

貨幣總計數應用X-13ARIMA-SEATS季節調整之研究*

蔡釗旻**

摘 要

本文採用最新的X-13ARIMA-SEATS程式，並在本行原本的X-12-ARIMA季節調整之模型設定下，針對通貨淨額、準備貨幣、M1A、M1B、M2、全體貨幣機構存款、全體貨幣機構放款與投資，共7個重要金融指標重新進行季節調整，觀察檢定結果是否通過。若未通過，則重新修正模型，直至找尋出較為合適的診斷結果，以對當前的季節調整提出建議或修正方向。實證結果茲說明如下：(1) 在原本的模型設定下，僅M1B的診斷結果可被接受，其他的重要金融指標均存在檢定未通過的情況，如殘差存在自我相關性、殘差存在季節性高峰與交易日高峰、季節調整存在潛在問題（例如，部分品管接受度指標M統計量大於1）。(2) 以144組ARIMA模型，並嘗試修改季節調整過濾法長度，或加入常數項，或納入額外的離群值，或納入存量型式的交易日效果等方式，以找尋較為合適的診斷結果。結果指出，7個重要金融指標之診斷結果均未存在檢定失敗的情形，此等結果可供本行進行修正。

關鍵字：季節調整，X-12-ARIMA，X-13ARIMA-SEATS，診斷檢定

JEL分類代號：C22, C82, E42

* 本文初稿完成於民國109年12月，110年2月修正完稿。本文承蒙副總裁宗大、陳副總裁南光、蔡處長炯民、林參事淑華、吳參事懿娟、劉研究員淑敏、繆副研究員維正與蕭專員宇翔之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處四等專員。

壹、前言

所謂季節性係透過生產決策與消費決策直接地或間接地因天氣、風俗習慣、法規制度等因素，以致統計資料呈明顯的季節性波動。

此一波動雖短暫；惟其規律且重覆發生，更重要的是，在科技進步與環境變遷下，季節性的強度亦可能隨時間而改變，因此，在從事經濟分析與訂定經濟政策的前提下，似有必要將季節性效果（如交易日效果（trading day effects）與移動假日效果（moving holiday effects）等）自資料中萃取出來，以利對資料做正確判讀。

目前本行在編製金融統計月報時，針對通貨淨額、準備貨幣、M1A、M1B、M2、全體貨幣機構存款、全體貨幣機構放款與投資，共7項重要金融指標進行季節調整，因其易受農曆春節因素、假日等因素之影響而呈季節性之變動。

而本行的季節調整係以美國普查局（Census Bureau）開發之X-12-ARIMA進行，並於每年6月與12月修正模型與農曆春節因子。設定農曆春節因子時，必須經過中心校正程序，而每年新增資料時，中心校正程序會牽動所有的歷史資料。^{註1}

然而，美國普查局與西班牙銀行於2013年1月合作開發新的季節調整程式，即X-13ARIMA-SEATS，該程式將西班牙銀行

與歐盟採用之TRAMO/SEATS所強調的模型基礎納入，本文將於第貳章第二節說明X-13ARIMA-SEATS的新增功能及其與X-12-ARIMA的差異。

由於Monsell (2007)指出2種程式的結果確實會存在差異，加以Lytras et al. (2007)不支持使用X-12-ARIMA較為傳統的診斷方法，有鑑於此，本文將採用X-13ARIMA-SEATS程式針對上述7項重要金融指標重新進行季節調整，首先以原本模型設定執行季節調整，觀察當前模型設定是否有修改之必要性，接著，再修正模型設定以尋求較為合適的結果，有助於對當前的季節調整提出建議或修正方向。

值得注意的是，不論採用X-12-ARIMA或X-13ARIMA-SEATS，均可能隨資料增加，以致模型不再係最佳設定。雖然本行會於每年6月與12月修正模型，若以穩定性的角度而言，或許重新檢驗當前的模型設定是否通過檢定即可，在一段時間後（如2年或3年）再重新修正模型設定，以找到最佳的模型。

其餘章節內容概述如下：第貳章進行文獻回顧與簡介X-13 ARIMA-SEATS；第參章說明季節調整的步驟、模型設定與診斷說明；第肆章為資料與變數說明與診斷結果分析；最後則為結論與建議。

貳、文獻回顧與簡介X-13ARIMA-SEATS之新增功能

一、文獻回顧

Hylleberg (1986)認為季節性具系統性，儘管未必係有規律的或固定不變的。由於氣候變化、宗教節日、經濟慣例與期望引起的年內運動，此等因素通常會造成季節性行為。季節性調整方法的基礎係經過事先處理，以調整離群值、交易日與假日等因素後，將季節性自資料中分離出來，以擷取資料中未能觀察到的成分，俾利後續的研究分析。

