7) 및 式(8)은 同時에 成立될 수 있으므로 이것을 풀면

$$e^{-\bar{Z}} = \alpha + \beta \bar{X}$$

이다. 따라서, 重回歸方法으로 求한 α, β 와 \bar{X} 로서 \bar{Z} 가 求해지며 \bar{Z} 로서 M, a' 가 求해진다. 이 M, a' 를 利用해서 長年の 各 時期의 Z 를 $Z = a'X + M$ 로서 計算할 수 있으며, 이것을 式(5)에 넣어 加入量推定値 \hat{R}_{t+1} 를 구한다. 勿論, 重回歸分析의 結果, α 는 +, β 는 -, γ 는 +로 되어야만 그것으로 M, a' 를 算出할 수 있다. 資源量指數로서 나타낸 式(2)에 依한 때에는 面積 A' 를 考慮해야 하며, X/A' 는 有効漁獲強度이다.

위의 重回歸方法을 適用시키는데 있어서는 그 假定이 잘 成立될 수 있어야 한다. 그러나, 實際 漁業資源에 있어서는 그 假定의 成立條件이 不充分할 때가 많은 것이다. 따라서 計算된 自然死亡係數 M 및 單位努力量當 漁獲係數 a' 는 資源의 眞의 parameter에서 어느 정도의 偏倚를 가져 올 수 있으며 때로는 大端히 甚한 偏倚를 나타낼 수도 있을 것이다. 다음은 그러한 偏倚가 생기는 경우에 있어서 推定加入量이 가지는 意味에

대해서 檢討하여 본다. 式(5)를 變形하면

$$\hat{R}_{t+1} = \frac{1}{a'} \left\{ \frac{Z_{t+1}}{1-e^{-z_{t+1}}} \phi_{t+1} - \frac{Z_t}{1-e^{-z_t}} \phi_t \right\} + \frac{1}{a'} M \phi_t + C_t$$

이다. 이 式에서 右邊의 第1項의 값은 一般的으로 적을 것이므로 \hat{R}_{t+1} 는 M/a' 의 값에 크게 比例될 것이다. 따라서 M, a' 의 값에 偏倚가 있을 것을 考慮하면 \hat{R}_{t+1} 는 加入量의 絕對值라고 하기보다 相對值로서 認識하는 것이 보다 安全할 것이라 생각된다. 그러나 右邊의 第1項은 一定한 값이 아니므로 加入量의 推定值가 加入量의 相對值를 表示하더라도 完全한 相對值로서의 意味를 가지지는 못한다. 또, 右邊의 第1項에 있어서 $1/a'$ 가 크게 推定되었을 때, \hat{R}_{t+1} 는 $\phi_{t+1}Z_{t+1}/(1-e^{-z_{t+1}}) - \phi_t Z_t/(1-e^{-z_t}) > 0$ 인 해에는 $1/a'$ 에 比例하므로 增大되지만, $\phi_{t+1}Z_{t+1}/(1-e^{-z_{t+1}}) - \phi_t Z_t/(1-e^{-z_t}) < 0$ 인 해에는 $1/a'$ 에 反比例하게 되므로 減少될 것이다. 즉 a' 의 값이 작게 推定될수록 \hat{R}_{t+1} 의 해에 따른 變動의 幅은 커지므로 \hat{R}_{t+1} 의 標準偏差는 커진다. 그리고 a' 가 크게 推定되었을 때는 \hat{R}_{t+1} 의 해에 따른 變動의 幅은 작아지므로 標準偏差는 작아진다. 그러므로 加入量推定值 R_{t+1} 는 M, a' 를 可及的 眞의 parameter에 가깝도록 求해서 推定해야 할 것이다.

重回歸方法을 使用하는 데 있어서 加入量이 거의 같은 해를 選定하기가 困難하다. 그러므로, 一次的으로 長期間에서 加入量이 거의 一定하다고 假定하고 重回歸分析하여, 그것으로 各年의 加入量의 推定值를 求하고, 이 推定值에서 加入量이 거의 같은 해를 選定해서 二次的으로 重回歸分析을 하는 것도 하나의 方法이다. 勿論 ϕ_t 에 對한 ϕ_{t+1} 의 順相關性, C_t 에 對한 ϕ_{t+1} 의 逆相關性도 考慮해야 한다. 以上에서 보아 本 推定方法은 每年의 加入量의 變動을 推定하는 하나의 接近이라 할 수 있으나, 重回歸分析에 使用할 資料를 適正하게 選定함으로써 加入量의 年變動을 대단히 近似的으로 表示할 수 있을 것이라 생각된다. 그리고 이것은 資源量指數로서도 같은 方法으로 取扱될 수 있다.

2. 密度指數(重量)와 漁獲重量에 依한 加入量(重量)의 推定

資源의 變動을 重量으로서 表示하여 본다. 어느 時期의 初期에서 終期까지의 個體의 平均重量을 W_t 라 하고 式(1)의 兩邊에 W_{t+1} 을 곱하면

$$\hat{N}_{t+1} \cdot W_{t+1} = \left\{ \frac{(1-e^{-z_{t+1}})Z_t}{(1-e^{-z_t})Z_{t+1}} - M_t \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} \hat{N}_t W_{t+1}$$

$$- \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} C_t W_{t+1} + \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} R_{t+1} W_{t+1}$$

이다. 加入時의 個體의 平均重量을 W' 라 하고, $W_{t+1}/W_t = g_t$, $W_{t+1}/W'_{t+1} = g'_{t+1}$ 로 表示하며, 平均資源量(重量)을 \bar{P} , 漁獲重量을 Y , 加入量(重量)을 A 라 하면 위의 式은

$$\bar{P}_{t+1} = \left\{ \frac{(1-e^{-z_{t+1}})Z_t}{(1-e^{-z_t})Z_{t+1}} - M_t \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} g_t \bar{P}_t - \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} g_t Y_t + \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} g'_{t+1} A_{t+1}$$

이다. 또 資源量指數(重量)를 P' 라 하면 $P' = a\bar{P}$ 이며, M 을 一定하다고 보면, 위의 式은

$$P'_{t+1} = \left\{ \frac{(1-e^{-z_{t+1}})Z_t}{(1-e^{-z_t})Z_{t+1}} - M \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} g_t P'_t - a \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} g_t Y_t + a \frac{1-e^{-z_{t+1}}}{Z_{t+1}} g'_{t+1} A_{t+1}$$

이다. 그리고 密度指數(重量)을 ϕ' 라 하면 $P' = A'\phi'$ 이며, 위의 式은 다음과 같이 表示된다. 但, $a/A' = a'$ 이다.

