

中國大陸化粧品之零售價格趨勢研究
The Study on the Trend of Retail Prices of Cosmetics in China

劉文祺

大葉大學財務金融學系副教授兼系主任

vincent8@mail.dyu.edu.tw

何武勇

管理學院碩士在職專班財務金融組

摘要

隨著中國大陸經濟蓬勃發展，國民生活水準、所得的提升，以及職業女性人數的增加。消費者對於化妝品的需求提升，促使中國大陸近幾年化妝品市場快速發展。因此，本研究以自我迴歸整合移動平均模型為研究方法，並於中國統計年鑑之商品零售價格指數中，擷取化妝品零售價格指數為研究對象，以探究未來中國大陸化妝品市場之零售價格趨勢。

本研究採用年與月資料進行研究，研究期間為 1996 年 1 月至 2014 年 12 月，其實證結果發現，預測未來零售價格之趨勢，其月資料之零售價格指數呈現向上趨勢，而年資料之預測趨勢則呈現平緩趨勢。

關鍵詞：化妝品零售價格、單根檢定、ARIMA 模型

Abstract

Along with the economy of China is flourished in recent years, it enhanced people's income, and increased the number of professional women. As consumers increase, the demand for cosmetics grows accordingly in China. The Purpose of this paper is to use the ARIMA model to forecast the trend of retail prices of cosmetics in China. The data of the retail prices index was obtained from the China Statistical Yearbook.

This study used yearly and monthly data, and the time span was from January, 1996 to December, 2014. The results showed that the retail price index of the monthly data was upwardly trend, and the yearly data showed flat trend.

Key Words: Retail Prices of Cosmetics, Unit Root Test, ARIMA Model

壹、緒論

隨著中國大陸經濟蓬勃發展，國民生活水準、所得的提升，以及職業女性人數的增加。消費者的消費觀念開始轉變，對於生活品質的要求與外在的保養愈來愈注重，而過去的化妝品已從奢侈品逐漸成為日常生活中的必需品。

消費者對於化妝品的需求提升，促使中國大陸近幾年化妝品市場快速發展，2012年，化妝品市場成長了 9.8%，零售額達到 320 億美元，其零售額的成長率遠超過全球 1.4%的成長率。中國大陸化妝品市場的零售額每年以平均 20%-30%的成長率持續提升，同時，中國於全球的化妝品市場是僅次於北美和日本的世界第三大化妝品市場。其中，北京和上海的彩妝使用人數均超過 110 萬人。2014 年 5 月全國化妝品零售額達 23.4 億美元，與去年同期相比成長 12.9%。2014 年 1-5 月，全國化妝品零售總額達 116 億美元，與同期相比成長 9.5%。由此顯示中國大陸之消費者對於化妝品有強烈的需求，面對此一市場趨勢變化，無疑為化粧品產業帶來商業契機。

然而，產業中任何企業都會積極尋求、發展對組織本身最有利的經營決策，若能降低資源浪費，並達到組織績效最佳化，提升企業的競爭力，使企業於激烈競爭的環境中得以永續生存。為了做出正確的經營決策，就必須從資訊萬變的環境中掌握未來市場的趨勢變化，以維持或提升企業之營收與市場佔有。由於中國大陸化妝品市場的消費趨勢不斷改變，而整個銷售市場變動同時改變，化妝品業者必須掌握消費者的消費習慣以及市場脈動的趨勢並推陳出新，才得以提升企業本身競爭力、永續經營。

因此，若能透過化妝品之零售價格指數的數據預測瞭解未來可能的零售價格，有效且精確地預測未來市場趨勢，將有助於化粧品產業的經營與銷售決策，並因應未來因零售價格之成長(衰退)，所可能帶來之衝擊，以確保化妝品銷售及品質目標之達成。本研究即預測中國大陸未來可能之化妝品零售價格趨勢，並能提供相關企業作為未來經營決策規劃之參考。

貳、文獻探討

一、全球化妝品市場

化妝品產業是一種相對低風險而高毛利的產業，自 1990 年開始，全球化妝品市場年成長速度超越全球 GDP 的成長速度，過去十數年來，化妝保養品市場所呈現出的特性是快速成長及韌性。隨著全球宏觀經濟緩步改善，民眾化妝品消費支出回升與新興市場化妝品銷售高度成長，2011 年全球化妝品市場達 4,189 億美元。

就區域市場來看，隨著全球經濟實力消長，使得全球化妝品市場呈現結構性變化，美國為最大化妝品市場，其年銷售額達到 550 億美元。雖然北美和西歐兩個市場，在全球化妝品市場的銷售額均超過 20%，但亞太地區是市場銷售額最大的區域，占 31%左右。(如圖 1)由此可見，化妝品產業被視為全球產業中的成長期的產業。

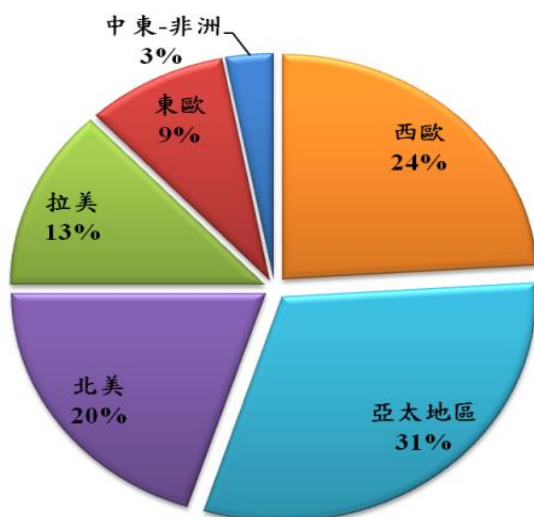


圖 1 2011 年全球化妝品地區銷售市佔率

在全球化妝品銷售範圍內，主要以護膚保養品等產品佔全球銷售最高，其次為護髮產品，如洗髮精和護髮乳。接著為彩妝產品，包括粉底，眼影，口紅等。最後為香水，其餘為個人衛生和口腔用品等產品。

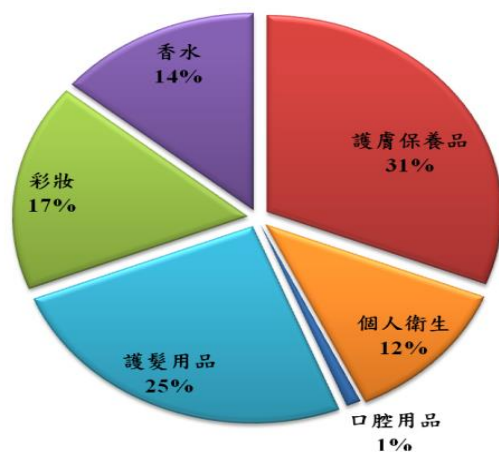


圖 2 2011 年全球化妝品產品市佔率

二、中國大陸化妝品簡史

於原始社會，部分部落於祭祀慶典上，會把動物油脂塗抹在皮膚上，使自己的膚色看起來健康而有光澤，其為最早的護膚行為。中國大陸為文明古國，早在公元前一千多年商朝末期，已經有了一種紅色的顏料，婦女用作化妝品“胭脂”。當時是以燕地產的紅蘭花葉，搗成汁、凝做脂，用以飾面，並用頭油滋潤頭髮，襯托容顏的美麗和魅力。

起初使用化妝品以宮庭內部為主，逐漸擴展到民間。製造形式一般主要是自產自用，到逐步發展為集中生產的小作坊。中國大陸歷史上著名的化妝品作坊是揚州謝馥春與杭州孔鳳春，都已有百餘年的歷史，也都是由採煉芳香物供應宮庭發展起來，目前皆已改建成現代化化妝品工廠。

