

政院所屬各機關因公出國人員出國報告書

(出國類別：其他)

參加德國聯邦銀行專業課程  
「總體資料 X-12-ARIMA 季節調整」出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：林依伶/四等專員

派赴國家：德國

出國期間：102 年 2 月 2 日至 2 月 10 日

報告日期：102 年 4 月

# 目錄

壹、前言 .....	1
貳、X-12-ARIMA 季調之簡介 .....	2
一、RegARIMA 模型設定 .....	3
二、X12 季調 .....	6
三、診斷性檢定 .....	9
參、以台灣商品出口資料之季調為例說明 .....	9
一、商品出口之 RegARIMA 模型設定 .....	10
二、商品出口 X12 季調 .....	13
肆、商品出口季調結果之應用 .....	16
一、商品出口之預測 .....	16
二、實質商品出口之價格及所得彈性 .....	17
伍、心得與建議 .....	22

## 壹、前言

職奉 准於民國 102 年 2 月 2 日至 2 月 10 日參加德國聯邦銀行主辦，為期 5 日之「總體資料 X-12-ARIMA 季節調整」專業課程。參加成員除本行外，包括亞美尼亞、巴西、保加利亞、柬埔寨、馬其頓、馬爾他、蒙古、尼泊爾、奈及利亞、菲律賓、俄羅斯、塞爾維亞、斯洛伐克、斯里蘭卡、土耳其、烏干達、烏克蘭、尚比亞等國家貨幣當局共 19 位學員。

本次研習主題由德國聯邦銀行統計處 (Statistics Division) Robert Kirchner 博士講授，並帶領學員針對範例或學員本國之總體經濟資料實地演練，使與會學員熟悉季節調整(以下簡稱季調)原理及重要性、X-12-ARIMA 程式語言及操作，並學習判斷不同季調結果之優劣。

主要課程內容為：(一) 說明季調之目的及重要性；(二) 介紹 X-12-ARIMA 基本架構；(三) 介紹如何將交易日效果(trading day effect)及移動節日效果(moving holiday effect)自資料中剔除，以及其診斷方式；(四) 簡介如何設定適當的 ARIMA 模型；(五)說明直接調整與間接調整之差異，以及兩種調整方法之採用原則。

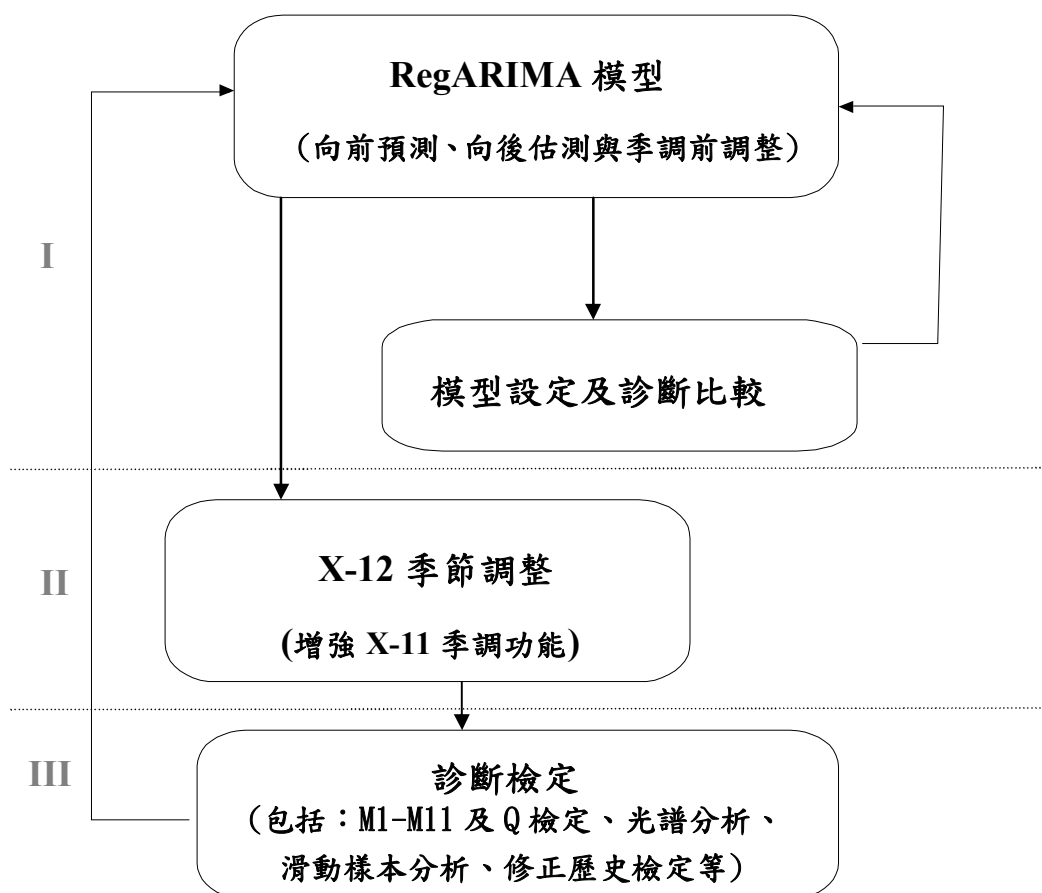
本文共分為五個部分，除前言外，第二部分根據課程內容，對 X-12-ARIMA 之季調分析進行簡介；第三部分為對我國出口商品進行季調之實證分析；第四部分為季調結果之應用，係嘗試將商品出口等季調值進一步應用於研究分析中；第五部分則為心得與建議。

## 貳、X-12-ARIMA 季調之簡介

季節調整之目的，係對具有季節性因子之資料，透過季調可將其數列中的季節性(Seasonality，簡稱 S)、趨勢循環性(Trend and Cycle，合稱 C)，以及不規則項(Irregularity，簡稱 I)中分離出來，針對季調後資料進行後續的總體實證分析。此係因季節性因子為重覆性發生，非重要資訊，故應予以剔除。

X-12-ARIMA 季調方法係 X-11-ARIMA 的擴充修正版，其中，季調方法如何由 X-11 演進至 X-12-ARIMA，可參考劉淑敏(2007)。圖 1 為 X-12-ARIMA 季節調整之架構，將季調過程分為三個主要部分，第一部分為迴歸模型與 ARIMA 模型(兩者合稱為 RegARIMA)之設定，第二為核心部分的季調方法，第三部分則為季調之診斷檢定。以下分別說明此三部分之重要內容。