$$\phi'_{t+1} = \alpha' \phi'_t + \beta' Y_t + \gamma' \dots \dots \dots (9)$$

$$\text{但, } \alpha' = \left\{ \frac{(1-e^{-z_{t+1}})Z_t}{(1-e^{-z_t})Z_{t+1}} - \frac{M(1-e^{-z_{t+1}})}{Z_{t+1}} \right\} g_t$$

$$\beta' = \frac{(1-e^{-z_{t+1}})}{Z_{t+1}} a' g_t$$

$$\gamma' = \frac{(1-e^{-z_{t+1}})}{Z_{t+1}} a' g'_{t+1} A_{t+1}$$

또, 推定值 $\frac{g'_{t+1}}{g_t} \hat{A}_{t+1}$ 은

$$\frac{g'_{t+1}}{g_t} \hat{A}_{t+1} = \frac{Z_{t+1}}{1-e^{-z_{t+1}}} \cdot \frac{1}{g_t} \cdot \frac{1}{a'} \phi'_{t+1} - \frac{Z_t}{1-e^{-z_t}} \cdot \frac{1}{a'} \phi'_t + \frac{1}{a'} M \phi'_t + Y_t$$

이다. $\frac{g'_{t+1}}{g_t}$ 를 一定하다고 보고 C 로서 表示하면 $\hat{A}_{t+1} g'_{t+1}/g_t$ 는 $C \hat{A}_{t+1}$ 로 되며, \hat{A}_{t+1} 의 相對值를 表示하여 준다. 그리고, g_t 는 初期에서 終期까지의 個體의 平均重量 W_t 에 對한 W_{t+1} 의 비이므로 $g_t = 1$ 이라 假定하면 式(9)의 α', β' 는 式(6)의 α, β 와 같다. 따라서 重量으로 表示된 경우에는 推定值 \hat{A} 에 g'_{t+1}/g_t 가 곱해져 있는 것 외에는 尾數로서 取扱한 경우와 같으므로 尾數로서 重回歸分析하는 方法과 같은 方法으로 加入量推定值(相對值)를 求할 수 있다. 그리고, 密度指數(重量)대신으로 資源量指數(重量)로서도 같은 方法으로 取扱될 수 있다.

適 用 例

1. 印度洋의 Bigeye tuna

印度洋 bigeye tuna에 對한 資料는 Kikawa *et al.* (1969)의 1954~1967년의 漁獲量 C_t 및 CPUE를 引用하였다(Table 1). 이 資料는 日本漁船에 依한 것이며 漁獲努力量은 須田, 久米(1967)에 依하여 標準化된 것이다. 須田(1970)는 이 資料와 別途로 얻어진 生殘率을 利用하여 土井(1962)의 方法에 補正係數를 써서 印度洋 bigeye tuna의 population의 parameter를 推定하고 平衡漁獲曲線을 求하였다. 本 研究에 있어서 이 資料를 引用한 것은,

- (1) 資料가 尾數로서 表示되어 있으므로 資源變動의 研究에 便利하다는 點,
- (2) 標準化된 漁獲努力量을 利用하여 有効努力量을 算出해서 CPUE를 求했다는 點,
- (3) 須田(1970)에 依하여 減少係數 Z , 自然死亡係數 M , 加入量 R 및 單位努力當의 漁獲係數 q 가 求해져 있으므로 이것을 利用하여 資源解析의 으로 各年の 加入量을 求할 수 있으며, 本 研究에서의 加入量推定值와 比較할 수 있다는 點,

등의 理由 때문이다.

須田(1970)는 1959~1963年 사이에서 資源이 거의 平衡狀態에 있다고 보고 別途의 資料에서 平均生殘率을 求하여, 그것으로 平均 全減少係數 \bar{Z} 를 計算하였으며, 이 \bar{Z} 와 各年の 平均有効努力量 \bar{X} 로서 $\bar{Z}=q\bar{X}+M$ 에 依하여 M 와 q 의 關係式, $1.130=0.5951 \times 10^8 q + M$ 을 얻었다. 한편으로는 1954~1967年의 資料를 利用하여 土井(1962)의 式에 補正係數를 使用하여 $M=1.0732q$ 를 얻었다. 이것으로 M , q 의 推定值는 各各 0.7268, 0.6773×10^{-8} 으로 計算되고, 平均加入尾數 R 의 推定值는 0.8964×10^8 이었다. 위의 parameter를 利用하여 式(5)에 依해서 每年의 加入量을 推定하여 본다. 1954~1967年 사이의 Kikawa *et al.* (1969)의 有効努力量, 漁獲尾數, 密度指數(CPUE), 그리고 須田(1970)에 依하여 推定된 M, q 로서 各年の Z_t 를 計算한 結果는 Table 1과 같다. Table 1의 값은 式(5)에 넣어 計算한 加入量推定值 R_t 은 Table 2, Fig. 2에 表示하였다. a' 는 q 의 값으로 하였다.

다음은 重回歸方法에 依하여 資源의 parameter를 求하고 그 값으로 加入量을 推定하여 본다. 1954~1967年에 있어서 ϕ_t 와 ϕ_{t+1} 와의 關係, C_t 와 ϕ_{t+1} 과의 關係는 Fig. 1과 같다. ϕ_t 와 ϕ_{t+1} 과의 사이에는 順相關

Table 1. Number of effective hooks (X_t), bigeye caught (C_t), stock density (ϕ_t , CPUE), fishing mortality coefficient (F_t), and total mortality coefficient (Z_t), for longline fishery in the Indian Ocean from 1952 to 1967 (X_t , C_t and CPUE are quoted from Kikawa *et al.*, 1969, and q are quoted from Suda, 1970)

year	$X_t(10^4 \text{hooks})$	$C_t(10^2 \text{fish})$	$\phi_t(\text{CPUE}, 10^{-2})$	$F_t=qX_t$ ($q=0.6773 \times 10^{-8}$)	$Z_t=M+F_t$ ($M=0.7268$)
1954	2,030	1,388	0.68	0.1375	0.8643
1955	4,645	3,108	0.67	0.3146	1.0414
1956	7,468	4,353	0.58	0.5058	1.2326
1957	4,370	2,663	0.61	0.2960	1.0228
1958	5,260	3,310	0.63	0.3563	1.0831
1959	4,975	2,678	0.54	0.3370	1.0638
1960	6,730	3,608	0.54	0.4558	1.1826
1961	5,070	2,713	0.53	0.3434	1.0702
1962	7,310	4,233	0.58	0.4951	1.2216
1963	4,412	2,540	0.58	0.2988	1.0256
1964	5,659	3,293	0.58	0.3833	1.1101
1965	8,745	3,785	0.43	0.5923	1.3191
1966	10,042	4,624	0.46	0.6802	1.4070
1967	12,144	5,124	0.42	0.8225	1.5493