三、中國大陸化妝品之法律定義

中國大陸化妝品之法律定義，根據《化妝品衛生監督條例》其化妝品是指以塗擦、噴灑或者其他類似的方法，散佈於人體表面任何部位，如皮膚、毛髮、指甲、口唇等以達到清潔、消除不良氣味、護膚、美容和修飾目的的日用化學工業產品。

中國大陸化妝品銷售市場之化妝品的產品類別，主要分為非特殊用途化妝品以及特殊用途化妝品，而非特殊用途產品多數人稱為普通產品，根據中國大陸官方及化妝品定義化妝品類別一般分為：

1. 非特殊用途化妝品：髮用品、護膚品、彩妝品、指(趾)甲用品、芳香品(香水)；
2. 特殊用途化妝品：育髮、染髮、燙髮、脫毛、美乳、健美、除臭、祛斑、防曬等類別；

對於特殊用途化妝品有些國家稱為藥妝化妝品(如日本、美國)，也有的列入藥品(如歐盟、德國、美國)。

四、中國大陸化妝品市場

隨著中國城市化迅速發展以及人均收入的提升，中國消費者對美容及化妝品的需求也不斷成長。根據 Euromonitor 資料顯示，護膚品於 2013 年零售總額達 1,314 億人民幣，彩妝為 188 億人民幣，同時護膚品的同比成長率為 9.1%，彩妝為 7.3%。根據中國大陸國家統計局資料顯示，近年來限額以上批發和零售業化妝品零售總額持續攀升(如圖 3)。

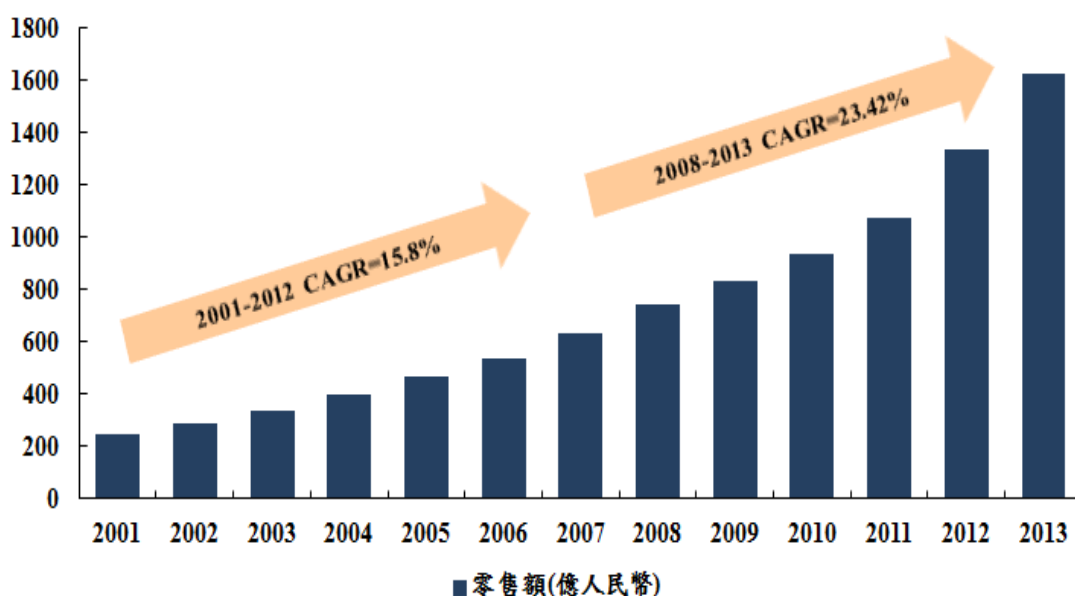


圖 3 2001-2013 年中國大陸化妝品零售總額

在中國大陸化妝品銷售範圍內，主要以護膚保養品等產品佔全球銷售最高，其次為彩妝產品，包括粉底，眼影，口紅等，接著為男性保養商品以及嬰幼兒產品，最後為香水與防曬等相關產品。(圖 4)

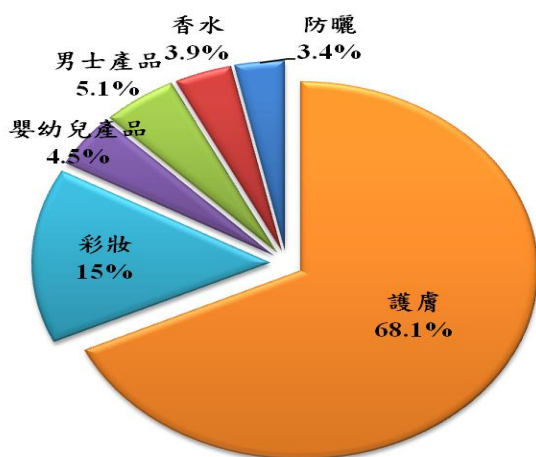


圖 4 2011 年中國大陸化妝品市場消費結構

目前中國大陸擁有化妝品生產資格的企業 4,000 多家，廣東有 1,800 多家，2013 年銷售額約 2,100 億元，同比成長約 12%。從整體看，國內化妝品企業市場份額估計不足 20%，而外資、合資企業則擁有整個化妝品市場份額的 80%。但由於本地化妝品企業不斷快速增長，對外資化妝品牌也帶來競爭。

中國大陸化妝品產業之產品銷售已超過 70% 的市場主要來自於國外品牌，其銷售總額超過 90%，而中國大陸本土化妝品企業僅佔市場之 10% 左右。其中，寶潔公司是中國市場最大的外資企業，佔有 15% 的市場，其次是歐萊雅，超過 10%。另一個外資企業則是 Beiersdorf，其著名的品牌包括妮維雅。

兒童皮膚護理以及男士護膚產品皆為一個成長市場，而男士護膚產品於市場中成長最快的類別之一，其銷售額每年成長 20% 以上，愈來愈多的中國男性現在開始寄望護膚品和抗衰老化妝品幫助自己獨得事業上的成功，因而催生了一個新市場。

另外，中國人在化妝品的消費上相對於其他國家還是相當低的，每年僅 22.5 美元，遠低於韓國的 168 美元和日本的 216 美元(圖 5)。隨著年青消費族群更加注重化妝以及化妝品商品多樣化，未來中國人投入於化妝品消費上迅速增加。

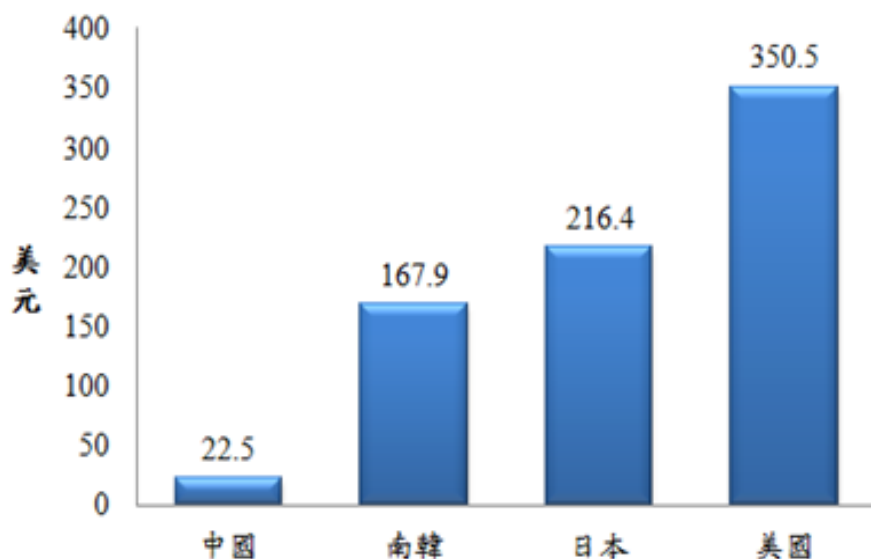


圖 5 中國、南韓、日本、美國化妝品年平均消費額

五、ARIMA 預測技術之應用

自從 Box and Jenkins 於 1976 年提出自我迴歸整合移動平均模式 (ARIMA) 以來，已成功應用於不同領域上，如觀光、能源、交通事故、股價等之預測，其相關研究之文獻如下：

