

吳郭魚月別生產量之時間序列分析

林 曜 松 · 李 玉 玲

The Time Series Analysis of Monthly Production of *Tilapia* in Taiwan

Yao-Sung LIN* and Yuh-Ling LEE*

(Received Oct. 20, 1976)

Forecasting model is constructed for the monthly production of *Tilapia* in Taiwan using the time series analysis developed by Box and Jenkins⁽¹⁾. Data covering the period January 1968 through December 1974 were used to develop the model. Forecasts were calculated for two years from January 1975, and were compared with the actual observations. The result indicates that the model developed in the present study is adequate to forecast the monthly production of *Tilapia* in Taiwan.

緒 言

在經濟、工程與自然科學上，有許多觀察值可依時間次序排列，而這些觀察值之間往往會有某種關聯存在。時間序列分析 (Time series analysis)，即針對具有此種性質之序列，研究出某一時間之觀察值如何影響未來時間的觀察值或兩組時間序列觀察值間相互之關連性，從而達到預測之目的。在經濟與工程上，此一統計方法，已被廣泛的應用，且已成功地扮演其預測的角色。然在生物、漁業上，應用此種分析方法之研究，却甚為有限。

在本省漁業發展上，對各種魚蝦類之人工孵化，養成、病害、資源等方面之研究，均有多人從事，且有相當之成就，然與漁業發展有密切關連之漁業經濟，却少為人問津。漁業經濟的研究要整體漁業之發展休戚相關，而時序分析又為經濟研究重要之一環，有鑑於此，作者擬先以本省吳郭魚為題材，研究此種魚類多年來月別生產量之數學模式，以探討時序分析應用於魚類生產預測之可能性，進而提供有興趣於漁業經濟研究者之參考。

資 料 與 方 法

本研究所採用之吳郭魚月別生產量 (1968~1974) 資料，取自於漁業局出版之臺灣地區漁業年報⁽¹⁾。尋求此資料月變化的時序模式 (model)，係沿用 Box and Jenkins⁽²⁾ 所建立之時間序列分析之理論及方法。其簡單之介紹亦可參考 Tiao and Pack⁽³⁾。資料之運算過程，付諸臺大電腦中心 CDC 3150 所貯存之時序分析電腦程式 UTSP⁽⁴⁾ (包括 BJID, BJEST, BJFCST) 執行。BJID 程式可計算資料之自身相關係數 (Autocorrelation coefficient) 及淨自身相關係數 (Partial autocorrelation coefficient)，由此二者我們可辨認出該資料可能之時序變化數學模式，而經由 BJEST 電腦程式估計出此模式中之參數值，如此再檢定此模式是否已合於既定之被接受範圍，如若不合，則可由 BJEST 所計算出之殘差 (a_t) 之自身相關係數樣式，再修改原來模式，重新計算此新模式之參數值，並檢定之，直至模式被認可為止，如此就可以之做為未來預測之用，其運算再交由 BJFCST 程式進行。

* 國立臺灣大學動物學系 (Dept. of Zoology, National Taiwan University).

結 果

爲便於以下說明，先就本文所使用之符號簡介如下：

Z_t = 在 t 時間之觀察值

$B^k Z_t = Z_{t-k}$ ，爲 $t-k$ 時刻觀察值之簡寫

ACF = 自相關係數 (Autocorrelation coefficient)

PACF = 淨自身相關係數 (Partial autocorrelation coefficient)

臺灣吳郭魚產量之月別變化如 Fig. 1 所示，具有明顯的12個月週期變化，在1972年以前，每年生產量最高月份爲11月，1972年以後，却以每年12月的生產量最高，此項轉變之原因未明。

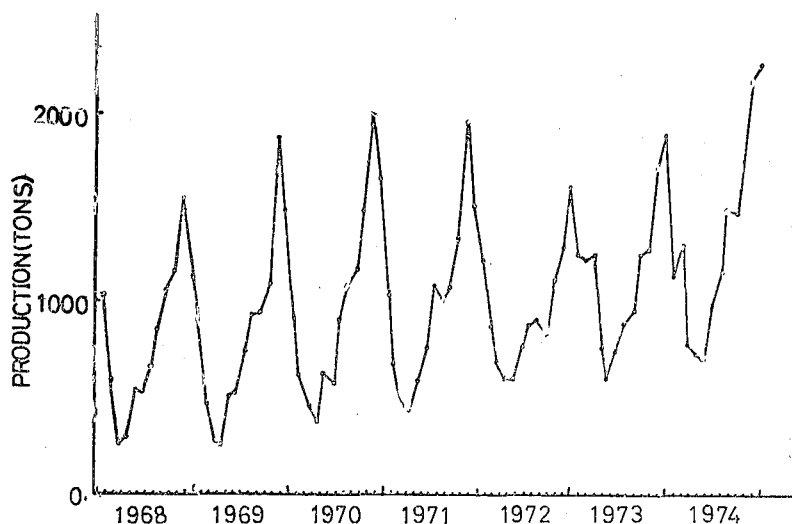


Fig. 1. Monthly production of *Tilapia* in Taiwan from January 1968 to December 1974.