林金龍與劉天賜（2003）指出農曆春節、端午節與中秋節對生產、消費與其他經濟活動存在顯著地影響。該文區分假日前、中、後，3種不同的效果，以此3個期間座落於每一月份的比例作為解釋變數，並採AICC準則與樣本外預測來決定此3段期間的長度，最後以離群值檢定與滑動樣本分析來判斷模型的合適性。結果發現，上述方法能夠有效地捕捉移動假日效果，並得以改善估計季節因子的準確性。

劉淑敏（2007）旨在處理貨幣總計數季節調整之問題，尤其係較為特殊的農曆春節因子。該文指出臺灣的農曆春節因子無法採用歐美的固定節日調整方法，因此，該文嘗試結合日資料，並以X-12-ARIMA來處理農曆春節因子對貨幣總計數之影響。結果指出，農曆春節因子的影響效果顯著，似有必

要在季節調整中納入考慮。此外，該文亦指出，季節調整似以直接處理的方式進行較佳。

黃月盈（2014）以X-13ARIMA-SEATS針對機械與電機設備進口值重新建構季節調整模型。除了處理農曆春節因子外，亦採用新增的SEATS進行季節調整，並與X-11季節調整進行比較。結果指出，農曆春節因子存在顯著地影響。此外，該文指出SEATS的季節調整方式之診斷結果大抵優於X-11；惟二者均能夠剔除資料中的季節性。

Lytras (2015)指出X-13ARIMA-SEATS具有多個診斷步驟，旨在確定資料是否存在季節性。然而，對季資料而言，季節性的診斷受到較大限制，因光譜診斷（spectrum diagnostic）僅適用於月資料。此外，季資料的季節性診斷僅適合採用X-11季節調整，而不適合採用SEATS季節調整。此外，X-13ARIMA-SEATS的季節性診斷新增了QS統計量，其旨在檢驗原始資料（original series）與季節調整後資料（seasonally adjusted series）是否存在正向的季節自我相關性（positive seasonal autocorrelation），並且適用於月資料與季資料。

林金龍與彭俊能（2018）建議自行建構交易日效果之變數，因美國的假日與臺灣不同，未必適用。該文以genhol程式產生農曆

春節因子。實證結果指出，農曆春節因子存在顯著的影響，而中秋節因子的效果未達統計顯著性。此外，該文建議建構每月的交易日變數與農曆春節因子變數，以調整交易日（如颱風假、彈性連假、年假）的影響。

綜上所述，季節調整有其必要性，尤其係交易日效果與農曆春節的移動假日效果均會對資料產生影響，宜將其自資料中分離出來，以進一步釐清其所蘊含的資訊內容，以利後續研究分析。

值得一提的是，國外央行如美國、加拿大、英國、澳洲、泰國等均已採用X-13ARIMA-SEATS進行季節調整；惟歐元區、日本、新加坡仍採用X-12-ARIMA。

而國內的統計單位在從事季節調整時，均已由X-12-ARIMA改採X-13ARIMA-SEATS。例如，於2016年，國發會編製的景氣指標及景氣對策信號構成項目；於2018年，中經院編製的臺灣採購經理人指數與經濟部編製的各行業別之生產量指數，以及主計總處公布的GDP支出面統計資料，均改採X-13ARIMA-SEATS從事季節調整。

此外，國發會編製的景氣指標及景氣對策信號構成項目有納入本行季節調整後之M1B資料，然而，本行仍採用X-12-ARIMA進行季節調整。有鑑於此，除宜改採用X-13ARIMA-SEATS外，亦宜重新調整模型，以確保診斷結果合宜。

二、簡介X-13ARIMA-SEATS之新增功能

Monseil (2007)指出，在最新的X-13ARIMA-SEATS版本中，納入了西班牙銀行早在2005年6月開發的TRAMO/SEATS程式，並強化季節調整的診斷步驟。新建構的X-13ARIMA-SEATS重組了SEATS的運算方式，以執行滑動樣本分析與修正歷史檢定的診斷，並提高季節調整穩定性診斷的執行速度。另外，對模型自動設定之認定過程進行一些更正，大幅地提高程式在認定reg ARIMA模型方面的效能，進而減少收斂問題。

在X-13ARIMA-SEATS中，使用者能夠以熟悉的X-12-ARIMA程式語法，並得單獨設定「seats」指令來進行SEATS的季節調整，亦可以比較SEATS與X-11季節調整的診斷結果。所有被SEATS開發者視為有用的功能均可在X-13ARIMA-SEATS中使用。