Lim and McAleer (2002) 蒐集澳洲國際旅客人數以 1975 年第一季至 1989 年第四季之資料進行估計，再利用 1990 年第一季至 1996 年第四季進行預測，並以 RMSE 為模型預測績效之指標，其結果發現以利用 ARIMA 模型預測澳洲國際旅客人數之成效較佳。

Chu (2009) 探討國際旅客到訪香港、台灣、新加坡、日本、泰國、菲律賓、韓國、澳洲、紐西蘭等國之旅遊需求，採用月頻率以及季頻率的資料，並利用三個單變量 ARIMA-based 模型進行預測模型之績效評估。

柳婉郁 (2010) 以國內國家級風景特區之觀光遊客人數建立預測模型，其利用 Box-Jenkins 之理論建立 ARIMA 模型，並利用迴歸分析進行實證研究，同時以組合預測模型加以比較其預測之績效。

Ediger and Akar (2007) 以預測 2005 至 2020 年土耳其電力之需求，其研究結果發現其總電力需求預測之準確性，相較於各種發電方式之需求預測，如水力發電、太陽能發電以及石油發電等，總電力需求預測有較佳的預測結果。

陸志波、陸雍森與王娟 (2005) 以上海市 1949 年至 2003 年人均生活用水量之統計數據，進行上海是短期人均生活用水量之預測，其結果發現 ARIMA 預測模型只能對人均生活用水量進行短期預測，若進行長期預測，易使得不確定性增加，其結果之偏差也會增加。

張杰、劉小明、賀育龍與陳永勝 (2007) 以 1970 年至 1992 年中國交通事故之十萬人口死亡率數據，利用 ARIMA 模型預測 1993 年至 1997 年交通事故之死亡率的。

葉淑媚、李佳樺與許天維 (2007) 透過 1999 年至 2006 年鴻海股票之日資料，進行鴻海股票日收盤價之報酬率之預測分析。

戴送林 (2003) 以中國大陸 1950 年至 1999 年之社會商品零售價格指數統計數據，透過 ARMA 模型對中國大陸未來 5 年之社會商品零售價格指數進行預測，其研究結果

發現自 2000 年至 2005 年中國大陸社會商品零售價格指數之趨勢呈現緩慢上升。

Fang and Kwong (1991)利用美元對英鎊來比較 ARIMA 模型、傳統迴歸模型以及遠期外匯模型之預測績效，其研究發現 ARIMA 預測之準確性較佳，而經濟模型則是正確性估計較佳，因此能夠結合 ARIMA 與傳統迴歸模型進行預測，即可得到更佳之預測績效。

Mehran and Shahroki (1997)透過 ARIMA、即期匯率、遠期匯率以及隨機漫步模型，進行墨西哥披索對美元匯率之日資料預測，並將資料分為 12 段時間進行預測。其研究結果發現，ARIMA 於大部分期間之預測結果較其他模型佳。

Benalal et al. (2004)主要對歐元區與歐元區內之德國、法國、義大利以及西班牙進行分析，使用單變量(隨機漫步、ARIMA 等)及多變量(VAR、貝氏 VAR 等)模型，並瞭解分解 HICP(Harmonized Index Of Consumer Prices；調和的消費者物價指數)子項目(如加工食品等)的間接方式來進行預測是否比直接預測 HICP(或 HICPX)之結果較佳，其結果發現於 12 期與 18 期其直接預測 HICP 結果較佳，而短期(1 至 6 個月)則間接預測較佳。

參、研究方法

本研究主要是運用 ARIMA 模式及相關的搭配方法進行研究：

一、ARIMA 模型 p 與 q 值階次之決定

決定 ARIMA(p,d,q)模式中之 p 與 q 值階次的方法之一為由 ACF 圖形判斷 MA(q)之階次與 PACF 圖形判斷 AR(p)之階次(如表 3)，但此法是以 ACF 及 PACF 的圖形加以判斷，較易流於主觀。因此在實務上常用 Trial and Error 的方法加以選取使得 SBC 值最小之 p 與 q 值，如此可避免人為判斷的缺失。

根據貝氏方法 (Bayesian Criterion) 所建立的模式選取法則，由 Schwartz (1978) 提出：所謂 SBC 準則，定義為：

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + M \ln n \tag{1}$$

其中 $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 為 σ_ε^2 的最大概似估計量

M 為模式中參數之個數

n 為有效的觀測值數

最佳模式之選取乃以 SBC (M) 最小值決定。

表 1 以 ACF 及 PACF 鑑定 p 與 q 的方法

模式	ACF	PACF
AR (p)	呈指數函數或正弦函數圖形	切斷於 k，當 k>p
MA (q)	截斷於 q 期之後	呈指數函數或正弦函數圖形
ARMA (p,q)	呈現指數函數及正弦函數混合型之衰退消失	呈現指數函數及正弦函數混合型之衰退消失

二、ARIMA 模型的參數 (Parameters) 估計：

1. 最大概似估計法 (Maximum Likelihood Function)

於大樣本的假設下，可利用最大概似估計法 (Maximum Likelihood Function，簡稱 MLF)，可得有效的推定值，以下為此法之說明：

假設有一組觀察值， y_1, y_2, \dots, y_n 為自同一具有 ARIMA 模型之聯合分配函數所產生之隨機變數，其分配包含有 $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ； $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ ； δ 與 σ_a^2 等參數。即這些觀測值從聯合分配 $(\tilde{w} / \tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta, \sigma_a^2)$ 中所抽出產生。

其中

$\tilde{w} = \{y_t\}$ 序列經差分後轉為靜態之觀測值向量

$\tilde{\phi} = \phi$ 值之向量

$\tilde{\theta} = \theta$ 值之向量

$\delta = \phi(B)\mu$

經過上述解說後，一組時間數列觀察值 y_1, y_2, \dots, y_n 以 ARIMA 模型即可用下式表示：

$$\phi(B)(w_t - \mu) = \theta(B)A_t$$

移項得：

$$\begin{aligned} a_t &= \phi(B)w_t - \phi(B)\mu + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} \\ &= w_t - \phi_1 w_{t-1} - \phi_2 w_{t-2} - \dots - \phi_p w_{t-p} - \delta + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} \end{aligned} \quad (2)$$

已知干擾項 a_t 為一常態分配，期望值為 0，變異數為 σ_a^2 ，故其密度函數為：

$$P(a_t / \sigma_a^2) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} (\sigma_a^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{a_t^2}{2\sigma_a^2}\right) \quad (3)$$

因 a_t 為獨立之序列，所以 $P(a_1, a_2, \dots, a_n / \sigma_a^2) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n a_t^2\right)$

將 $w_t - \phi_1 w_{t-1} - \phi_2 w_{t-2} - \dots - \phi_p w_{t-p} - \delta + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q}$

代入上式，得：

$$P(\tilde{w} / \tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta, \sigma_a^2) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n (w_t - \phi_1 w_{t-1} - \dots - \phi_p w_{t-p} - \delta + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q})^2\right] \quad (4)$$

因此，當一組時間數列資料已知時，參數的概似函數即求得：

$$P(\tilde{w} / \tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta, \sigma_a^2) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n \hat{\alpha}_t(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta_t^2)\right] \quad (5)$$