圖 1 X-12-ARIMA 季節調整之架構



## 一、RegARIMA 模型設定

RegARIMA 為迴歸模型與 ARIMA 模型之結合，其中，建構迴歸模型的主要目的為將「交易日」效果、「移動節日」效果，以及自行認定之離群值之三種效果，自原始資料中分離出來。至於建構 ARIMA 模型之目的為，對於去除上述三種效果的資料(稱為「季調前調整(preadjustment)」資料)，以適當的 ARIMA 模型進行預測。以便後續在進行季調時，資料端點部分可根據其未來或過去預期走勢，使其季調值較為穩定且符合預期。以下簡述迴歸模型中三種效果，以及如何建構適當的 ARIMA 模型。

### (一) 交易日效果

交易日效果主要包括兩類：

#### 1. 週一、週二、...、週日在同一月份內所占的天數

於迴歸式中加入此效果，係為捕捉不同年的同一月份，如若增加一個週日(或週一、週二、...週六)對資料之影響。根據此部分的交易日效果，可估得 7 個係數，分別為週一天數之係數，...，以及週日天數之係數(週日之係數為推估而得)。此部分的交易日效果(TD)可由下式表達：

$$TD = \sum_{i=1}^7 \beta_i \times d_i, \text{ 其中 } i=1, \dots, 7, d_i \text{ 為週一、...、日之個}$$

數， $\beta_i$  為待估係數。

#### 2. 2 月的閏年效果(leap year effect)

因不同年中唯有 2 月逢閏年時為 29 天，平時為 28 天，其餘月份天數均永遠固定不變，故此交易日效果係為估計，2 月份中多 1 天對資料之影響。

## (二) 移動節日效果

當某一重要節日，例如農曆春節、端午節及中秋節等，在不同年中出現於不同月份時，可能對資料之走勢產生影響。例如農曆春節所屬月份因廠商營業天數減少，或假期較長而帶動消費意願等，致使相關總體資料(如：商品出口、商業營業額等)發生變動，且因此效果可能出現在每年的1月或2月份，故無法由季節因子捕捉，僅能由使用者自行設定的移動節日因子來估計。

## (三) 離群值效果

離群值主要分為以下 3 種：

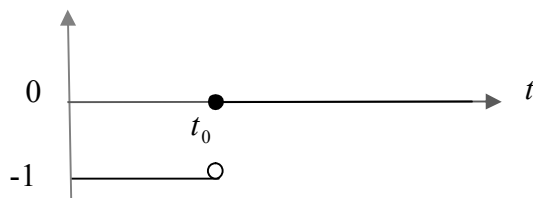
1. 加性離群值(additive outlier, AO)—為單一點的不尋常跳動，係假設某一時點( $t_0$ )下，資料發生不尋常跳動。若假設效果為 1，則 AO 可設定如下，

$$AO_t^{t_0} = \begin{cases} 1 & t = t_0 \\ 0 & t \neq t_0 \end{cases}。$$

2. 水準值平移(level shift, LS)—數列水準值在某一時點( $t_0$ )後突然發生變化。若將效果假設為 1，則

$$LS_t^{t_0} = \begin{cases} -1 & t < t_0 \\ 0 & t \geq t_0 \end{cases}，亦可以圖 2 表示。$$

圖 2 LS 效果

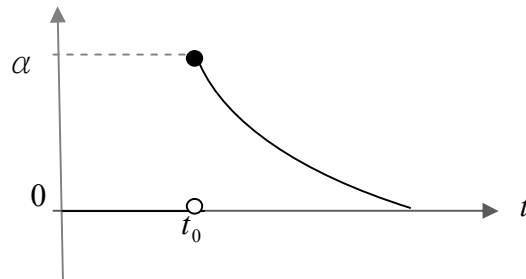


3. 暫時性變動(temporary change, TC)—某資料點突升或突降後，再逐漸平復，即

$$TC_t^{t_0} = \frac{1}{1 - \delta B} \alpha I_t(t \geq t_0)，其中 0 < \alpha < 1，\delta 為衰退率(rate of$$

decay)，一般預設值為 0.7； $B$  為落後運算元<sup>1</sup>； $I_t$  為指標函數 (indicator function)，若  $t \geq t_0$  則  $I_t=1$ ，反之則為 0； $\alpha$  為待估參數，若  $\alpha$  愈大，則期初衝擊效果將愈大<sup>2</sup>。亦可由圖 3 表示。

圖 3 TC 效果



#### (四)適當的 ARIMA 模型

考量季節因素之 ARIMA 模型，可以 ARIMA (p,d,q)(P,D,Q)形式來描述，其中，P、D、Q 分別代表季節性 AR 階次(seasonal autoregression，簡稱 SAR)、季節性差分階次(seasonal difference)，以及季節性移動平均階次(seasonal moving average，簡稱 SMA)；p、d、q 則分別為非季節性的 AR 階次、差分階次及 MA 階次。ARIMR 模型設定的完整步驟如下：

1. 建構基本的 ARIMA 模型，ARIMA(0,1,0)(0,1,0) (即採 1 次差分及 1 次季節差分)，並以此模型認定資料的交易日、移動節日效果及離群值，以作為比較基準。
2. 採用 Hannen-Rissanen 法選定最適的差分階次。
3. 根據 BIC(Bayesian Information Criterion, BIC)選取最適的 ARMA 落後項。再配合步驟 2 得到設定的 ARIMA 模型。
4. 根據設定的 ARIMA 模型認定交易日、移動節日效果及離群值。

<sup>1</sup>  $(1 + \delta B + \delta^2 B^2 + \delta^3 B^3 + \dots)y_t = \frac{1}{1 - \delta B} y_t$ ，且  $B^k y_t = y_{t-k}$ ，參見陳旭昇(2009)。

<sup>2</sup> 參見 Farley, E.V., and J.M. Murphy(1997)。

5. 比較基本模型與設定模型兩結果，其中設定模型之 AICC<sup>3</sup>應較小，且樣本內模擬結果應儘量與實際資料符合(如確認 Ljung-Box Q 統計量，以檢定模型殘差項是否無序列相關)。
6. 進行最後模型確認：例如確認 ARIMA 模型的各項落後項係數是否顯著等。

## 二、X12 季調

以下分別說明 X12 季調方法，以及直接季調和間接季調之差異。

### (一)確認季節性

在進行季調前，通常必須先確定資料是否存在季節性，若存在季節性始可進行後續的季調，否則易扭曲資料原本的趨勢循環性。一般而言，要確認資料是否存在季節性，可採以下兩種方法：