將此資料經由 BJID 電腦程式計算 ACF，所得如 Fig. 2 所示，顯然具有12個月週期變化，因此研判此項資料須經 $(1-B^{12})Z_t$ 處理，之後，再重新計算其 ACF，其結果如 Fig. 3 所示，在 $k=1$ ， $k=2$ 處之 $r_k(\text{ACF})$ 顯著，且隨 k 之增大呈逐漸下降之趨勢，又依 $(1-B^{12})Z_t$ 之 PACF 圖形 (Fig. 4) 發現只有在 $k=1$ 處顯著。而 $(1-B^{12})Z_t$ 以處理後之平均爲 82.79，大於其 2 倍標準偏差

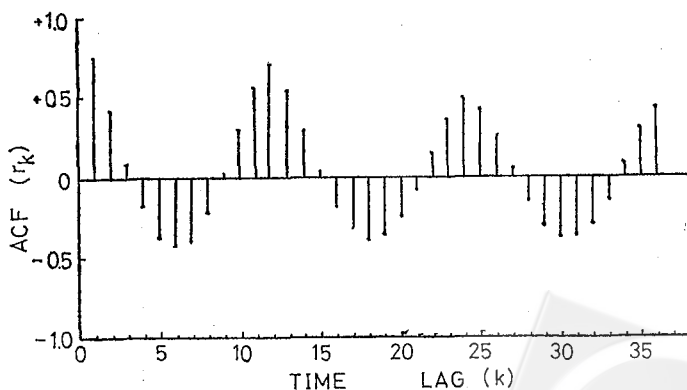


Fig. 2. Autocorrelations (ACF) of the *Tilapia* production data.

(S.D=24.07) 值。綜合以上三點，我們判斷吳郭魚月別生產量之數學模式可能為：

$$(1-B^{12})(1-\phi_1 B)Z_t = \theta_0 + a_t \quad (1)$$

此時由 BIEST 電腦程式估算此數學模式參數值 (parameter)，得 $\phi_1=0.475$ ， $\theta_0=47.99$ 。又檢視 a_t 值的 ACF，如 Fig. 5 所示，自 $t=1$ ，2，……，24，ACF 所有均小於其各別之 2 倍標準偏差，因此下式：

$$(1-B^{12})(1-0.475B)Z_t = 47.99 + a_t \quad (2)$$

實為本省吳郭魚生產量的適當數學模式。又若將之改寫為：

$$Z_t = 47.99 + 0.475(Z_{t-1} - Z_{t-13}) + Z_{t-12} + a_t$$

其中之 a_t 為常態獨立隨機變數，平均為 0，又對於未來時間之 a_t ，其最佳估算為 0，如此用於預測未來時間間隔為 ℓ 之 Z_t 值便為。

$$Z_t(\ell) = 47.99 + 0.475(Z_{t+\ell-1} - Z_{t+\ell-13}) + Z_{t+\ell-12} \quad (3)$$

由此式可知吳郭魚某一個月別生產量 (Z_t)，可由前一個月 (Z_{t-1})，前12個月 (Z_{t-12}) 及前13個月 (Z_{t-13}) 之生產量預測。檢查此預測之準確程度，我們可使用 BJFCST

程式，分別以 $t=13$ ， $t=48$ 及 $t=84$ 為起點，預測其後 24~30 個月之吳郭魚月別生產量，如 Fig. 6、Fig. 7、Fig. 8 所示。由13點開始預測者 (Fig. 6)，預測值與觀察值極為相似，但由第48點預測者 (Fig. 7)，預測值與實際值間有一個月之偏差，即預測值之最高產量在11月，而實際值却在12月為最高，其原因在於未來產量之預測，係根據預測起點以前產量之變化情形而變化，而 $t=48$ 以前之月別產量是以11月為最高， $t=48$ 點以後之月別實際產量則以12月為最高，是以 Fig. 7 之預測值與實際值有一個月之偏差。

本研究所得之數學模式 (2) 係根據1974年以前之漁業年報統計所得。由此式 (2) 預測1975年至1976年12月間之產量，即如 Fig. 8 之虛線所示，圖中實線部分，為事後自漁業局取得尚未發表之漁產資料。預測值除在1975年底有偏低的趨勢外，其他預測均與實際值甚為吻合。

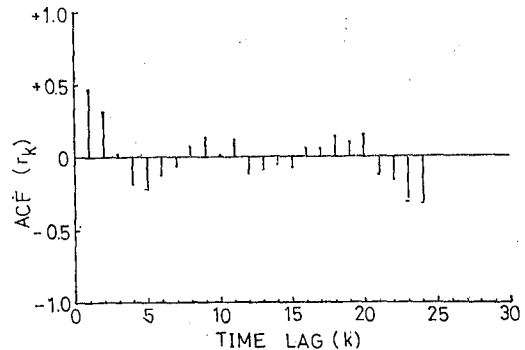


Fig. 3. Autocorrelations (ACF) of estimated residuals from the model $(1-B^{12})=a_t$.