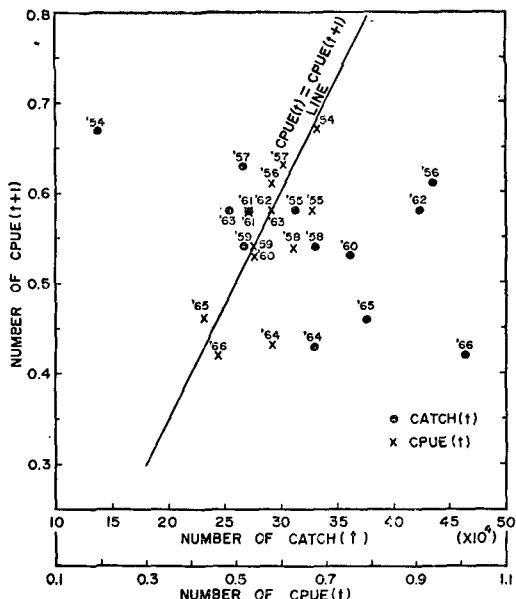


Fig. 1. CPUE of $t+1$ year is plotted against CPUE of t year and the catch of t year for bigeye tuna caught by longline fishery in the Indian Ocean.

이 顯著하며 C_t 와 ϕ_{t+1} 와의 사이에는 逆相関이 顯著하게 보인다. $CPUE(t) = CPUE(t+1)$ line은 資源이 平衡狀態에 있을 때를 意味하며 이 line의 右下의 點은 다음 해에 資源이 減少되어 있는 態를 나타내고 있다. Table 1에서 보면 1954~1967年間的 努力量은 2,030~12,144(10^4 hooks)의 範圍이며, 最大值는 最小值의 6.0倍로서 대단히 높으나, 이 期間의 $(1 - e^{-Zt})/Zt$ 의 값은 0.51~0.67의 範圍이며, 最大值는 最小值의 1.3倍로서 極히 작다. 이 期間에 있어서 1954年, 1967年을 除外하면 變動의 幅은 더욱 작아진다. 먼저 全期間에서 式(6)에 依하여 重回歸方法을 適用하여 보았다. 그 結果는 $\alpha = 0.5751$, $\beta = -0.2194 \times 10^{-8}$ 이며, 이것으로 $Z = 0.8473$, $M = 0.6301$, $a' = 0.3252 \times 10^{-8}$ 이었다. 이 M 과 a' 로서 各年의 Z_t 를 求하여 加入量推定值 \hat{R}_2 를 計算한 結果는 Table 2, Fig. 2와 같다. 式(6)으로서 重回歸分析하는데 있어서는 加入量 R_{t+1} 이 一定한 歲에 取扱되는 것이 바람직하다. Fig. 2에 있어서 全期間에서 求한 \hat{R}_2 는 1959年과 1965年에는 甚히 낮고, 1957年, 1958年 및 1962年에는 甚히 높으므로 이들 歲를 除外하고 外의 歲에서 重回歸方法을 適用시켜 보았다. 이 選定된 歲에도 努力量에 變動이 있으나 이것은 考慮하지 않았다. 重回歸分析한 結果는 $\alpha = 0.6166$, $\beta = 0.2358 \times 10^{-8}$ 이며 이것으로 $Z = 0.7960$, $M = 0.5559$,

Table 2. Estimated recruitment of bigeye tuna caught by longline fishery in the Indian Ocean. \hat{R}_2 , \hat{R}_3 , and \hat{R}_4 are calculated by the method of multiple regression, and \hat{R}_1 by the population parameter which was reported by Suda (1970)

year	$\hat{R}_1(10^6)$	$\hat{R}_2(10^6)$	$\hat{R}_3(10^6)$	$\hat{R}_4(10^6)$
1955	0.9615	1.5222	1.3101	0.8880
1951	0.9274	1.3136	1.1356	0.6202
1957	1.0061	1.5776	1.3889	1.0922
1958	1.0053	1.5711	1.3728	1.0331
1959	0.7795	1.1385	0.9749	0.4973
1960	0.9118	1.3743	1.2040	0.8815
1961	0.8548	1.3042	1.1429	0.8152
1962	1.0491	1.6037	1.4193	1.1653
1963	0.9318	1.4391	1.2618	0.9193
1964	0.9246	1.4249	1.2422	0.8946
1965	0.6770	0.8624	0.7319	0.2129
1966	0.9624	1.3907	1.2467	1.0667
1967	0.9101	1.2212	1.0905	0.7697

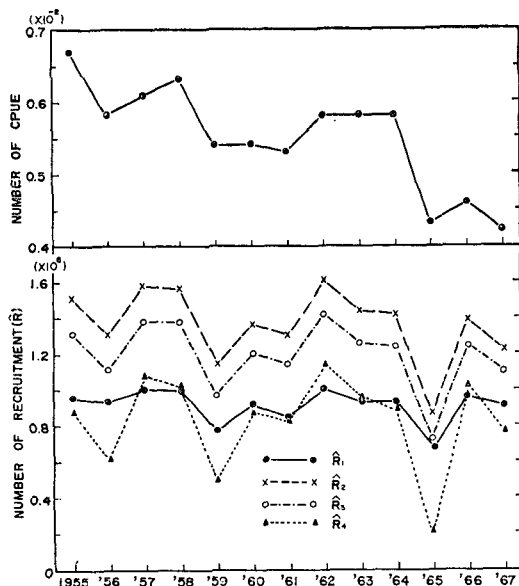


Fig. 2. Comparison of annual change in number of recruitment and the number of CPUE from 1955 to 1967 for bigeye tuna. \hat{R}_2 , \hat{R}_3 , and \hat{R}_4 are calculated by the method of multiple regression, and \hat{R}_1 by the population parameters which were reported by Suda (1970).

$a'=0.3419 \times 10^{-8}$ 이었다. 이 M 과 a' 로서 各年の Z_i 를 求하여 加入量推定値 \hat{R}_3 를 計算한 結果는 Table 2, Fig. 2에 表示하였다. 다음은 須田(1970)가 거의 平衡狀態에 있다고 본 1959~1963年, 그리고 1964년까지도 密度指數, 努力量이 모두 거의 安定되어 있다고 볼 수 있으므로, 1959~1964年の 資料로서 重回歸分析하여 보았다. 그 結果는 $\alpha=0.8051$, $\beta=-0.1886 \times 10^{-8}$ 이며 이것으로 $Z=0.3639$, $M=0.2327$, $a'=0.2250 \times 10^{-8}$ 이었다. 이 M 과 a' 로서 各年の Z_i 를 求하여 加入量推定値 \hat{R}_4 를 計算한 結果는 Table 2, Fig. 2에 表示한 바와 같다.