#### 1. 由資料的 SI 係數判斷

透過原始資料與其趨勢循環性(C)之比率(由於其比率等於季節性(S)與不規則性(I)之乘積，故一般又稱為 SI 係數)，若發現不同年中，某一月份的 SI 比率多大於 100(表示每一年該月份之數值普遍高於其趨勢循環值)，且另一月份的比率普遍小於 100 時(表示每一年此月份之數值普遍低於其趨勢循環值)，則通常表示該資料存在明顯季節性。

#### 2. 季節性檢定

主要有兩種季節性檢定，其一為 F 檢定，若不同月份間的變異數大於殘差項本身的變異數達一定程度時，則可拒絕序列不具季節性之虛無假設。其二為 Kruskal-Wallis 的無母數檢定，虛無假設亦為序列不具季節性。

---

<sup>3</sup> 為經調整之 AIC(Akaike information criterion)，參見 Hurvich, C. M. and C. Tsai (1989)。



## (二)X12 季調方法

以一乘性模型(multiplicative)<sup>4</sup>之時間數列(Z)為例，可將其表示為趨勢循環性(C)、季節性(S)及不規則性(I)之乘績，即  $Z = C \times S \times I$ ，其中 Z 係前述透過迴歸模型移除交易日效果、移動節日效果及離群值後所得之「季調前調整資料」。X12 季調係對此取對數後之調整資料，透過 Henderson 移動平均，將趨勢循環項自資料中分離出來，並以不同「季節過濾器」(seasonal filter)設定下之移動平均法，將季節性分離出來。

季調過濾器的選取係依據「總移動季節性比率 (global moving seasonality ratio, GMSR)」，或稱為不規則性與季節性之比值 (即 I/S 係數)。假若 I 成份高過 S 成份太多時，則應採取較長的期間進行移動平均，以去除不規則項的干擾<sup>5</sup>。

## (三)直接調整與間接調整

若一時間序列為總合資料如 GDP，則存在一對應的組成項目包括消費(C)、投資(I)及淨輸出(X-M)，此時對 GDP 之季調方式可分兩種，其一為直接調整，亦即直接對 GDP 進行季調；其二為間接調整，此係對 C、I、X 及 M 個別進行季調，再經加總為 GDP 季調值。文獻上對於何時應採直接或間接之季調原則如下：

### 1. 原則上應採間接調整

原則上，季調的方式應以間接調整較佳。主要因各組成項目的季節性及趨勢性等走向可能不同，若直接以加總後之資料進行季調，可能得到不合理的結果。主計總處公布之季調後 GDP 值即屬間接調整。

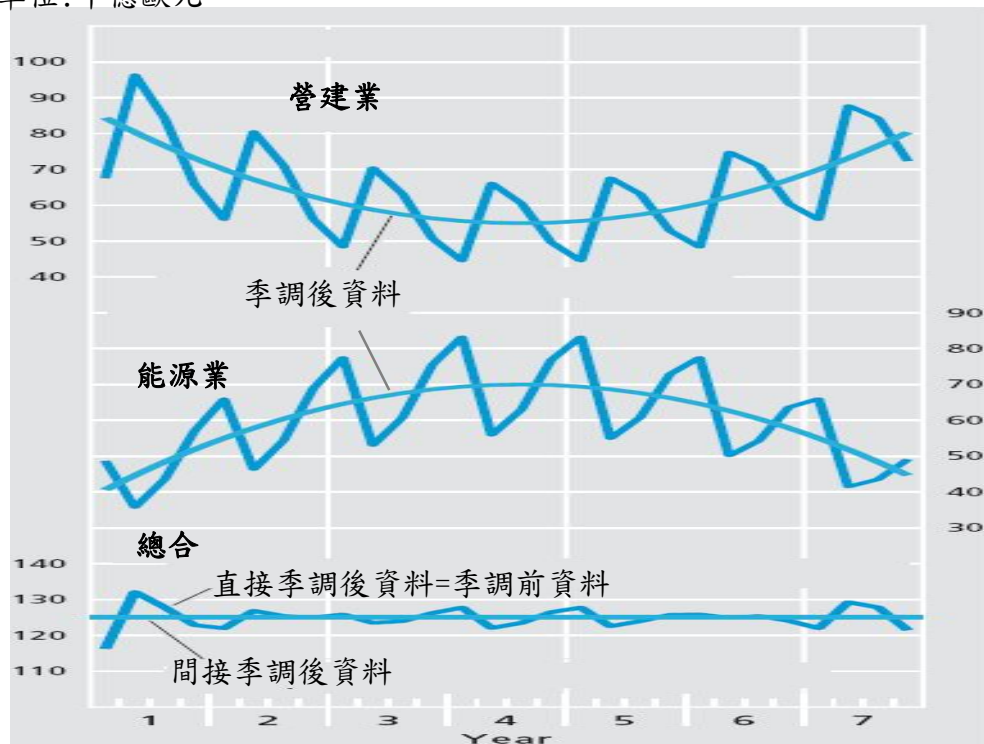
<sup>4</sup>另一為「加性 (additive) 模型」，表示各組成因素以相加型式出現，即時間數列 = C + S + I。

<sup>5</sup> 一般而言，較常使用的季調過濾器長度包含 3 種，包括 3 期乘 3 期(3x3)、3 期乘 5 期(3x5)，以及 3 期乘 9 期(3x9)之移動平均。

以下以德國聯邦銀行(2010)提供之例子說明直接調整不盡合理之處。圖 4 顯示營建業產值在每年冬季為淡季，夏天為旺季；能源業則冬季為旺季，夏天為淡季，且因假設兩者之趨勢走向完全相反，故可預期兩業別之合理季調後總合產值應為一水平線。然而若採直接季調，則因忽略營建業與能源業兩者相反之季節性及趨勢性，且經加總後之季調前產值如同一隨機變數，致使經直接季調之總合季調值等於其季調前產值。因此，此特例下之直接季調值為一不合理之季調結果。

圖 4 直接季調與間接季調之比較

單位：十億歐元



資料來源：Deutsche Bundesbank (2010)

2. 若各別組成項目之不規則項的變異數過大，則應採直接調整

主要係因不規則項的變異數過大時，較難估計該資料的季調因子，因此可透過直接加總其組成項目方式，抵銷其不規則項的變異，進而求得較佳的季調後資料。例如：存貨變動的不規則項之變異數較大時，則可僅針對資本形成(包含存貨)部分進行季調。