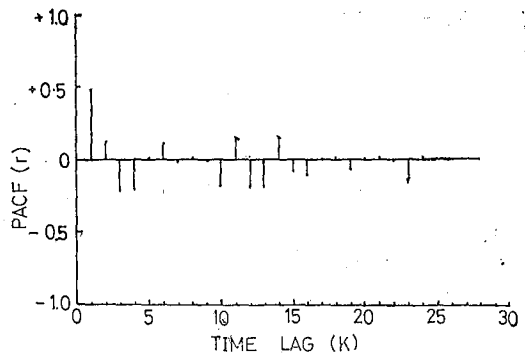


Fig. 4. Partial autocorrelations (PACF) of estimated residuals from the model $(1-B^{12})Z_t=a_t$.

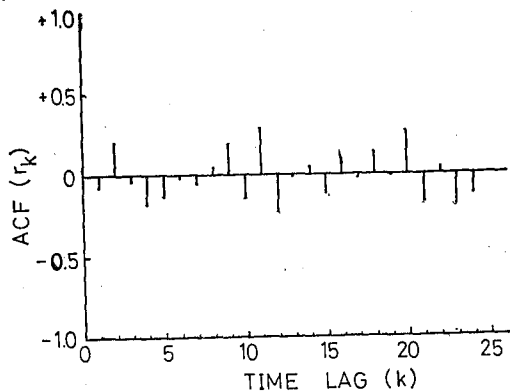


Fig. 5. Autocorrelations (ACF) of estimated residuals from the model $(1-B^{12})(1-\phi_1 B)=\theta_0+a_t$.

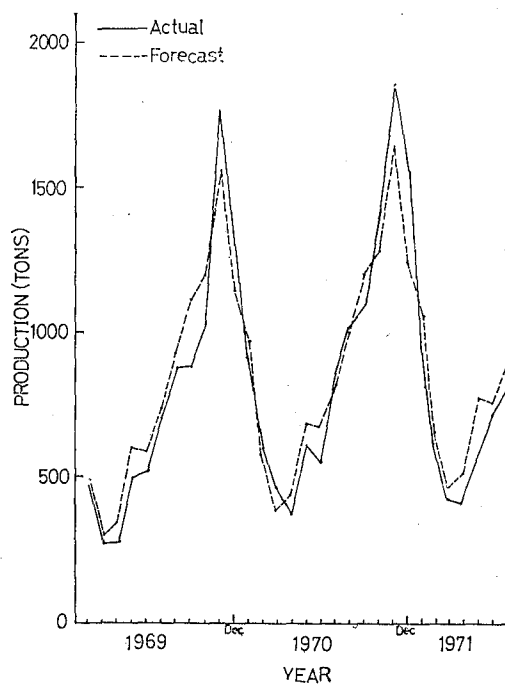


Fig. 6. Forecasts of *Tilapia* production for 30 months with origin January 1969.

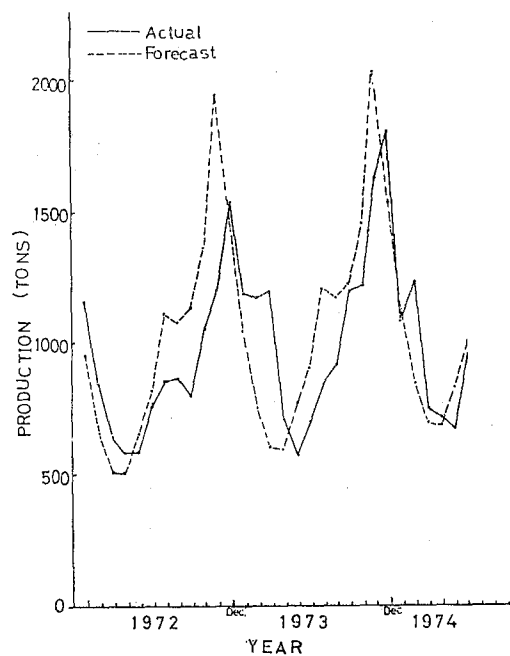


Fig. 7. Forecasts of *Tilapia* production for 30 months with origin January 1972.