上式中， $\hat{\alpha}_t$ 為經由已知的觀測值與擬合值計算而得到，即：

$$\hat{\alpha}_t = w_t - E(w_t / w_{t-1}, w_{t-2}, \dots) \quad (6)$$

對 $P(\tilde{w} / \tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta, \sigma_a^2) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n \hat{\alpha}_t(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta_t^2)\right]$ 取對數形式得：

$$\ln L(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta, \sigma_a^2 / \tilde{w}) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln \sigma_a^2 - \frac{S(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta)}{2\sigma_a^2} \quad (7)$$

上式稱為條件的對數概似函數， $S(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta)$ 表示平方和函數，即：

$$S(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta) = \sum_{t=1}^n \hat{\alpha}(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta)_t^2 \tag{8}$$

由此可知，概似函數中僅平方和部份包含有參數 $\tilde{\phi}$ 及 $\tilde{\theta}$ ，因此，可證得最大概似估計值可用最小平方法很接近地求得，即：

$$\text{Max } \ln L(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \sigma_\alpha^2 / w) \tag{9}$$

$$\text{Min } S(\tilde{\phi}, \tilde{\theta}, \delta) = \sum [w_t - E(w_t / w_{t-1}, w_{t-2}, \dots)]^2 \tag{10}$$

當這些參數被決定後，很容易地證明 $\hat{\sigma}_\alpha^2$ 的最大概似估計值為

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{S(\hat{\phi}, \hat{\theta}, \hat{\delta})}{n} \tag{11}$$

2. ARIMA 模式參數限制：

對於 AR(1)或 AR(2)模式，係數 ϕ_1 、 ϕ_2 的絕對值通常限制低於 1，這個限制式稱為穩定性界限，若超過了此界限，則此數列不是自我迴歸；它不是傾向就是趨勢。

對於 MA(1)或 MA(2)的模式，係數 θ_1 、 θ_2 的絕對值限制低於 1，此限制式稱為可逆性界限，若超過此界限，則此模式就不穩定。

1.穩定性界限：

$$\text{AR(1)..... } -1 < \phi_1 < +1 \quad \text{即 } |\phi_1| < 1$$

$$\text{AR(2)..... } -1 < \phi_2 < +1 \quad \text{即 } |\phi_2| < 1, \phi_1 + \phi_2 < +1, \phi_2 - \phi_1 < +1$$

2.可逆性界限：

$$\text{MA(1)..... } -1 < \theta_1 < +1 \quad \text{即 } |\theta_1| < 1$$

$$\text{MA(2)..... } -1 < \theta_2 < +1 \quad \text{即 } |\theta_2| < 1, \theta_1 + \theta_2 < +1, \theta_2 - \theta_1 < +1$$

三、季節循環性時間序列模式 (Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Model, SARIMA Model)：

有些時間序列有季節循環的特性，稱為 SARIMA (Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Model) 模式，記作 $Y_t \sim \text{SARIMA}(p.d.q)S$ ，其公式如下：

$$\Phi_p(B)Z_t = \Theta_q(B)a_t \tag{12}$$

其中

$$\begin{aligned} \Phi_p(B) &= 1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^{ps} \\ \Theta_q(B) &= 1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \dots - \Theta_q B^{qs} \end{aligned} \tag{13}$$

S 為季節循環期數 $Z_t = (1 - B^S)^D Y_t$

時間序列模式是依照隨機變數間的相關性而建立，若是有外在的因素介入，則時間序列趨勢必有所改變，有鑑於此，在作時間序列分析時，可以考慮介入因子模式

$$Y_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} I_t + N_t \tag{14}$$

其中 $N_t \sim$ 單變量時間序列模式

$I_t = S_t = 0$ 介入因子發生之前，1 介入因子發生之後。

肆、實證研究

一、資料來源：

本研究主要透過中國大陸國家統計局之統計年鑑蒐集化妝品之零售價格指數¹，期間為1996年至2014年之年資料，共18筆資料，以及1996年至2014年之月資料，共228筆並先運用資料之趨勢與「單根」檢定法，瞭解時間序列資料是否穩定，接著建立ARIMA模型，最後利用ARIMA模型進行預測。

二、敘述統計：

表2為中國大陸1996至2014年化妝品零售價格指數之敘述統計之結果，其平均數為100.4207，最大值為105，最小值為98.4。

表2 中國大陸化妝品零售價格指數之敘述統計資料

	觀察值	平均值	中位數	最大值	最小值	標準差
月資料	228	100.437	100.2	106.6	97.8	1.6016
年資料	18	100.421	100.3	105	98.4	1.6403

另外，從圖6及7中國大陸化妝品零售價格指數之趨勢圖發現，1996至2002年化妝品零售價格指數逐漸下滑，其主要係因1982至1996年世界化妝品跨國公司陸續進入中國化妝品銷售市場，形成土洋產品的競爭局面，而1996至2002年中國大陸本土品牌開始專業細分市場突圍，促使中國大陸化妝品行業生機勃勃，形成激烈之價格戰爭。

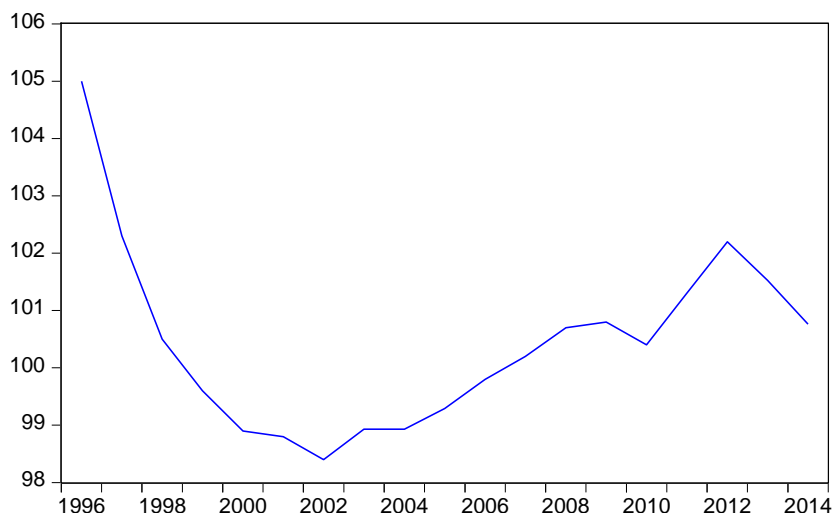


圖6 中國大陸化妝品零售價格指數之趨勢圖(年資料)

¹全國化妝品零售價格指數是按商品所屬行業對全國商品零售價格指數進行分類下的一個子類，全國化妝品零售價格指數是反映全國市場化妝品零售物價水準變動趨勢和程度。

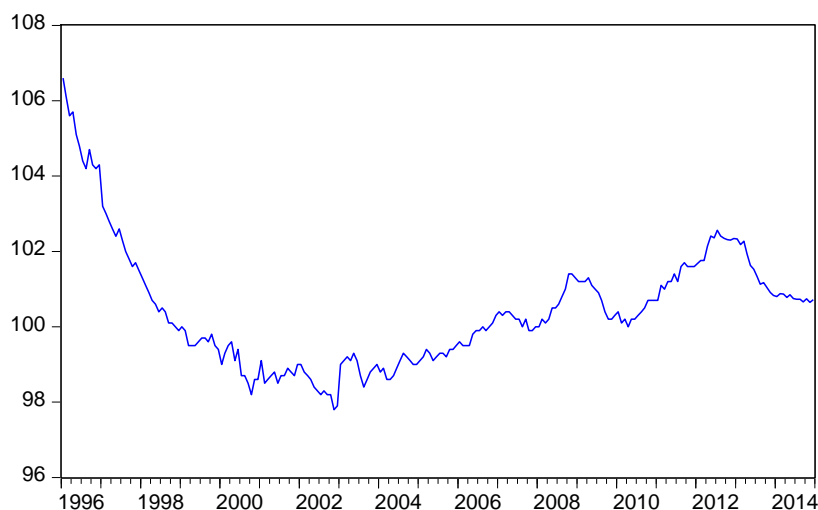


圖 7 中國大陸化妝品零售價格指數之趨勢圖(月資料)