### 三、診斷性檢定

X-12-ARIMA 提供的診斷性檢定，主要包括 1.殘差值檢定(例如：殘差值是否具有序列自我相關、季節性自我相關等)；2.品管接受度整體指標 Q 及 Q2 及個別指標 M1-M11 等統計量，其中因 M8-M11 與季調品質之優劣較具相關，故相對重要；3.光譜分析 (spectrum analysis)，主要用以檢定季調後資料及殘差項是否仍有顯著的季節性或交易日效果；4.滑動樣本 (sliding span) 分析，用以檢測季節調整模型的穩定性，惟若滑動樣本數不足，可能會降低檢測效果；5.修正歷史 (revision history) 檢定。詳細的診斷檢定說明可參考劉淑敏 (2007)。

因此，對季調結果進行診斷檢定的目的在於，分析殘差項是否仍有季節性未被捕捉、各月的季調因子是否變動過大，或季調結果是否穩定等。倘若檢定結果不甚理想，則可能係因 RegARIMA 模型或季調設定不理想，故須進行相關修正。例如，當季調因子變動過大而導致診斷結果不佳時，通常可嘗試透過拉長季節過濾器之平均移動期間<sup>6</sup>，或捨棄較不顯著之離群值(因過多離群值會影響季節因子的估計)等方式來解決。

由於台灣的總體月指標普遍含有季節因子，因此於下一節藉由對商品出口資料之季調分析，以將上述季調概念應用於台灣實證中。

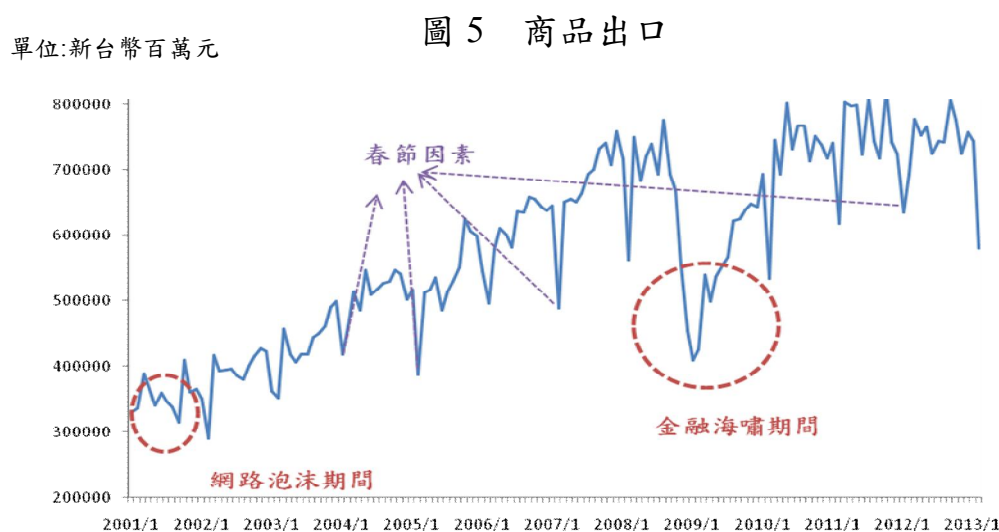
### 參、以台灣商品出口資料之季調為例說明

根據 2001 年 1 月至 2013 年 2 月海關商品出口(ex)資料顯示(圖 5)，我國出口值在農曆春節期間明顯下滑，且此春節效應隨著春節期間的變動，有時落於 1 月有時則落於 2 月。此外，商品出口值在 2001

---

<sup>6</sup> 惟過長的季調過濾器長度，如 3x15，恐會使季調因子呈一水平直線，導致該季調因子無法描述資料的長期變動。故在拉長季調過濾器長度時，需考量此負面代價。

年，以及 2008 至 2009 年間，因分別受網路泡沫及全球金融海嘯危機影響，呈現大幅衰退，故在此兩期間可能有明顯的離群值效果。



根據上述商品出口資料特性，將本文針對商品出口之 RegARIMA 形式、季調設定，以及依此設定所得之季調結果分述如下：

## 一、商品出口之 RegARIMA 模型設定

### (一)迴歸項設定

1. 春節及交易日效果：為估計春節期間(平均假期為 7 天)，因廠商營業日減少，導致出口下滑之效果，本文另以 Genhol 軟體推估春節之迴歸因子<sup>7</sup>，而後再將春節迴歸因子(CNY)，以及交易日(TD)效果加入迴歸模型中<sup>8</sup>。
2. 離群值設定：由於 2001 年及 2008 至 2009 年期間，商品出口分別受網路泡沫及全球金融海嘯影響，皆呈現大幅下滑而後緩慢

<sup>7</sup> Genhol 軟體可提供春節等移動節日之迴歸因子，例如假設本年春節假期有 7 日，且 1 月落於該期間的有 5 日，2 月則有 2 日，則未經調整的本年 1 月春節迴歸因子為 5/7，本年 2 月的春節迴歸因子則為 2/7，而本年其他月份的春節迴歸因子為 0。

<sup>8</sup> 根據財政部的「海關出口總值季節調整簡介」說明，其在進行季調時亦考慮交易日及農曆春節效果。

回升之特性。故本報告嘗試採用暫時性變動(TC)因子，以捕捉此兩種負向衝擊效果對資料之趨勢循環性的影響。

## (二)ARIMA 模型設定

本文主要依據 AICC 準則，以及模型之殘差項是否不具序列自我相關等特性，選取較適當的 ARIMA 模式為 ARIMA (1,1,1)(1,1,1)。表 1 為 ARIMA (1,1,1)(1,1,1)與基本模型(0,1,0)(0,1,0)之比較，結果顯示 ARIMA (1,1,1)(1,1,1)之 AICC 不僅較小，且亦通過殘差項之相關檢定。

表 1 AICC 及殘差項檢定結果

ARIMA 模型	(1,1,1)(1,1,1)	(0,1,0)(0,1,0)
AICC	3412.68	3473.25
殘差項檢定結果	通過	序列具自我相關、 季節性自我相關

## (三) RegARIMA 模型估計結果

在上述模型設定下，根據表 2 之模型估計結果顯示：

### 1. 春節迴歸因子(CNY)顯著影響商品出口

春節因子係數為-0.137，表示平均而言，相較於非春節期間，春節期間的商品出口值將下降 13.7%。以 2013 年 1 月為例，該月商品出口年增率為 16.92%，主要係因 2012 年的春節落於 1 月份。因此，根據本文之估計結果，去除交易日及春節效果後，2013 年 1 月出口年增率(尚未進行 X12 季調)降為 5.29%。