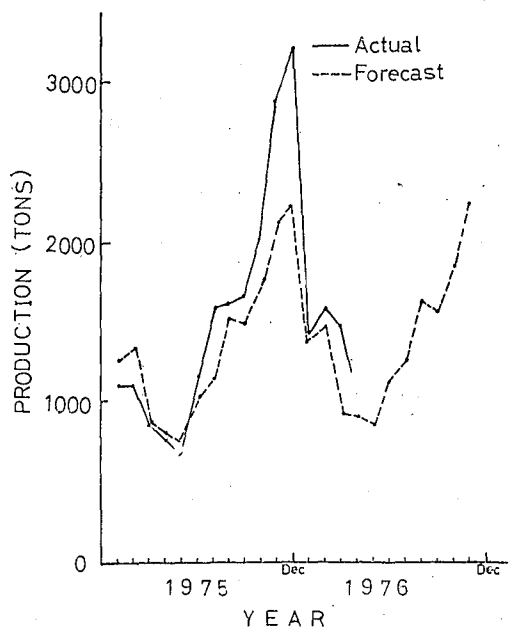


Fig. 8. Forecasts of *Tilapia* production for 24 months with origin January 1975.

討 論

吳郭魚之月別生產量，由連續七年之資料顯示，有甚為明顯之季節變化，亦即每年 3~4 月時，生產量最低，11~12 月時生產量最高，此種 12 個月的週期變化與一年 12 個月的週期相吻合，說明月別生產量之高低變化，或受天候因子之影響，而以往的數年間皆有如此規則性的變化，因此我們亦可假設未來或可能也有如此變化。時間序列分析在此種假設成立時，即具有高度之預測準確性，如在 1968 至 1971 年間每年之月別生產量變化曲線甚為相似，均在 11 月時生產量達於最高，因而以 1968 年資料來預測 1969 及 1970 年之生產量，便甚為吻合。

然當影響吳郭魚月別生產量之人為因子，或天然因子有重大變遷時，根據過去的資料來預測未來時，其準確度便會有所降低，即如在 1971 年以前及 1972 年以後二階段之最高生產量之月份不一致，1971 年以前每年最高生產量在 11 月，而 1971 年以後却在 12 月，此一改變原因究竟為何尚待解明。因此如由 1971 年來預測 1972 年 12 個月之生產量，便與實際產量有所偏差，其準確度未如以 1968 年預測 1971 至 1972 年者高。又以 1975 年 10~12 月之生產量大幅度增高，亦非在 1974 年以前任一月變化生產量所經驗過，是以也因而不容易預測準確。即或如此，對不可知的未來，時序分析所提供的預測，却已是所有可能預測方式中最佳的一種預測。

就研究吳郭魚生產量之月別變化而言，若無其他影響生產量因子資料，則預測只依過去吳郭魚之月別生產資料，然當我們能尋出另一時間序列資料，其對吳郭魚之月別生產量有重大影響力時，便可由該時間序列之變化，更準確的來預測吳郭魚產量之變化，即或對於前面所提的不同於過去變化的未來做預測時，亦可產生較佳之預測，這種兩組時間序列之理論與方法，尚待筆者進一步之探討。

又對此種只憑過去經驗來預測未來之時序分析，其準確度之提高，尚可經由新得的資料不斷改進。原來預測值 $Z_t(l)$ 之準確度便 l 之大小有關， l 越接近預測之起點，準確度便越高⁽¹⁾。因此當我們有了更新的實測資料時，便可將之併入舊資料，重新估計模式中參數值，再做預測，或以最新資料與其預測值之相差來修正以前所預測的未來值 Z ，利用此等方法，當可提高預測值的準確度。

摘 要

為探討時序分析應用於魚類生產預測之可能性，乃就吳郭魚自 1968 至 1974 年之月別生產量進行時間序列分析，其結果如下：

1. 吳郭魚之月別生產量，有明顯的 12 個月的週期變化，每年 3~4 月時，生產量最低，11~12 月時生產量最高。
2. 以時序分析法分析過去七年之吳郭魚生產量資料，所得之數學模式，說明某一個 12 月吳郭魚之生產量預測，且結果甚為良好。

謝 辭

本文承蒙本研究室研究助理趙循經先生之協助，得以順利完成，謹此申致謝忱。

參 考 文 獻

1. 臺灣省農林廳漁業局 (1969-1975): 1968~1974 年~年中華民國臺灣地區漁業年報，七冊
2. BOX, C.E.P. and G.M. JENKINS (1970) Time series analysis, forecasting and control, San Francisco: California: Holden-Day. p. 553.
3. TIAO, G.C. and D.V. PACK (1975). Modeling the consumption of frozen concentrated orange juice: A case study of time series analysis, Acad. Economic papers. 3(2), 1-33.
4. LIU, L.M. (1975). Supplementary manual for univariate time series programs (UTSP) at National Taiwan University, Lecture notes of time series of analysis in Institute of Economics (1975) p. 8.