三、單根檢定

建立 ARIMA 模型前，須對原始資料進行單根檢定，其主要目的是在於測試資料結構是否為定態，若資料為定態方可直接進行 ARIMA 模型之建立。反之，資料為非定態，須對資料進行差分轉換，使資料呈現穩定型態。

本研究使用 Augmented Dickek-Fuller 檢定法，以檢定資料之時間序列是否為定態。ADF 檢定法有三種模型：無截距項與時間趨勢項、有截距項無時間趨勢項以及有截距項與時間趨勢項。檢定結果如表 3 所示：

表 3 原始數列之單根檢定

	有截距項與時間趨勢項		有截距項無時間趨勢項		無截距項與時間趨勢項	
	γ 值	P 值	γ 值	P 值	γ 值	P 值
月資料	-4.8037	0.0001	-4.9927	0.0003	-1.8260	0.0647
年資料	-2.0071	0.2812	-3.5628	0.0664	-1.1156	0.2299

表 4 檢定結果顯示月資料與年資料兩種頻率資料，其年資料之無截距項與時間趨勢項以及有截距項無時間趨勢項之檢定結果，顯著水準大於 10%，無法拒絕中國大陸化妝品零售價格指數存在單根，故年資料為非定態資料，須進行差分轉換。

表 4 一階差分後之單根檢定

	有截距項與時間趨勢項		有截距項無時間趨勢項		無截距項與時間趨勢項	
	γ 值	P 值	γ 值	P 值	γ 值	P 值
月資料	-4.8037	0.0001	-4.9927	0.0003	-14.6016	0.0000
年資料	-4.3931	0.0050	-3.5628	0.0664	-3.5556	0.0014

四、化妝品零售價格指數預測實證模型之建立與分析

(一) 化妝品零售價格指數年資料ARIMA模型配適與預測

於化妝品零售價格指數之年資料經過一階差分轉換後，確定年資料呈現定態，將可進行模型之配適，並且可得知 ARIMA 模型中的 d 值為 1。於決定 d 值後，接著根據自我相關函數(ACF)以及偏自我相關函數(PACF)之圖形，初步判斷 p 、 q 之階次。

由圖 8 可知，初步判定中國大陸化妝品零售價格指數年資料之單變量時間序列模型 MA 階次為 1、AR 階次為 1。接著，本研究將可能的模型配適結果進行整理。為了從可能的模型中選取最適模型，將計算各個模型的 AIC 值與 SBC 進行比較，其 AIC 值與 SBC 值愈小，能初步判別配適較佳之模型。而模型檢定方面，可利用 Ljung-Box Q 檢定進行殘差自我相關檢定，以檢測殘差項是否符合白噪音之假設。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.518	0.518	5.6815	0.017	
2	0.212	-0.077	6.6941	0.035	
3	0.176	0.133	7.4336	0.059	
4	0.100	-0.051	7.6920	0.104	
5	0.026	-0.017	7.7102	0.173	
6	-0.131	-0.198	8.2276	0.222	
7	-0.141	0.020	8.8788	0.261	
8	-0.191	-0.164	10.188	0.252	
9	-0.217	-0.024	12.068	0.210	
10	-0.225	-0.114	14.350	0.158	
11	-0.197	0.005	16.337	0.129	
12	-0.122	-0.023	17.235	0.141	

圖 8 化妝品零售價格指數差分後之 ACF、PACF 圖形(年資料)

由表 5 可知，其模型配適結果，AIC 與 SC 兩種不同標準初步辨別合適之模型，可初步選擇有常數項之 ARIMA(1,1,1)模型為預測模型。為了更精確選擇最佳之預測模型，本研究透過 MAPE、RMSE、MAE 以及 Theil's U 等預測績效指標，選出最佳之預測模型，如表 6。

表 5 化妝品零售價格指數之可能模型配適表(年資料)

模型	ARIMA(1,1,0)		ARIMA(0,1,1)		ARIMA(1,1,1)	
	無常數	有常數	無常數	有常數	無常數	有常數
AR 係數	0.5193*** (3.8416)	0.5231*** (3.6605)	/	/	0.5729*** (4.7057)	0.6740*** (16.7927)
MA 係數	/	/	0.7006*** (4.2140)	0.6892*** (3.9552)	-0.4474* (-1.5578)	-2.0913*** (-3.7172)
常數	/	0.0348 (0.1211)	/	-0.2306 (-0.8094)	/	0.3041 (1.1205)
AIC 值	1.6224	1.7391	2.2205	2.2920	1.6682	0.3145
SBC 值	1.6714	1.8371	2.2699	2.3909	1.7662	0.4615

附註：括號內之值為 T 統計量；***、**、*分別代表在 1%、5%、10%的顯著水準下

表 6 ARIMA 模型之預測績效比較表(年資料)

模型		MAPE	RSME	MAE	Theil U
ARIMA(1,1,0)	無常數	0.4165	0.5135	0.4179	0.0026
	有常數	0.4152	0.5132	0.4167	0.0026
ARIMA(0,1,1)	無常數	0.5184	0.6947	0.5208	0.0035
	有常數	0.5118	0.6811	0.5143	0.0034
ARIMA(1,1,1)	無常數	0.4012	0.4953	0.4032	0.0025
	有常數	0.1712*	0.2374*	0.1721*	0.0012*

附註：*各別預測績效指標中值最小

由上表可知，有常數項之 ARIMA(1,1,1)模型之預測績效指標值皆為最小，且模型中 Q 統計量(圖 9)為 7.4852 小於 95%的 $\chi^2(24)=36.4150$ ，表示接受此一虛無假設，模型殘差項已無序列相關，表示符合白噪音之假設，並可看出模型配適是可被接受。

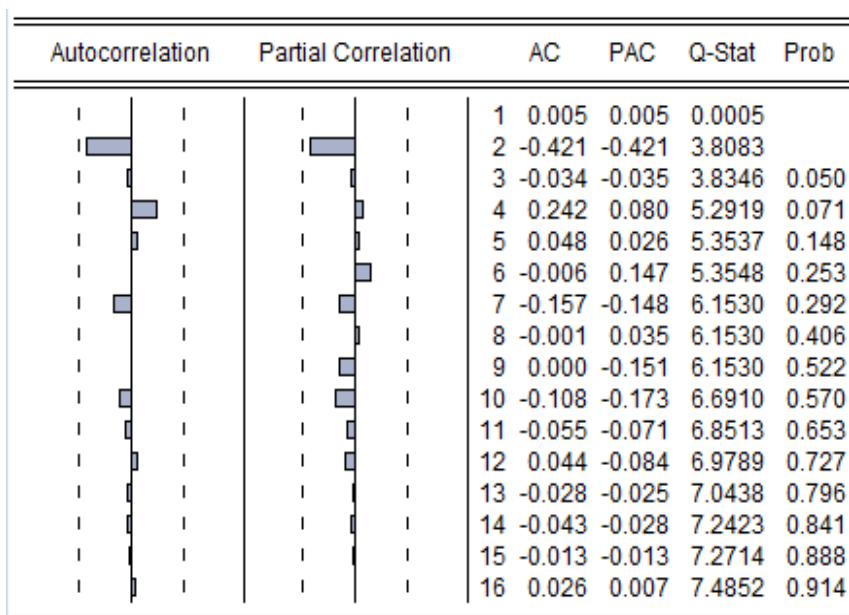


圖 9 ARMIA(1,1,1)模型之 Ljung-Box Q 檢定(年資料)

因此，透過預測模型配適過程，可得知 ARIMA(1,1,1)模型之方程式為，並可進行化妝品零售價格指數之預測，如表 7。由表 7 可知，化妝品零售價格指數年資料之預測值與實際值之相對誤差最大為 0.39%，最小為-0.69%，其相對誤差皆在 1% 以內，並透過圖 10 觀察預測值之趨勢，基本上與實際值保持一致，表示本研究所建構之模型預測績效為高度精確。