### 2. 2008 至 2009 年的金融海嘯對商品出口衝擊較大

根據估計結果，2001 年的網路泡沫，於 2001 年 9 月對出口造成顯著的負向衝擊，出口下滑 13.1%；而 2008 至 2009 年的全球金融海嘯則造成 2008 年 11 月的出口下滑 21.2%，衝擊效果明顯大於前期的網路泡沫。此外，兩種負面衝擊皆逐漸減緩且約持續

17 個月<sup>9</sup>，而後效果降為 0。

表 2 RegARIMA 估計結果

AICC	ARIMA 模式	迴歸項				
			常數項	CNY	TC2001.9	TC2008.11
3413	(1,1,1)(1,1,1)	估計係數	-0.000	-0.137	-0.131	-0.212
		t 值	-0.32	-10.76***	-2.99***	-4.87***

說明:1. 商品出口(ex)已取自然對數。

2. 「\*」表示該估計係數在顯著水準 10%下顯著,「\*\*」為顯著水準 5%下顯著,「\*\*\*」為顯著水準 1%下顯著。

3. 本模型估計之交易日(TD)效果係顯著影響商品出口(1%下顯著),且估計結果為 TD=0.005×(週一個數)-0.002×(週二個數)-0.000×(週三個數)-0.020×(週四個數)-0.014×(週五個數)+0.026×(週六個數)+0.006×(週日個數)。

#### (四)季調前商品出口調整值(preadjustment)

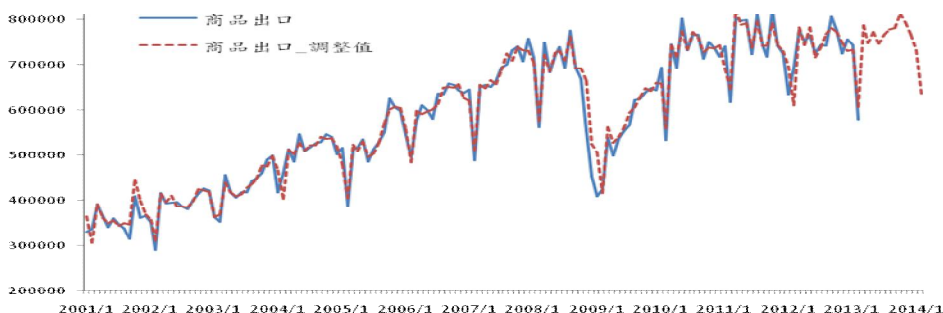
根據迴歸模型，我們可估得已去除離群值(此處為 TC2001.9 及 TC2008.11)、交易日(TD)，以及春節效果(CNY)之季調前商品出口調整值(ex\*)，亦即：

$$ex^* = ex - TD - (-0.137) \times CNY - (-0.131) \times TC2001.9 - (-0.212) \times TC2008.11。$$

此後再根據 ARIMA 模型之設定，可估得未來一年「季調前商品出口調整值」之預測值(圖 6)，使得後續在進行季調時，商品出口資料端點值的季調結果可依據其未來預測走向。

圖 6 商品出口與季調前出口調整值

單位:新台幣百萬元



說明:此季調前調整序列仍具有明顯的季節性，例如每年 2 月的出口相較其他月份皆明顯較低。

<sup>9</sup> 此係根據 X-12-ARIMA 所估得之離群值因子，其中 TC2001.9 的影響效果約在 2003 年 1 月降為零；TC2008.11 則在 2010 年 4 月降為零。

## 二、商品出口 X12 季調

### (一) 季節性檢定

根據表 3 之兩種季節性檢定，包括 F 檢定及 Kruskal-Wallis 檢定皆顯示，商品出口資料具有顯著的季節性。此外，若由表 4 的商品出口原始資料與其趨勢循環值之比率顯示(或稱 SI 係數)，每年 9 至 11 月的比值大都高於 100，而每年的 1、2 月卻都小於 100，此表示我國出口在 1、2 月明顯為淡季，在 9 至 11 月則相對為旺季。因此不論是根據季節性檢定結果，或以資料之不同月份的 SI 係數來看，對商品出口資料進行季調有其必要性。

表 3 商品出口之季節性檢定

H <sub>0</sub> : 序列不具季節性		
	F 檢定	Kruskal-Wallis
統計量	67.370**	105.343***
檢定結果	存在季節性	存在季節性

說明：「\*」為顯著水準 10% 下顯著，「\*\*」為顯著水準 5% 下顯著，「\*\*\*」為顯著水準 1% 下顯著。

表 4 SI 係數(=ex\*100/C)

月 年	1	2	3	4	5	6
	7	8	9	10	11	12
2008	98.7	80.8	101.7	96.6	102.8	103.8
	101.3	110.8	<b>103.5</b>	<b>108.3</b>	<b>109.6</b>	91.6
2009	92.6	78.7	107.6	99.9	100.0	101.0
	104.0	103.2	<b>104.5</b>	<b>104.6</b>	<b>100.8</b>	100.4
2010	97.2	80.2	104.0	98.3	104.7	99.1
	105.1	104.5	<b>101.1</b>	<b>102.9</b>	<b>101.6</b>	100.5
2011	91.0	83.6	105.3	101.4	103.1	97.8
	107.1	100.9	<b>101.5</b>	<b>108.2</b>	<b>101.2</b>	99.1
2012	93.9	82.1	105.3	100.4	106.0	97.5
	100.7	104.7	<b>106.2</b>	<b>104.7</b>	<b>101.3</b>	98.4
2013	98.7	81.7	--			

說明:SI係數小於100,表示該月份之數值低於趨勢循環(C)值,例如當SI係數=81.7,則表示原始資料較其趨勢循環值低18.3%。反之,若SI係數=106.3,則表示該月份之資料較趨勢循環值高6.3%。

## (二)季調結果

### 1. 選取 X-12 過濾器長度

根據表 5 商品出口之不同月份的不規則項(I)與季節性(S)比值(即 I/S 係數),其 I/S 係數平均值為 5.31,顯示不規則項占很大比例,故我們選取較長的季調過濾器長度  $3 \times 9^{10}$ 。

<sup>10</sup> 一般而言,當 I/S 介於 2.3~4.1 之間,應採用 3x3 移動平均;GMSR 介於 4.1~5.2 之間,應採用 3x5 移動平均,而 GMSR 介於 5.2~6.5 之間,則應採用 3x9 移動平均。



表5 商品出口之各月I/S係數

月份	1	2	3	4	5	6
I/S 係數	8.187	6.576	3.798	8.377	6.492	6.418
月份	7	8	9	10	11	12
I/S 係數	3.708	3.664	4.725	6.168	2.470	3.188