以上の 推定加入量を Fig. 2에서 보면 重回歸에서 求한 \hat{R}_2 , \hat{R}_3 및 \hat{R}_4 는 모두 極히 比例的으로 變化되고 있으며, 須田(1970)의 parameter에서 求한 \hat{R}_1 도 위의 重回歸에서 求한 \hat{R} 와 比例的이다. 1954~1967年間에서 求한 \hat{R}_2 가 가장 높은 값을 나타내고 있으며, \hat{R}_2 가 거의 同一한 해를 選定해서 求한 \hat{R}_3 는 \hat{R}_2 보다 낮은 값이다. 그리고 資源量이 거의 平衡狀態에 있는 것으로 볼 수 있는 해에서 求한 \hat{R}_4 는 須田(1970)의 parameter에서 求한 값에 가장 가깝다. 한편 各 推定加入量の 標準偏差를 보면 \hat{R}_1 에서는 0.0953×10^8 , \hat{R}_2 에서는 0.1981×10^8 , \hat{R}_3 에서는 0.1802×10^8 , \hat{R}_4 에서는 0.2535×10^8 이며 重回歸에서 求한 加入量推定値는 어느 경우에서나 須田(1970)가 구한 parameter에서 算出된 값보다 各年の 加入量の 變動의 幅이 크게 나타나고 있다. 標準偏差는 \hat{R}_1 이 가장 작으며, \hat{R}_3 가 그 다음으로 작다. 單位努力當 漁獲係數 a' 는 \hat{R}_1 에 있어서 가장 많으며, 그 다음으로 \hat{R}_3 이다. 推定方法에서 記述한 것과 같이 a' 가 적게 推定되었을 때는 加入量推定値의 變動의 幅이 크므로 標準偏差가 크다. 따라서 \hat{R}_2 가 거의 同一한 해를 選定하여 求한 \hat{R}_3 의 a' 의 값이 \hat{R}_1 의 a' 의 값에 가장 가까운 것으로 보아, 重回歸方法에 依하여 計算된 加入量推定値로서는, 그것이 相對値를 表示하더라도 \hat{R}_3 가 보다 좋은 推定値다 생각된다.

以上에서 加入量推定値를 重回歸方法으로 求하더라도 그것이 加入量の 相對値를 나타낼 수 있을 것이라 생각된다. 印度洋 bigeye tuna에 있어서는 1955~1967年間에 있어서 加入量이 특히 낮은 해는 1959年, 1965年이었으며, 加入量이 특히 높은 해는 1957年, 1958年, 1962年, 1966年이었다. Fig. 2에 各年の 密度指數(CPUE)를 함께 表示하였다. 密度指數는 1955年以後 大体로 減少되어 있으나, 加入量에는 뚜렷한 減少가 보이지 않는다. 그러므로 密度指數의 減少는 自然死亡係數가 一定하다고 보았을 때 漁獲에 의한 것이라

생각된다.

2. 韓國東岸의 낚치

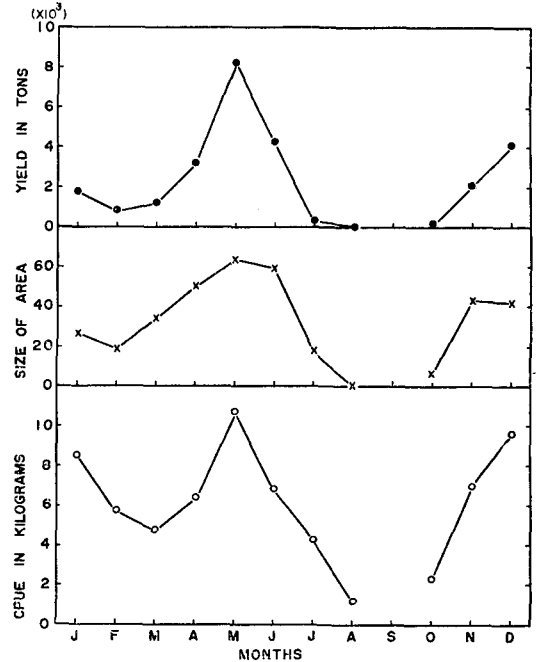


Fig. 3. Monthly changes in yield, size of area and CPUE. The size of area represents the sum of statistical rectangles covered by fishing operated weekly.

本 研究에 使用된 資料는 國立水産振興院 浦項支院 發行 海황어황 주간예보 (1964. 3~1974. 8)에 依하였다. 1969~1973年の 5個年에 있어서 各月の 漁獲量, 密度指數, 漁場面積의 平均値는 Fig. 3과 같다. 漁獲量은 重量(kg)으로 表示되고, 努力量은 使用幅數이다. 各月の 密度指數는 週間의 有效努力量을 合하여 月 有效努力量을 計算하고, 그것으로서 月 漁獲量을 나눈 값으로 하였다. 週間의 有效努力量 X 는

$$X = \frac{Y}{\phi}$$

로서 求했다. 但, Y 는 漁獲量, ϕ 는 密度指數이다. 이 에 必要한 週間의 密度指數 ϕ 는

$$\phi = \frac{\sum A'_i (Y_i / X'_i)}{\sum A'_i}$$

로서 求했다. 여기에서 X'_i 는 i 海區의 努力量, Y_i 는 i 海區의 漁獲量, A'_i 는 i 海區의 面積이며, 1海區를 單位面積으로 했다.