表 7 化妝品零售價格指數年資料之實際值與預測值一覽表

	實際值	預測值	相對誤差(%)	預測-實際
2004	98.93	99.0849	0.16%	0.1549
2005	99.29	99.3531	0.06%	0.0631
2006	99.8	99.7638	-0.04%	-0.0362
2007	100.2	100.1672	-0.03%	-0.0328
2008	100.7	100.5001	-0.20%	-0.1999
2009	100.8	100.8149	-0.08%	-0.0819
2010	100.4	100.9958	0.39%	0.3953
2011	101.3	100.8516	-0.24%	-0.2438
2012	102.2	101.5148	-0.69%	-0.7042
2013	101.523	102.1971	-0.09%	-0.0900

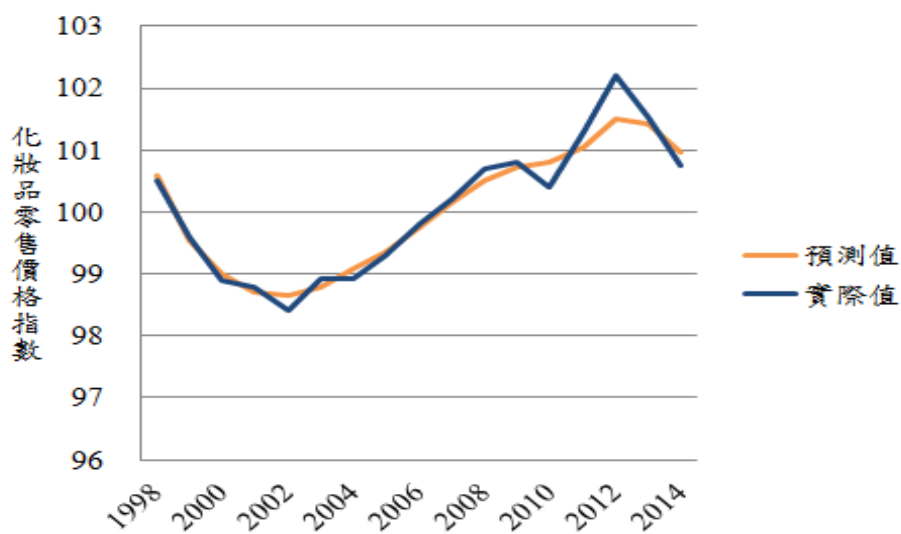


圖 10 化妝品零售價格指數年資料之原始值與預測值比較

接著本研究透過 1996 年至 2014 年之年資料，利用預測模型預測 2015 年至 2019 年中國大陸化妝品之零售價格指數之趨勢，並可瞭解以整體年度來看，未來五年中國大陸化妝品之零售價格指數並無向上趨勢，則是呈現平穩型態，如下圖 11 與表 8。

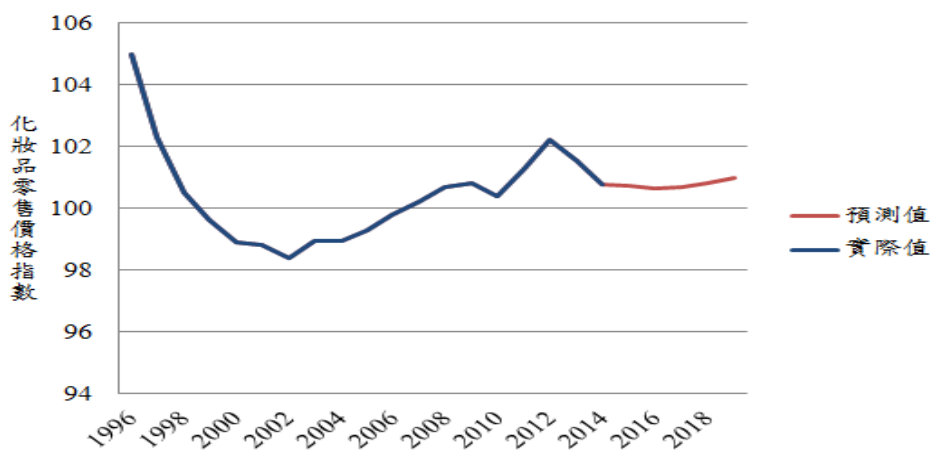


圖 11 2015 至 2019 年化妝品零售價格指數年資料之預測

表 8 2015 至 2019 年化妝品零售價格指數之預測結果

	化妝品零售價格指數
2015	100.7092
2016	100.6275
2017	100.6715
2018	100.8004
2019	100.9863

(二) 中國大陸化妝品零售價格指數月資料之模型建立

於一階差分轉換後，月資料完全呈現定態，可進行模型之配適，並可知 ARIMA 模型中的 d 值為 1。於決定 d 值後，接著根據自我相關函數(ACF)以及偏自我相關函數(PACF)之圖形，初步判斷 p 、 q 之階次，如圖 12。

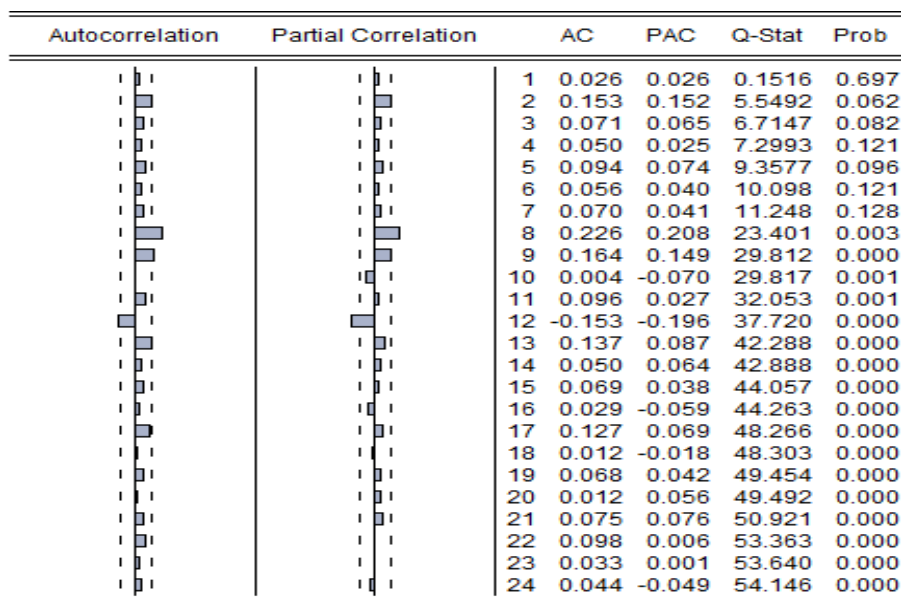


圖 12 化妝品零售價格指數差分後之 ACF、PACF 圖形(月資料)

本研究配適 ARIMA(2,1,0)、ARIMA(2,1,2)、ARIMA(0,1,2)模型、AR(2)AR(8)模型、AR(8)AR(9)以及 MA(2)MA(8)模型，採用五種模型中 AIC 與 SBC 值最小者為研究模型。並利用 Ljung-Box Q 檢定進行殘差自我相關檢定，以檢測殘差項是否符合白噪音之假設。

由表 9 可知，其模型配適結果，AIC 與 SC 兩種不同標準初步辨別合適之模型，可初步選擇有常數項之 ARIMA(2,1,2) 模型、無常數項之 AR(2)AR(8) 模型以及無常數項之 AR(8)AR(9)模型為預測模型。為了更精確選擇最佳之預測模型，本研究透過 MAPE、RMSE、MAE 以及 Theil's U 等預測績效指標，選出最佳之預測模型，如表 10。