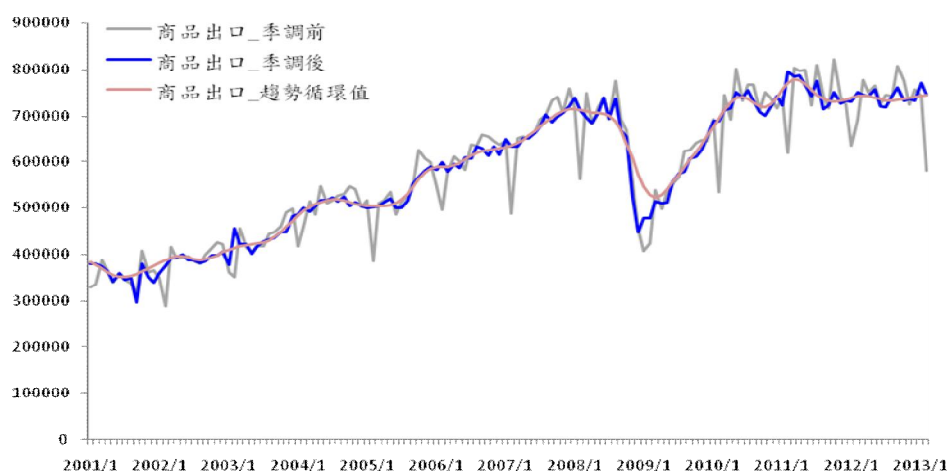
## 2. 經季調之商品出口值

選定 X-12 過濾器長度後，即可對商品出口進行季調，我們將商品出口之原始資料、經季調後商品出口值，以及其趨勢循環值繪於圖 7。

根據圖 7 顯示，經季調後的商品出口值，已無明顯的農曆春節效應，以及淡旺季之分(即季節性因子)。其中，原受基期因素影響，致 2013 年 1 月出口成長率為 16.92%，在經本模型之季調結果後降為 5.43%。而其趨勢循環性部分，則因考量離群值效果中的短暫變動後，於 2001 年底及 2008 至 2009 年間，起初係呈衰退情況，而後則呈緩慢回升。

圖 7 商品出口之季調前、季調後及趨勢循環值

單位:新台幣百萬元



### 3. 診斷性檢定

由診斷結果表 6 顯示，本模型之殘差項並未存在季節性，且亦無季節性之序列自我相關。另根據季調結果之品管接受度指標顯示，Q、Q2 及 M8-M11 統計量均小於 1，說明本文所估計的各月季節因子穩定性尚佳。惟殘差項不符常態分配，且光譜分析檢定結果仍顯示不規則項具有交易日效果，此可能係模型有遺漏其他離群值或移動節日效果，以及出口本身波動幅度較大所致。

表 6 商品出口之季調診斷結果

項目	殘差是否無季節性	殘差是否無季節性序列自我相關	殘差是否符合常態(z)分配	品管接受度指標			光譜分析
				Q	Q2	M8-M11	
檢定結果	通過	通過	未通過 (Kurtosis 檢定量顯著拒絕序列為 z 分配之虛無假設)	通過	通過	通過	未通過 (不規則項具有顯著的交易日效果)

## 肆、商品出口季調結果之應用

### 一、商品出口之預測

透過 X-12-ARIMA，可以得到未來一年各月商品出口的綜合調整因子<sup>11</sup>(包括交易日、春節因子及季節因子)預測值，如表 7。其中，2014 年 1、2 月之綜合調整因子皆小於 1(此隱含該月份之季調後商品出口預測值會較季調前為高)，主因為 1、2 月為出口淡季，加上農曆春節的影響，故商品出口值通常較其他月份低。

我們可利用前述之綜合調整因子預測值，推得未來一年的商品出口預測值，如圖 8 所示。其中，因 2014 年春節除夕係落於 1 月 30

<sup>11</sup> 將商品出口值(ex)除以綜合調整因子(ex\_fa)，可得季調後商品出口值(ex\_sa)，即  $ex/ex\_fa=ex\_sa$ ，其中綜合調整因子不含離群值，此係因模型無法預期未來何時會發生短暫衝擊。

日，故根據模型預測結果，商品出口在 2014 年 1 月份即呈現下滑趨勢，於 2 月時的下滑幅度則又增大。

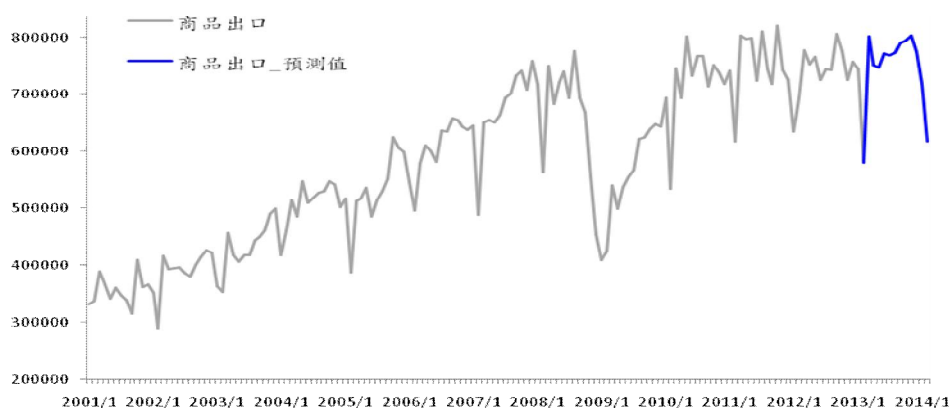
惟採用 X-12-ARIMA 預測時，因模型係屬 ARIMA 型式，且僅考慮春節因子、交易日效果、特定離群值，以及季節因子，而未考量其他重要解釋變數對出口之影響，如國際景氣波動等因素。故而可預期，在進行長期預測時，X-12-ARIMA 模型相較於其他有考量重要解釋變數之出口模型，其預測表現可能會較差。

表7 商品出口之未來一年各月綜合調整因子預測值

月份	2013/3	4	5	6	7	8
綜合調整因子	1.071	1.006	1.002	1.023	1.029	1.024
月份	9	10	11	12	2014/1	2014/2
綜合調整因子	1.034	1.030	1.030	1.002	0.929	0.800

圖 8 商品出口之預測值

單位:新台幣百萬元



## 二、實質商品出口之價格及所得彈性

對於經季調後的總體月資料，我們可對此做進一步的研究分析，例如考量匯率和主要出口國所得(以工業生產指數作為代理變數)等變數，建構實質商品出口模型，估得我國商品出口之價格及所得彈性。