各月の 漁場面積은 各 海區를 모두 同一하게 1單位로 取扱한 週間操業 海區數를 週間 漁場面積으로 하고, 그 週間 漁場面積을 月別로 合한 것으로 하였다. Fig. 3에서 보면 漁獲量, 漁場面積 그리고 密度

密度指數와 漁獲量으로서 加入量을 推定하는 方法

指數에 있어서 5月과 11月 또는 12月에 極大值를 나타내고, 9月과 2月 또는 3月에 極小值를 나타내고 있다. 그리고 漁獲量, 漁場面積, 密度指數의 月變化는 大體로 同規的이다. 5月을 中心으로 한 時期는 北上期이며, 12月을 中心으로 한 時期는 南下期이다. 北上洄游에서 南下洄游으로의 轉換期는 9月을 中心으로 한 時期이며 極히 明白하나, 南下洄游에서 北上洄游으로의 轉換期는 明白하지 않다. 漁獲量과 漁場面積으로 보면 2月이 極小이고, 3月에 增加해 있으나, 密度指數는 2月보다 3月에 低下해 있다. 이것은 越冬期間中에 低緯度로 南下하여 集群되어 있던 것이 3月에 北上洄

游를 시작하면서 魚群이 疎散되는 까닭이 아닌가 생각된다. 이와는 反對로 南下期에서는 11月보다 12月에는 漁場面積이 若干縮少되었으나 密度指數는 11月보다 12月에는 增加하였다. 이것은 南下期에 있어서 魚群이 12月에 集群되는 때문이 아닌가 생각되며, 그 以後 越冬期에 들어가기 시작하는 것 같다. 以上으로 보아 北上의 始期는 3月이라 推定되며, 3~8月을 北上洄游期라 하고, 9月~翌年 2月을 南下洄游期라 할 수 있다. 東海의 公치는 春季發生群과 秋季發生群이 存在하므로 北上期과 南下期의 資源性狀은 大단히 다르다(深瀧, 1963; 金, 1969).

Table 3. Yield (Y_t), number of effective effort (X_t) and stock density (ϕ_t , CPUE) of Pacific saury by drift net fishery at the eastern coast of Korea from 1964 to 1974

year	spring			fall		
	Y_t (10^3 kg)	X_t (10^3 pock)	ϕ_t	Y_t (10^3 kg)	X_t (10^3 pock)	ϕ_t
1964	16,453	2,282	7.209	2,580	320	8.065
1965	14,195	1,717	8.269	6,239	701	8.891
1966	26,231	2,006	13.078	5,837	743	7.855
1967	13,794	2,105	6.552	4,524	830	5.452
1968	12,761	2,073	6.155	12,121	1,294	9.369
1969	18,495	2,224	8.317	6,995	1,004	6.967
1970	9,954	1,978	5.031	7,576	971	7.803
1971	18,437	1,941	9.499	11,575	1,129	10.257
1972	17,743	2,539	6.988	10,068	1,305	7.712
1973	22,450	2,244	10.004	6,182	1,061	5.825
1974	18,589	2,145	8.667	—	—	—

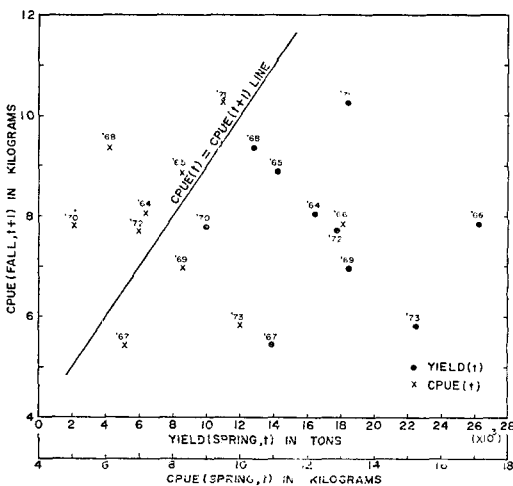


Fig. 4. The relationships between the CPUE in fall and spring and between CPUE in fall and the yield in spring.

資源의 變動은 하나의 population에서 다루어지는 것이 必要하다. 韓國東岸의 公치의 越冬場은 東海南部에서 九州西岸에 걸쳐 있으므로(深瀧, 1966), 東海의 日本側은 北上, 南下하는 公치와 東海의 韓國側은 北上, 南下하는 公치와는 越冬期에 서로 混在하는 것이라 생각되므로 韓國漁船의 操業對象이 되고 있는 韓國東岸을 洄游하는 群과 日本側을 洄游하는 群과의 分離의 程度에 對해서는 現在 아직 알려져 있지 않다. 本 研究에서는 韓國漁船의 操業漁場에서 얻어진 資料에 依해서 解析하게 되는 것이므로, 特히 해에 따른 利用度(availability)의 變化가 數量變動解析에 誤差를 가져올 可能性이 있다. 그리고 韓國東岸의 公치의 資源解析을 爲해서 全減少係數 Z , 自然死亡係數 M 을 求하기는 大단히 困難하다. 그 理由로서는 첫째, 資源이 春季發生群과 秋季發生群으로 構成되어 있으며, 年令 査定이 困難하므로 魚群의 年令構造를 把握하기 어렵다는 點, 둘째, 北上期에서나 南下期에서나 魚群이 漁

場에 來游해 오는 동안에 一部群은 漁場밖 으로 移動해 나가므로 漁期間에서 生殘率을 求하기 困難하다는 點 등이 있다.

1964年 春夏期(北上期)에서 1974年 春夏期까지의 漁獲量, 有效努力量 및 密度指數는 Table 3과 같다. 春夏期の 資源重量과 그해의 秋冬期の 資源重量과의 關係, 秋冬期の 資源重量과 翌年 春夏期の 資源重量과의 關係에서 重回歸方法으로 M , a' 를 求하여 各期の 相對的 加入量을 推定하여 보았다. 먼저 秋冬期の 相對的 加入量을 推定한다. 春夏期の 密度指數(CPUE) ϕ_t 와 秋冬期の 密度指數(CPUE) ϕ_{t+1} 와의 關係 및 春夏期の 漁獲量 Y_t 와 秋冬期の 密度指數(CPUE) ϕ_{t+1} 와의 關係는 Table 3, Fig. 4와 같다. Fig. 4에서 보던 春夏期の 密度指數와 秋冬期の 密度指數와의 關係에 있어서나, 春夏期の 漁獲量과 秋冬期の 密度指數와의 關係에 있어서나 相關性을 찾아내기가 어렵다. 그리고, 有效努力量은 Table 3에서와 같이 1964~1973년에 있어서 春夏期에는 거의 같은 것으로 取扱할 수 있겠으나 秋冬期에는 1964年以來 大体로 增加되어 있다. 또 1964년에 있어서 春夏期の 有效努力量은 秋冬期の 有效努力量의 約 7.1倍로서 다른해에 比해서 極히 높다. 그러나, 여기에서는 1964~1973년까지의 全漁期의 資料를 모두 使用하여 式 (9)에 依하여 重回歸分析하여 보았다. α' 는 0.8008 이며, β' 는 -0.4111×10^{-6} 이었다.