值得注意的是，即使設定相同的模型，由於TRAMO/SEATS與X-12-ARIMA對模型估計步驟之差異，以X-13ARIMA-SEATS進行SEATS季節調整之結果可能與由TRAMO/SEATS程式的獨立版本所得出的結果略有不同。

X-13ARIMA-SEATS主要新增幾個功能，如：（1）新增季節離群值（seasonal outlier, SO）；（2）新增交易日效果之存量

迴歸變數（以單1個變數捕捉）；（3）改善季節調整之診斷過程；（4）新增復活節效果之存量迴歸變數；（5）新增診斷檢定的QS統計量；（6）提供使用者建構共同文件（meta file），得以一次處理多個程式設定檔或多個資料集合；（7）納入SEATS季節調整功能，並新增Tukey光譜分析，作為額外的參考指標（見註4）；（8）彙整所有的診斷結果，便於使用者判讀；（9）根據卡方統計量，建構新的迴歸檢定步驟，以確定模型是否應納入迴歸變數；（10）使用者得自行設定最多5種的移動假日之迴歸變數；（11）新增「force」的功能設定，此即強制季節調整後資料的年度總合與原始資料相符合；（12）文件得以「空格」命名。

以下僅針對第（1）、（2）、（3）進行說明，其他有關程式特色與其他新增功能的詳細資訊，請參閱Monsell (2007)。

（一）季節離群值（seasonal outlier, SO）

X-13ARIMA-SEATS新增了季節離群值的變數設定，此與Kaiser and Maravall (2002) 討論的季節水平位移離群值（seasonal level shift outlier, SLS）相同。該季節離群值變數可與reg ARIMA模型中的其他迴歸變數一起納入。此外，X-13ARIMA-SEATS亦對自動認定離群值的步驟進行修改，以捕捉季節離群值的效果。

在 t_0 時點下，季節離群值效果設定如下：

$$SO_t^{(t_0)} = \begin{cases} 0 & , t \geq t_0 \\ 1 & , t < t_0 \\ \frac{-1}{s-1} & , \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

其中， s 為時間序列資料的週期（月資料為12，季資料為4）。該迴歸變數捕捉了季節模式的突然變動，並與其他月份或其他季節形成鮮明對比。

（二）存量交易日效果^{註2}

X-13ARIMA-SEATS為每月或每季流量的交易日變動提供簡化的設定，即僅使用1個迴歸變數來捕捉，即工作天數扣除週末天數乘2.5倍之差距。

$$TD(t) = N_t^{WD} - 2.5 * (N_t^{SS}) \quad (2)$$

其中， N_t^{WD} 係第 t 月/季的工作天數， N_t^{SS} 係第 t 月/季的星期六與星期日的天數。此限制的基本假設係所有工作天數（星期一至五）具有相同的效果，而星期六與星期日具有相同的效果。該迴歸變數最初出現在TRAMO/SEATS程式中。

對存量資料而言，Bell (1984)與Bell (1995)開發出可用於估計交易日效果的存量迴歸變數。對給定 ω 而言，其被假設為每月的某一天，此等迴歸變數定義如下：

$$I_{1,t} = \begin{cases} 1 & , \text{第 } t \text{ 月中之第 } \tilde{\omega}^{th} \text{ 天是星期一} \\ -1 & , \text{第 } t \text{ 月中之第 } \tilde{\omega}^{th} \text{ 天是星期日} \\ 0 & , \text{其他} \end{cases}$$

$$\vdots$$

$$I_{6,t} = \begin{cases} 1 & , \text{第 } t \text{ 月中之第 } \tilde{\omega}^{th} \text{ 天是星期六} \\ -1 & , \text{第 } t \text{ 月中之第 } \tilde{\omega}^{th} \text{ 天是星期日} \\ 0 & , \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

然而，Findley and Monsell (2009)採用類似等式(2)的方式，將上述6個變數合併成1個變數。受限制的存量交易日效果之迴歸變數如等式(4)所示：

$$D_t = -\frac{3}{5}I_{1,t} - \frac{1}{5}I_{2,t} + \frac{1}{5}I_{3,t} + \frac{3}{5}I_{4,t} + I_{5,t} \quad (4)$$

Findley and Monsell (2009)將該迴歸變數應用於存量資料，結果指出，等式(4)的受限制存量交易日效果之迴歸變數優於等式(3)的傳統存量交易日效果之設定。然而，在X-13ARIMA-SEATS中，提供上述2種方式來捕捉存量的交易日效果，供使用者自行選擇。