## (一)實證資料

本文利用 2001 年 1 月至 2012 年 12 月之台灣商品出口、出口物價指數、實質有效匯率，以及主要出口國之所得指數(包括中國大陸及其他已開發國家)進行實證分析，相關變數處理及資料來源詳見表 8。其中，商品出口季調值已經前節估計而得，而出口物價指數及主要已開發國家所得指數之季調值均有官方資料，故後續僅需對中國大陸之所得指數進行季調即可進行模型實證。

表 8 商品出口模型之變數處理與資料來源

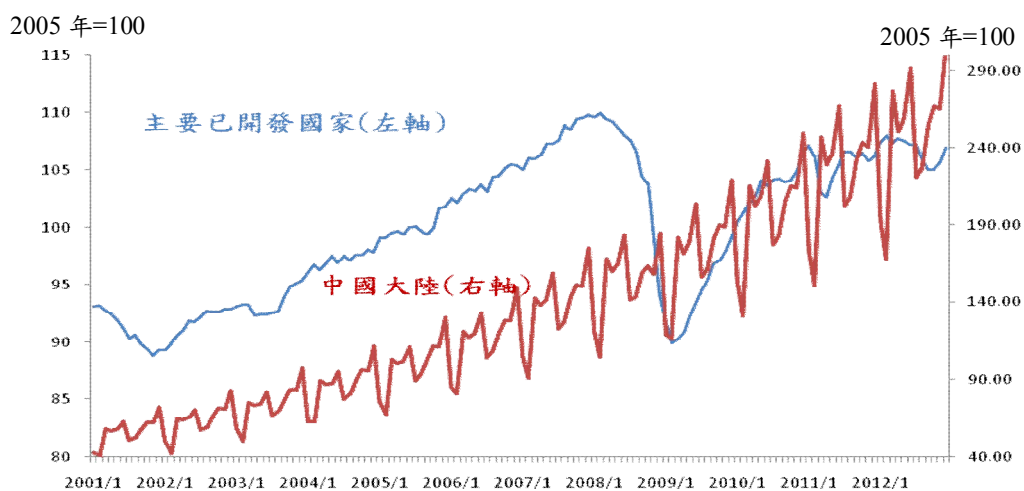
變數代碼	變數名稱	變數處理	資料來源
rex_sa	經季調之實質商品出口	將季調後之商品出口(ex_sa)以經季調之出口物價指數平減後，取其對數	財政部貿易統計資料庫、行政院主計總處
reer	實質有效匯率(廣義)	逕取其對數	BIS 資料庫
ip_ch_sa	中國大陸所得指數	採 X-12-ARIMA 季調且取對數	Global Insight
ip_dep_sa	主要已開發國所得指數	將各國「經季調」之工業生產指數加權*而得，且取對數	IMF 資料庫、財政部貿易統計資料庫

說明: \*本文係以 2010 至 2012 年我國對美國、日本、南韓、德國、荷蘭及英國 (德、荷、英為我國出口至歐洲中的前三大國家)之平均出口比重計算權數。

### 1. 主要出口國所得指數

根據圖 9 顯示，主要已開發國所得指數於 2001 年因網路泡沫影響，呈現下滑，又於 2008 至 2009 年受全球金融海嘯衝擊而呈大幅下降；中國大陸則因指數未經季節調整，故較難判斷是否亦受相同衝擊事件影響，惟仍可看得出其成長走勢較已開發國家穩定且快速。

圖 9 主要出口國所得



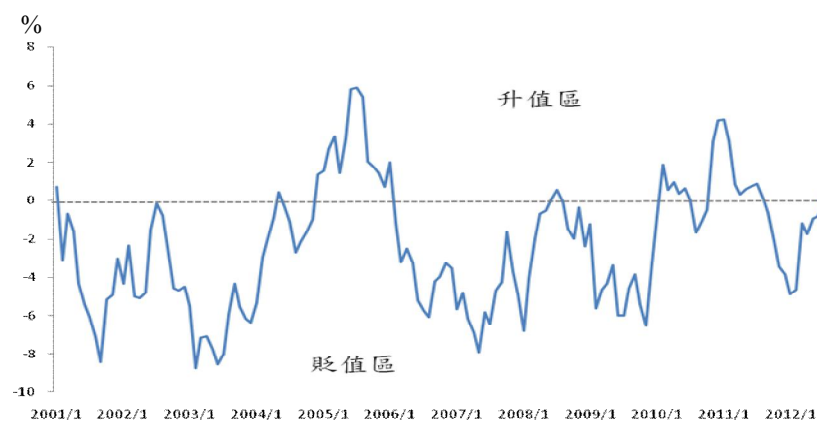
資料來源: Global insight 及作者自行編製

此外，依據貿易理論，國外所得上升，可帶動國外對我國商品之需求，故可預期本文編製之主要已開發國家及中國大陸的所得指數，兩者與商品出口走勢皆應呈正向關係。

## 2. 實質有效匯率

一般而言，新台幣升值時(即 reer 上升)，會帶動我國商品出口之價格上升，致商品競爭力下降，出口下滑。因此可以預期匯率與出口關係應呈負相關。自 2001 年以來我國實質有效匯率之變動參見圖 10。

圖 10 實質有效匯率年變動



資料來源: BIS 資料庫

## (二)中國大陸所得指數季調結果

將中國大陸所得指數(ip\_ch)的季調過程簡述如下:

### 1. 季節性檢定

不論根據表 9 之兩種季節性檢定，或表 10 的 SI 係數(如:1、2 月之平均 ip\_ch 均明顯低於其趨勢循環值，而 6、12 月之平均指數，則明顯高於趨勢循環值)，皆顯示 ip\_ch 具有明顯的季節性因子。

表 9 ip\_ch 之季節性檢定

H <sub>0</sub> :序列不具季節性		
	F 檢定	Kruskal-Wallis
統計量	522.513***	137.635***
檢定結果	存在季節性	存在季節性

說明：同表 3。

表 10 ip\_ch 之 SI 係數(=ip\_ch\*100/C)

月份	1	2	3	4	5	6
SI 平均值	81.5	71.3	109.3	103.8	105.1	114.8
月份	7	8	9	10	11	12
SI 平均值	89.6	91.8	101.1	106.6	104.4	120.3

說明：此處 C 為趨勢循環值。

### 2. 迴歸模型與 X12 季調結果

本文設定 ip\_ch 之 ARIMA 模型為 ARIMA(0,1,1)(2,1,1)，並於迴歸模型加入交易日效果、農曆春節效果、以及離群值。根據估計結果表 11 顯示，ip\_ch 於春節期間平均下降幅度達 4.8%，且顯著；全球金融海嘯於 2008 年 10 月起對 ip\_ch 造成顯著的負向影響，當期下降幅度達 4.3%。