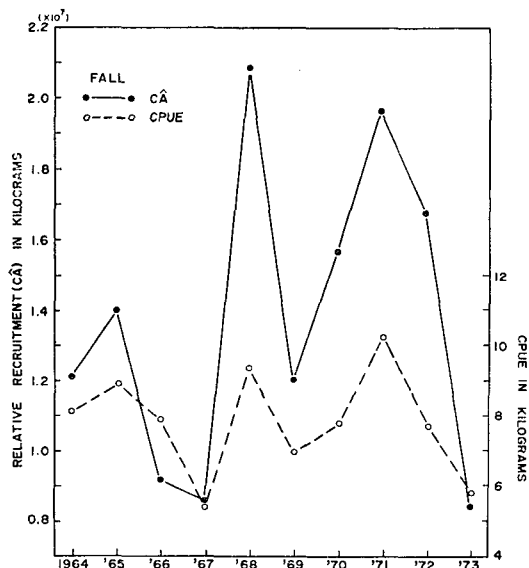


Fig. 5. Comparison of annual changes of relative recruitment (in weight) to CPUE (in weight) in the fall season from 1964 to 1973 for Pacific saury.

이것으로 計算하여 Z 는 0.8768, M 는 0.2991, a' 는 0.6173×10^{-6} 을 얻었다. 이 M 과 a' 로서 各期の Z_t 를 求하여 相對的 加入量 推定值 $C\hat{A}_{t+1}$ 을 求했으며, Table 4, Fig. 5에 表示하였다. 相對的 加入量推定值의 mode는 1965年, 1968年, 1971년에 보이며, mode의 間隔年數는 各 3年이다. 相對的 加入量은 $0.8423 \times 10^7 \sim 2.0913 \times 10^7$ 의 範圍이며 해에 따른 變動이 甚하다. 이것은 全期間의 資料에서 구한 것이므로

Table 4. Estimated relative recruitment of Pacific saury caught by drift net fishery at the eastern coast of Korea

year	spring	fall
	$C\hat{A}$ (10 ⁷)	$C\hat{A}$ (10 ⁷)
1964	—	1.2142
1965	3.5841	1.4015
1966	7.2645	0.9221
1967	2.6766	0.8595
1968	3.0927	2.0913
1969	3.8260	1.2046
1970	1.7963	1.5684
1971	4.9063	1.9595
1972	2.6422	1.6770
1973	5.6132	0.8423
1974	4.9918	—

加入量이 거의 같은 해를 選定해서 二次的으로 重回歸分析하는 것이 必要하나 相對的 加入量이 거의 같은 해의 數가 極히 적으므로 二次的으로 重回歸分析하지 않았다. 그리고 秋冬期の 密度指數를 Fig. 5에 表示했다. 秋冬期の 相對的 加入量推定值과 秋冬期の 密度指數는 甚히 同規的인 傾向에 있다. 이것은 秋冬期の 資源量이 秋冬期에 加入되는 量에 크게 依存하고 있는 때문이라 생각되며, 同치같은 좁은 年令範圍를 가지는 資源에서 나타날 수 있는 傾向이라 생각된다. 그러나, 長年에 걸쳐 密度指數에서는 mode에 큰 差異가 보이지 않으나 相對的 加入量에서는 mode에 큰 差異가 보이며, 兩者는 반드시 比例되어 있지는 않다.

다음은 春夏期の 相對的 加入量을 推定하여 본다. 秋冬期の 密度指數(CPUE) ϕ_t 와 春夏期の 密度指數(CPUE) ϕ_{t+1} 와의 關係 및 秋冬期の 漁獲量 Y_t 와 春夏期の 密度指數(CPUE) ϕ_{t+1} 와의 關係는 Table 3, Fig. 6,에 表示한 바와 같다. Fig. 6에서 보던, 秋冬期の 密度指數와 春夏期の 密度指數와의 사이에서나 秋冬期の 漁獲量과 春夏期の 密度指數와의 사이에서나 모두 相關性을 찾아내기가 어렵다. 有效努力量은 앞에

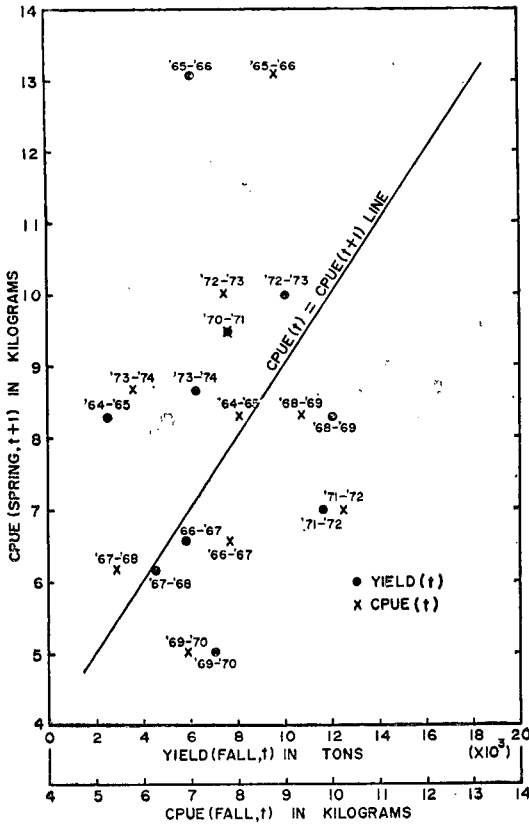


Fig. 6. The relationships between the CPUE in spring and fall, and between CPUE in spring and the yield in fall.

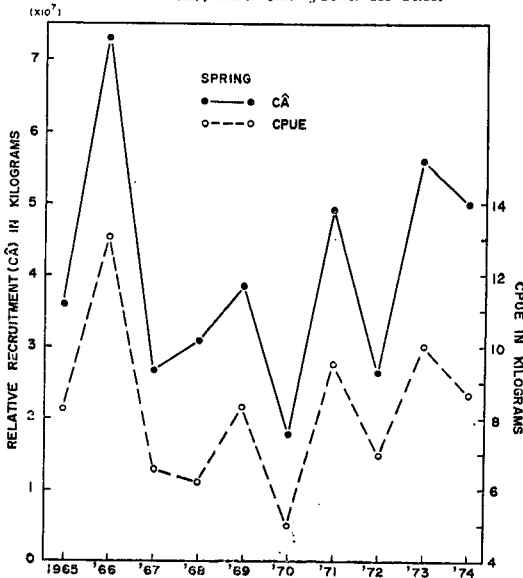


Fig. 7. Comparison of annual changes of relative recruitment (in weight) to CPUE (in weight) in spring from 1965 to 1974 for Pacific saury.