表 9 化妝品零售價格指數之可能模型配適表(月資料)

模型	ARIMA(2,1,0)		ARIMA(0,1,2)		ARIMA(2,1,2)	
	無常數	有常數	無常數	有常數	無常數	有常數
AR 係數	0.1622*** (2.5159)	0.1530*** (2.3606)	/	/	0.9074*** (39.1708)	0.9110*** (53.5031)
MA 係數	/	/	0.1603*** (2.4461)	0.1526*** (2.3193)	-0.9594*** (-42.2738)	-0.9865*** (-113.0174)
AIC 值	-0.2116	-0.2094	-0.1741	-0.1761	-0.2991	-0.3203
SBC 值	-0.1965	-0.1790	-0.1591	-0.1459	-0.2687	-0.2747
模型	AR(2)AR(8)		AR(8)AR(9)		MA(2)MA(8)	
	無常數	有常數	無常數	有常數	無常數	有常數
AR 或 MA 係數	0.1324** (2.0562)	0.1291** (1.9983)	0.2139*** (3.4931)	0.2107*** (3.4150)	0.1145* (1.8182)	0.1116* (1.7639)
AR 或 MA 係數	0.2248*** (3.6736)	0.2198*** (3.5651)	0.1621*** (2.6762)	0.1587*** (2.5981)	0.2699* (4.2739)	0.2646*** (4.1694)
AIC 值	-0.3181	-0.3114	-0.3356	-0.3277	-0.2270	-0.2266
SBC 值	-0.2872	-0.2650	-0.3046	-0.2811	-0.1968	-0.1814

附註：括號內之值為 T 統計量；***、**、*分別代表在 1%、5%、10%的顯著水準下

表 10 ARIMA 模型之預測績效比較表(月資料)

模型		MAPE	RSME	MAE	Theil U
ARIMA(2,1,0)	無常數	5.0512	5.2540	5.0473	0.0255
	有常數	2.8613	3.4264	2.8502	0.0168
ARIMA(0,1,2)	無常數	6.1658	6.3575	6.1661	0.0307
	有常數	3.3156	3.9548	3.3057	0.0194
ARIMA(2,1,2)	無常數	1.1645	1.5750	1.1751	0.0079
	有常數	0.5097*	0.6937*	0.5146*	0.0035*
AR(2)AR(8)	無常數	3.8784	4.0691	3.8711	0.0199
	有常數	2.4088	2.8782	2.3976	0.0142
AR(8)AR(9)	無常數	2.9187	3.1399	2.9100	0.1544
	有常數	1.9904	2.3887	1.9808	0.0118
MA(2)MA(8)	無常數	6.0887	6.2818	6.0887	0.0304
	有常數	3.2476	3.8666	3.2383	0.0190

附註：*各別預測績效指標中值最小

由上表可知，有常數項之 ARIMA(2,1,2)模型之預測績效指標值皆為最小，且模型中 Q 統計量(圖 13)為 33.757 小於 95%的 $\chi^2(24)=36.415$ ，表示接受此一虛無假設，模型殘差項已無序列相關，表示符合白噪音之假設，並可看出模型配適是可被接受。因此，透過預測模型配適過程，可得知 ARIMA(2,1,2)模型之方程式為 $\hat{Y}_t = 0.022 + 0.049Y_{t-1} - 0.034Y_{t-2} + 0.0356e_t$ ，並可進行化妝品零售價格指數之預測。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.081	-0.081	1.4801	
		2	0.086	0.080	3.1692	
		3	-0.038	-0.026	3.5058	0.061
		4	-0.030	-0.042	3.7141	0.156
		5	0.009	0.010	3.7349	0.292
		6	-0.009	-0.002	3.7518	0.441
		7	0.011	0.006	3.7804	0.581
		8	0.140	0.144	8.3886	0.211
		9	0.100	0.124	10.745	0.150
		10	-0.103	-0.115	13.288	0.102
		11	-0.011	-0.039	13.318	0.149
		12	-0.250	-0.232	28.289	0.002
		13	0.081	0.048	29.885	0.002
		14	-0.022	0.025	30.006	0.003
		15	0.011	-0.006	30.034	0.005
		16	-0.033	-0.074	30.301	0.007
		17	0.058	0.031	31.126	0.008
		18	-0.066	-0.045	32.204	0.009
		19	0.005	0.031	32.210	0.014
		20	-0.056	0.022	33.005	0.017
		21	0.022	0.049	33.131	0.023
		22	0.030	-0.034	33.356	0.031
		23	-0.032	-0.042	33.616	0.040
		24	-0.024	-0.082	33.757	0.052

圖 13 ARIMA(2,1,2)模型之 Ljung-Box Q 檢定(月資料)

由表 11 與表 12 可知，化妝品零售價格指數月資料之預測值與實際值之相對誤差最大為 0.33%，最小為-1.65%，其相對誤差皆在 2%以內，並透過圖 14 觀察預測值之趨勢，基本上與實際值差異並不大，表示本研究所建構之模型預測績效為高度精確，支持本研究進行化妝品指數之後續預測。接著本研究透過 1996 年至 2014 年之月資料，以利用預測模型預測 2015 年至 2019 年中國大陸化妝品之零售價格指數之趨勢。並可從圖 15 與表 12 瞭解中國大陸化妝品零售價格指數之月資料，其未來五年預測結果，可發現其零售價格指數有向上趨勢，但其指數上升幅度小。

表 11 化妝品零售價格指數月資料之實際值與預測值一覽表

	實際值	預測值	相對誤差(%)	預測-實際
2013-01	102.33	100.6368	-1.65%	-1.6932
2013-02	102.18	100.6524	-1.50%	-1.5276
2013-03	102.27	100.668	-1.57%	-1.6020
2013-04	101.93	100.6837	-1.22%	-1.2463
2013-05	101.63	100.6993	-0.92%	-0.9307
2013-06	101.53	100.715	-0.80%	-0.8150
2013-07	101.33	100.7306	-0.59%	-0.5994
2013-08	101.13	100.7462	-0.38%	-0.3838
2013-09	101.17	100.7619	-0.40%	-0.4081
2013-10	101.04	100.7775	-0.26%	-0.2625
2013-11	100.91	100.7931	-0.12%	-0.1169
2013-12	100.83	100.8088	-0.02%	-0.0212
2014-01	100.8	100.8244	0.02%	0.0244
2014-02	100.88	100.8401	-0.04%	-0.0399
2014-03	100.87	100.8557	-0.01%	-0.0143
2014-04	100.78	100.8714	0.09%	0.0914
2014-05	100.85	100.887	0.04%	0.0370
2014-06	100.75	100.9027	0.15%	0.1527
2014-07	100.73	100.9183	0.19%	0.1883
2014-08	100.73	100.9339	0.20%	0.2039
2014-09	100.66	100.9496	0.29%	0.2896
2014-10	100.74	100.9652	0.22%	0.2252
2014-11	100.65	100.9809	0.33%	0.3309
2014-12	100.72	100.9965	0.27%	0.2765

表 12 2015 至 2018 年化妝品零售價格指數之預測結果

2015 年	化妝品零售價格指數	2016 年	化妝品零售價格指數	2017 年	化妝品零售價格指數
01 月	100.7340	01 月	101.1529	01 月	101.4728
02 月	100.7768	02 月	101.1841	02 月	101.4974
03 月	100.8133	03 月	101.2116	03 月	101.5198
04 月	100.8537	04 月	101.2414	04 月	101.5436
05 月	100.8883	05 月	101.2679	05 月	101.5654
06 月	100.9265	06 月	101.2965	06 月	101.5885
07 月	100.9595	07 月	101.3220	07 月	101.6098
08 月	100.9957	08 月	101.3494	08 月	101.6321
09 月	101.0271	09 月	101.3741	09 月	101.6529
10 月	101.0615	10 月	101.4004	10 月	101.6747
11 月	101.0914	11 月	101.4243	11 月	101.6951
12 月	101.1242	12 月	101.4497	12 月	101.7163
年平均	100.9377	年平均	101.3062	年平均	101.5974