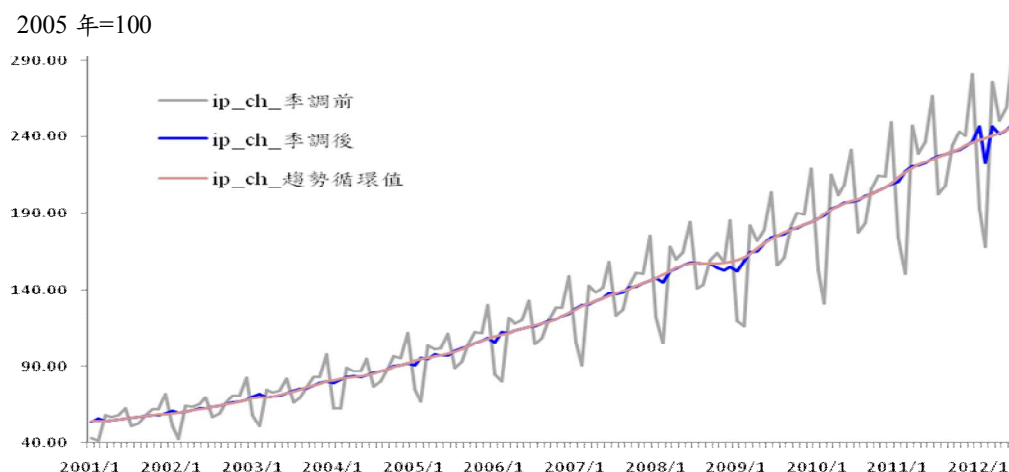
表 11 ip\_ch 之迴歸結果

ARIMA 模式	迴歸項			
		常數項	CNY	TC2008.10
(0,1,1)(2,1,1)	估計係數	0.000	-0.048	-0.043
	t 值	0.02	-9.35***	-2.90***

說明：經檢定結果 ip\_ch 於 2001 年間並無顯著的短暫變動效果(TC)。

而後再以 3×9 之季節過濾器長度進行 X12 季調。將 ip\_ch 及其季調值與趨勢值繪於圖 11。

圖 11 ip\_ch 之季調前、季調後及趨勢循環值



說明：2012 年 2 月季調後所得指數出現明顯下降的原因為，當年春節期間係落於 1 月而非 2 月，故造成 2 月的原始所得指數(ip\_ch\_季調前)下降的主要原因除了季節因素外，尚可能是景氣較差所致，故導致季調後的 ip\_ch 仍呈下降。

### (三)商品出口函數實證結果

將前節估計所得之中國大陸季調後所得指數取對數後(ip\_ch\_sa)，作為經季調之實質商品出口(rex\_sa)的解釋變數之一。估計方法我們採最小平方(Ordinary Least Squares, OLS)估計法，商品出口模型實證結果見表 12。

表 12 顯示，當新台幣實質有效匯率上升 1%(即新台幣升值)時，商品出口約下降 0.3%；而當中國大陸及主要已開發國家所得各上升

1%時，可分別帶動出口約上升 0.30%及 1.69%，且所有估計係數皆顯著異於 0。

表 12 商品出口模型估計結果

$$( rex\_sa_t = \alpha + \beta_1 \times reer_t + \beta_2 \times ip\_ch\_sa_t + \beta_3 \times ip\_dep\_sa_t )$$

2001M1—2012M12	常數項	reer	ip_ch_sa	ip_dep_sa	R-adj <sup>2</sup>
估計係數	5.43	-0.304	0.300	1.688	0.96
t 值	6.07***	-1.82*	9.21***	15.70***	

說明：同表 3，且估計式中各變數皆已採對數處理。

## 伍、心得與建議

本次參加德國聯邦銀行舉辦的研習課程，得以了解季節調整之基本架構及其重要性，並熟知 X-12-ARIMA 程式運用。透過漸進式的實例操作，已熟悉季調的各項步驟及判斷季調結果優劣之原則，獲益良多，有助日後相關研究工作之改進。謹將個人心得與建議說明如下：

一、由於台灣重要的總體月指標，大都含有季節因子及移動節日效果（特別是農曆春節）。惟部分指標之完整季調後資料不易取得，可能影響總體分析結果，例如：細項類別之物價指數無季調後資料，商品進出口值等官方公布的季調後資料長度不足等<sup>12</sup>。基於模型實證及研究預測之需要，未來可利用此次研習之 X-12-ARIMA 季調方法，分析相關指標近年來的走勢變動情況、農曆春節影響效果等，以作為本行進一步研究之參考依據。

<sup>12</sup> 目前主計總處雖公布經季調之 CPI 及進出口物價指數，惟並未公布較細項分類之季調值(如：食物類別之消費物價指數)；商品進出口部分，財政部亦僅公布以美元計價之季調後進出口值，且資料期間較短。



二、由於歐美國家普遍使用季調後資料進行研究，且季調方法目前仍在持續發展中，如 X-13-ARIMA-SEATS；未來俟該項方法發展成熟時，建議派員參與相關研習課程。

## 參考資料

美國普查局季調網站，〈<http://www.census.gov/srd/www/x12a/>〉。

財政部統計處(2011)，「海關出口總值季節調整簡介」。

德國聯邦銀行「總體資料 X-12-ARIMA 季節調整 (X-12-ARIMA Seasonal Adjustment of Economic Data)」 研習課程上課講義。

陳旭昇(2009)，「時間序列分析－總體經濟與財務金融之應用」，台北：東華書局。

劉淑敏(2007)，「貨幣總計數採行 X-12 ARIMA 季節調整之研究－兼論農曆春節移動節日之影響處理」，中央銀行季刊，第二十九卷第一期。

Deutsche Bundesbank (2010), “The Whole and Its Parts: Problems with The Aggregation of Seasonally Adjusted Data.” Deutsche Bundesbank Monthly Report, June.

Farley, E.V. and J.M. Murphy(1997), “Time Series Outlier Analysis: Evidence for Management and Environmental Influences on Sockeye Salmon Catches in Alaska and Northern British Columbia.” *Alaska Fishery Research Bulletin*. 4: 36-53.

Hurvich, C. M. and C. Tsai (1989), “Regression and Time Series Model Selection in Small Samples.” *Biometrika* 76, 297-307.

U.S. Bureau of the Census (2011), “X-12-ARIMA Reference Manual.”