서 記述한 것과 같이 春夏期에는 거의 같은 것으로 取扱할 수 있겠으나 秋冬期에서는 1964年以來 大体로 增加되어 있다. 이 春夏期의 相對的 加入量を 推定하는데 있어서도 秋冬期의 것의 推定에서와 같이 全期間을 通해서, 1964年 秋冬期부터 1974年 春夏期까지의 資料를 모두 使用하여 式(9)에 依하여 重回歸分析하였다. α' 는 0.6030, β' 는 -0.1306×10^{-6} 이며, 이것으로 Z 는 1.1117, M 는 0.6578, a' 는 0.2164×10^{-6} 이다. 이 M 과 a' 로서 各 期의 Z_t 를 求하여 相對的 加入量推定值 $\hat{C}\hat{A}_{t+1}$ 를 求해서 Table 4, Fig. 7에 表示하였다. 加入量推定值의 mode는 1966年, 1969年, 1971年, 1973年이며, mode의 間隔年數는 3年 또는 2年이다. 相對的 加入量은 $1.7963 \times 10^7 \sim 7.2645 \times 10^7$ 의 範圍이며, 해에 따른 變動이 甚하다. 그리고 秋冬期의 相對的 加入量推定에서와 같이 二次的으로 重回歸分析하기는 困難하다. 各 年의 春夏期의 密度指數는 Fig. 7에 表示한 것과 같다. 春夏期의 相對的 加入量推定值와 春夏期의 密度指數는 甚히 同規的으로 變動하고 있다. 이러한 傾向은 秋冬期의 相對的 加入量推定值와 秋冬期의 密度指數와의 關係에서 보여진 것과 같으며 春夏期의 資源量이 加入量에 크게 依存되고 있는 까닭이라 생각된다. 平均은 1.0~2.5歲에서 漁獲되며(堀田, 1960; 深瀧, 1963) 年壽의 幅이 대단히 좁으므로 그 漁期의 加入量이 그 漁期의 資源量에 크게 影響된 때문이라 생각된다. 以上의 推定에 있어서 M, a' 의 正確한 parameter가 求해 진다면, 그것으로 相對的 加入量 $\hat{C}\hat{A}_{t+1}$ 의 正確한 값을 求해서 加入量에 對하여 檢討하는 것이 더욱 妥當할 것이다.

推定方法에 對한 考察

이 研究는 始初 資源解析의 하나의 方法을 究明하고자 試圖하였으나, 資源解析에 利用하기 위해서는 이 推定方法으로서 正確한 M, a' 를 算出하는 데에 難點이 있으므로 每年(또는 每漁期)의 加入量を 相對的 加入量으로서 近似推定하는 데에 適用시켜 보았다.

이 推定에서 求해진 加入量은 어느해에 加入되는 全年級群을 內包하고 있으므로 再生産機構의 究明에 必要로 하는 親魚에서 産卵되어 生長된 그 年級群의 몇 年에 걸친 加入量(相對的 加入量)을 推定하지는 못한다. 그러나 어느해의 加入量이 거의 單一年級으로 이루어지는 경우에는 이 方法으로 再生産機構의 究明에 必要로 하는 加入量(相對的 加入量)을 推定할 수 있을

것이다. 그리고, 이 推定方法에서는 年年的 密度指數와 漁獲努力量의 資料만으로 加入量을 推定하였으나, 이것은 몇 個의 假定에서 算出된 것이므로 그 假定이 어느程度 生物學的으로나 漁業上으로나 正確하게 成立될 수 있는 것인지 하는 疑問이 남아 있다. 그러나, 이 推定方法은 加入量의 年變動을 追求하는 데 있어서 하나의 方法이 될 수 있으리라 생각된다.

이 推定方法에 內包되는 問題點으로는

(1) 重回歸分析으로서 求한 α, β 에 依해서 自然死亡係數 M 및 單位努力當 漁獲係數 a' 를 求했으며, 生物學的資料에서 出發하지 아니했다는 點,

(2) 密度指數 ϕ 가 平均資源量 \bar{N} 에 比例해야 하며, 比例係數 a' 및 自然死亡係數 M 이 每年 一定해야 한다는 點,

(3) 漁業에 있어서 資源의 利用度(availability)가 每年 變化한다는 點,

(4) 密度指數 및 漁獲量의 誤差가 加入量推定值에 加重될 수 있다는 點,

(5) 이 推定方法으로 重回歸分析하는 데 있어서, 實際, 漁業資源에서는 그 假定의 成立條件이 不充分할 때가 많을 것이므로 重回歸方法에 依하여 求해진 M, a' 는 資源의 眞의 parameter에서 어느程度 偏倚를 가져올 수 있다. 따라서 加入量의 絕對值를 推定하기 困難하며, 相對值로서 認識하는 것이 安全하다는 點, 등이 있다.

한편, 이 推定方法이 便宜한 點을 들어보면,

(1) 生殘率이 求해져 있지 않은 경우에도 漁獲-努力統計로서 推定될 수 있다는 點,

(2) 尾數로서나 重量으로서나 같은 方法으로 近似推定된다는 點,

(3) 時系列의으로 連續된 資料를 取하지 않더라도, 長年에 걸쳐 選定되는 時期(年 또는 漁期)에서 M, a' 를 推定할 수 있으므로 加入量 및 努力量이 相當히 變動되는 狀態에서도 利用될 수 있다는 點,

(4) 推定加入量(相對值)이 어떠한 要因과 相關되는 경우, 그 要因을 찾으므로써 未來의 推定加入量(相對值)을 豫測할 수 있게 되면, 그것을 式(4) 또는 式(9)에 넣어 未來의 資源量(相對值)을 豫測할 수 있다는 點, 등을 들 수 있다.

要 約

資源解析은 一般的으로 時系列의 見地에 입각하고 있으나, 本研究에서는 斷面的인 見地에서, 2年間の 資

源變動을 函數의인 關係에서 把握하여 資源解析을 하였으며, 이것으로 各年의 加入量을 推定하는 方法을 試圖하였다. 이를 要約하면 다음과 같다.