表 12 2015 至 2018 年化妝品零售價格指數之預測結果（續）

2018 年	化妝品零售價格指數	2019 年	化妝品零售價格指數
01 月	101.7362	01 月	101.9673
02 月	101.7569	02 月	101.9858
03 月	101.7765	03 月	102.0037
04 月	101.7968	04 月	102.0220
05 月	101.8160	05 月	102.0397
06 月	101.8359	06 月	102.0578
07 月	101.8547	07 月	102.0753
08 月	101.8742	08 月	102.0931
09 月	101.8928	09 月	102.1105
10 月	101.9120	10 月	102.1281
11 月	101.9303	11 月	102.1453
12 月	101.9492	12 月	102.1628
年平均	101.8443	年平均	102.0660

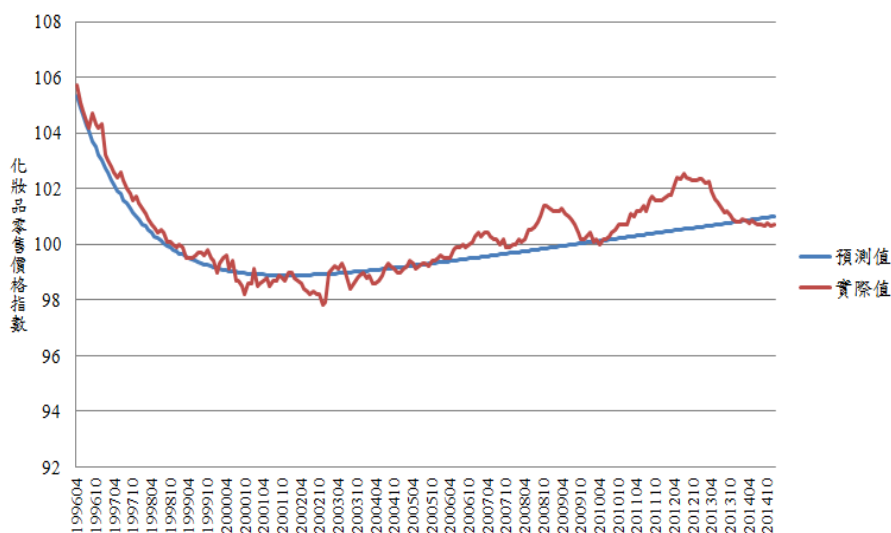


圖 14 化妝品零售價格指數月資料之原始值與預測值比較

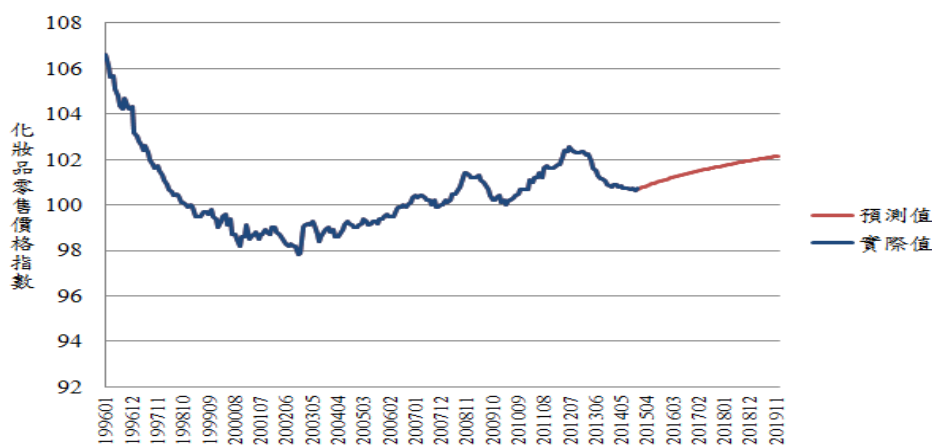


圖 15 2015 至 2018 年化妝品零售價格指數月資料之預測

伍、結論

於 2001 年起隨著全球經濟之成長腳步，中國大陸伴隨著經濟高速發展持續擴大，國民所得的提升，以及職業女性人數的增加，促使中國大陸近幾年化妝品市場快速發展。而 2008 年至 2009 年全球金融海嘯重挫全球經濟，但中國化妝品產業受到衝擊較小，反而於 2011 年中國化妝品銷售金額達 1103 億人民幣，較 2001 年成長了 77%，其主要原因歸納於經濟景氣期間因工作不好找，薪資亦偏低，反而使得在職場工作的人員更注意其外表，以便贏得雇主及客戶的信任，故中國化妝品銷售市場並未受到明顯影響。

然而，化妝品零售價格指數主要反映全國市場化妝品零售物價水準變動趨勢和程度，故本研究透過 ARIMA 預測模型加以探討中國大陸化妝品零售價格之未來趨勢。而

研究結果發現，其化妝品零售價格指數之月資料以及年資料未來整體價格皆呈現價格指數上揚趨勢，其消費者對於化妝品之需求與價格之接受度提升，故中國化妝品之銷售市場之成長空間較於其他已開發國家高，對於此趨勢可作為化妝品業者參考。

參考文獻

- 柳婉郁 (2010)，我國國家級風景特定區觀光遊憩人次預測模式之研究，*國家公園學報*，第 20 卷、第 2 期，頁 53-68。
- 張杰、劉小明、賀育龍及陳永勝 (2007)，ARIMA 模型在交通事故預測中的應用，*北京工業大學學報*，第 33 卷、第 12 期，頁 1295-1299。
- 陸志波、陸雍森及王娟 (2005)，ARIMA 模型在人均生活用水量預測中的應用，*給水排水*，第 31 卷、第 10 期，頁 97-101。
- 葉淑媚、李佳樺及許天維 (2007)，ARIMA 模式分析與預測—以鴻海股票市場日收盤價與報酬率為例，*台中教育大學學報：數理科技類*，第 21 卷、第 2 期，頁 51-69。
- 戴林送 (2003)，我國社會商品零售價格指數的短期預測，*吉林省經濟管理幹部學院學報*，第 17 卷、第 2 期，頁 11-13。
- Benalal, N., J. L. Diaz del Hoyo, B. Landau, M. Roma, and F. Skudelny (2004), "To Aggregate or Not to Aggregate? Euro Area Inflation Forecasting," *ECB Working Paper*, No. 374.
- Box, G. E. and G. W. Jenkins (1976), "Time series Analysis, Forecasting and Control," *San Francisco : Holden Day*.
- Chu, F.-L. (2009), "Forecasting Tourism Demand with ARMA-based Methods," *Tourism Management*, Vol. 30, Issue 5, pp. 740-751.
- Ediger, V. Ş. and S. Akar (2007), "ARIMA Forecasting of Primary Energy Demand by Fuel in Turkey," *Energy Policy*, Vol. 35, Issue 3, pp. 1701-1708.
- Fang, H. and K. K. Kwong (1991), "Forecasting foreign Exchange Rate," *Journal of Business Forecasting*, Winter, pp. 16-19.
- Lim, C. and M. McAleer (2002), "A Cointegration Analysis of Annual Tourism Demand by Malaysia for Australia," *Mathematics and computers in simulation*, Vol. 59, Issue 1-3, pp. 197-205.
- Mehran, J. and M. Shahrokhi (1997), "An Application of Four Foreign Currency Forecasting Models to the U.S. Dollar and Mexican Peso," *Global Finance Journal*, pp. 211-220.
- Schwarz, G. E. (1978), "Estimating the dimension of a model," *Annals of Statistics*, Vol. 6, Issue 2, 461-464.