1. 單一 population에 있어서 t時期(年 또는 漁期)와 t+1時期의 初期資源量(尾數)의 關係는

$$N_{0,t+1} = N_{0,t}(1-m_t) - C_t + R_{t+1}$$

但, N_0 : 初期資源量(尾數), C : 漁獲尾數,

R : 加入尾數, m : 自然死亡率

이다. 위의 式에서 다음의 關係가 成立된다.

$$\phi_{t+1} = \left\{ \frac{(1-e^{-Z_{t+1}})Z_t}{(1-e^{-Z_t})Z_{t+1}} - M \frac{1-e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} \right\} \phi_t - \frac{1-e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} C_t + a' \frac{1-e^{-Z_{t+1}}}{Z_{t+1}} R_{t+1}$$

但, ϕ : 密度指數, M : 自然死亡係數, Z : 減少係數,

a' : 平均資源量에 對한 密度指數

이 式에서 ϕ_t 및 C_t 를 獨立變數, ϕ_{t+1} 를 從屬變數라 해서 重回歸分析하여 ϕ_t 및 C_t 의 各係數를 求하고, 이 各係數로서 自然死亡係數 M , 單位努力當 漁獲係數 a' 를 求하여 t+1年의 加入量推定值 \hat{R}_{t+1} 를 求할 수 있다. 重回歸分析하는 데 있어서는 R_{t+1} 이 거의 같으며 X_{t+1} 에 甚한 差異가 없는 時期를 選定하여 取扱할 수 있다.

2. 各 時期의 推定된 加入量은 加入量의 相對值로서 認識하는 것이 安全하다.

3. 密度指數 대신으로 資源量指數를 使用하여도 같은 推定方法으로 加入量이 推定된다. 但, 漁場面積을 考慮해야 한다.

4. 變動關係를 尾數로서 取扱할 때는 理論的으로 加入量의 絕對值를 求할 수 있으나, 重量으로 取扱할 때는 理論的으로 加入量의 相對值를 求하게 된다. 그러나 어느 경우나 같은 推定方法이 適用된다.

5. 印度洋의 bigeye tuna에 對하여 須田(1970)의 資料를 利用하여 本推定方法에 適用시켜 보았다. 須田(1970)가 求한 M, q (單位努力當 漁獲係數)로서 計算된 各年의 加入量의 變化와 本研究에서 求한 各年의 加入量의 變化와는 極히 比例의이였다(Table 2, Fig. 2).

6. 韓國東岸의 魷魚에 있어서 해황어황 주간에보(1964. 3~1974. 8: 國立水産振興院 浦項支院)의 資料를 利用하여 어느 해의 春夏期의 密度指數와 그해의 秋冬期의 密度指數와의 關係에서 各年의 秋冬期의 加入量을 推定하고 어느 해의 秋冬期의 密度指數와 다음해의 春夏期의 密度指數와의 關係에서 各年의 春夏期의 加入量을 推定하였다(Table 4, Fig. 5, Fig. 7).

그 結果, 年令의 幅이 좁은 이 魷魚 群團에 있어서 各年의 密度指數와 加入量이 相當히 比例의이였다.

記 號

- A : 加入量(重量)
 A' : 面積
 a : 比例係數($N' = a\bar{N}$)
 a' : 比例係數($\phi = a'\bar{N}$)
 C : 漁獲量(尾數)
 F : 漁獲係數
 M : 自然死亡係數
 m : 自然死亡率
 N_0 : 漁期初의 資源量(尾數)
 \bar{N} : 漁期間의 平均資源量(尾數)
 N' : 資源量指數(尾數)
 \bar{P} : 漁期間의 平均資源量(重量)
 P' : 資源量指數(重量)
 q : 單位努力當 漁獲係數
 R : 加入量(尾數)
 t : 年(年[] 漁期)
 W : 初期에서 終期까지의 個体の 平均重量
 W' : 加入時의 個体の 平均重量
 X : 有效努力量
 X' : 通常의 努力量
 Y : 漁獲量(重量)
 Z : 全減少係數
 ϕ : 密度指數(尾數)
 ϕ' : 密度指數(重量)

文 獻

- Chapman, D. G. (1961) : Statistical problems in dynamics of exploited fisheries populations. Proc. 4th Berkeley symp. 1960, 4, 153~168.
 De Lury, D. B. (1951) : On the planning of experiments for the estimation of fish population. J. Fish. Res. Bd. Canada., 8, 281~307.
 土井長之(1962) : カムチャツカ 西海岸の タラバガニの資源診斷. 東海水研報, 33, 11~19.
 土井長之(1971) : マツコウ鯨の資源診斷法. 東海水研報, 66, 89~143.
 土井長之・金容文・高尾龜次・岡田啓介(1972) : 釜灘底曳漁場におけるクルマエビの資源解析. 東海

- 水研報, 69, 45~54.
 Gulland, J. A. (1961) : Fishing and the stocks of fish at Iceland. Min. Agr., Fish. and Food, Fish. Invest., II, 23(4), 1~32.
 濱田尙雄(1967) : 播磨灘, 大阪灣におけるイカナゴ發生量變動に關する研究 IV. 産卵量との關係. 日本水誌, 33(5), 410~416.
 堀田秀之(1960) : 鱗・耳石によるサンマの Population構造の分析とその成長. 東北水研報, 16, 41~64.
 深瀧弘(1963) : 日本海に出現するサンマの 成長段階とその系統について. 日本海サンマ共同調査報告集(1962), p. 117~132.
 深瀧弘(1966) : 日本海におけるサンマの 分布と回遊およびその魚群密度. 日本海サンマ共同調査報告集, 第2集, p. 123~133.
 Kikawa, S., T. Koto, C. Shingu and Y. Nishigawa (1969) : Status of tuna fisheries in the Indian Ocean as of 1968. 遠洋水研報, ser, 2 : 1~28.
 金基柱(1969) : 풍치의 Population構造에 관한 研究. 釜山水大研報, 9(1), 25~31.
 國立水産振興院 浦項支院 (1964. 3~1974. 8) : 해황어황 주간예보.
 Márquez, R., 土井長之(1973) : 멕시코産青海龜の資源解析を理論化する試み, 東海水研報, 73, 1~22.
 Ricker, W. E. (1958) : Handbook of Computations for Biological Statistics of fish Population. Fish. Res. Bd. Can. Bull., 119, 300p.
 最首光三(1968) : 東シナ海産クログチ及びシログチの再生産關係と2種の種間關係. 漁業資源研究會議報, 8, 50~62.
 Schaefer, M. B. (1954) : Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. IATTC Bull., 1(2), 27~56.
 Schaefer, M. B. (1957) : A Study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. IATTC. Bull., 2(6), 245~285.
 須田明・久米漸(1967) : まぐろはえなわ漁業の 漁獲物から推定された太平洋メバチの加入と生きのこり. 南海水研報, 25, 91~103.
 須田明(1970) : 主として漁獲努力量, 漁獲量のデー

金 基 柱

ターを用いて近似的に PopulationのParameter
を推定する方法. 遠洋水研報, 3, 1~14.

田中昌一(1960): 水産生物の Population dynamics
と 漁業資源管理. 東北水研報, 28, 200p.