(三) 改善季節調整的診斷過程

在X-13ARIMA-SEATS中，季節調整的診斷過程係基於模型的F統計量，此用於確定原始資料中是否存在穩定的季節性。該F檢定係自較早期版本的X-12-ARIMA程式產生，其源自於卡方檢定，此一卡方統計量如下：

$$\hat{\chi}^2 = \hat{\beta}' \left[\text{Var}(\hat{\beta})^{-1} \right] \hat{\beta} \quad (5)$$

該卡方檢定能夠使用檢定統計量（見等式(6)），以解釋衝擊變異中的估計誤差：

$$\frac{\tilde{\chi}^2}{\kappa} = \frac{\hat{\chi}^2}{\kappa} \times \frac{n-d-\kappa}{n-d} \quad (6)$$

其中， $\tilde{\chi}^2$ 係等式(5)的卡方統計量， n 為樣本數， d 為差分階次，而 κ 為在等式(5)中，進行群組檢定的迴歸變數個數。等式(6)的檢定統計量服從 $F_{(\kappa, n-d-\kappa)}$ 分配。

Lytras et al. (2007)將 $\tilde{\chi}^2/\kappa$ 統計量的效能與幾個常用的季節性檢定進行比較。經模擬研究後，該文建議使用 $\tilde{\chi}^2/\kappa$ 統計量作為診斷檢定，而不支持使用X-12-ARIMA較為傳統的診斷方法。

另一個改善的季節調整診斷方法係滑動樣本分析 (sliding spans diagnostics)。此在比較給定重疊的樣本區間中的季節調整之結果。最多選擇4個資料跨期區間，最後1個跨期區間係以該資料的最後1年結束，而前3個的跨期區間係從該區間刪除最後1年的資料，並於該區間的開頭添加1年的資料而形成的區間。

在滑動樣本分析中，需要做出一項重要的選擇係重疊區間的長度。當與X-12-ARIMA的X-11設定一起使用時，係採用固定長度的季節過濾方法來執行季節調整，此時，樣本區間的長度取決於季節過濾方法的長度。

參、季節調整的流程與診斷說明

季節調整旨在將資料中隱含的趨勢循環項、季節項、不規則項，藉由一連串的雙邊移動平均分解出來。保留原始資料的趨勢項

與不規則項；惟剔除季節項。季節調整的流程步驟如圖1所示，為節省篇幅，以下僅針對reg ARIMA模型設定與診斷檢定做說明：

圖1 X-13ARIMA-SEATS季節調整之流程



註：資料擷取自 Findley et al. (1998)；惟於季節調整中額外納入 SEATS 的概述。

一、reg ARIMA模型設定

首先，建構reg ARIMA模型，用以回溯與預測（backcast and forecast），並事前對資料進行調整。回溯與預測係延伸資料兩端的樣本數，於執行雙邊移動平均時使用，而事前調整係針對交易日效果、移動假日效果、離群值（outliers）等其他外生因素進行調整。

(一) 交易日效果

所謂交易日效果係指經濟活動受到每月工作天數的影響，亦即星期一至星期日在同月份中所占天數的效果。另外，此交易日效果包含閏年效果，每逢閏年便導致2月天數多1天，可能對資料存在的影響亦必須納入考慮。^{註3}

值得注意的是，於模型中納入的交易日

效果係以星期日作為基準，以各個星期與星期日之天數差異進行設定，此係因共線性問題，無法一次納入7個變數，表示如下：

$$T_{1,t} = \text{星期一天數} - \text{星期日天數}; \dots \dots;$$

$$T_{6,t} = \text{星期六天數} - \text{星期日天數} \quad (7)$$

再者，X-12-ARIMA與X-13ARIMA-SEATS均提供以單1個變數的簡化設定來捕捉交易日效果，表示如下：

$$T = \text{星期一至星期五的工作天數總和} -$$

$$\frac{5}{2}(\text{星期六天數} + \text{星期日天數}) \quad (8)$$

另外，X-13ARIMA-SEATS亦提供將交易日效果分為「流量」與「存量」型式的調整方式，見第貳章第二節。

(二) 移動假日效果

所謂移動假日效果係指每年均存在的重要節日，如農曆春節、端午節、中秋節等；

惟可能出現在不同月份。其中，最為重要的是農曆春節的效果，因所屬月份的工作天數少，加以假期較長容易帶動民眾消費意願，影響著生產、消費與其他經濟活動，進而對相關資料產生影響。

本文曾以genhol程式產生端午節與中秋節的假日因子；惟結果未達統計顯著性，

可能係因於農曆春節前，央行會增加通貨發行額，農曆春節後，通貨回籠，形成劉淑敏（2007）指出的鐘形分配（見圖2），以致移動假日效果顯著。而端午節與中秋節並未呈現鐘形分配（見圖3），以致移動假日效果不顯著。

圖2 通貨淨額（2019年1月~3月日資料）

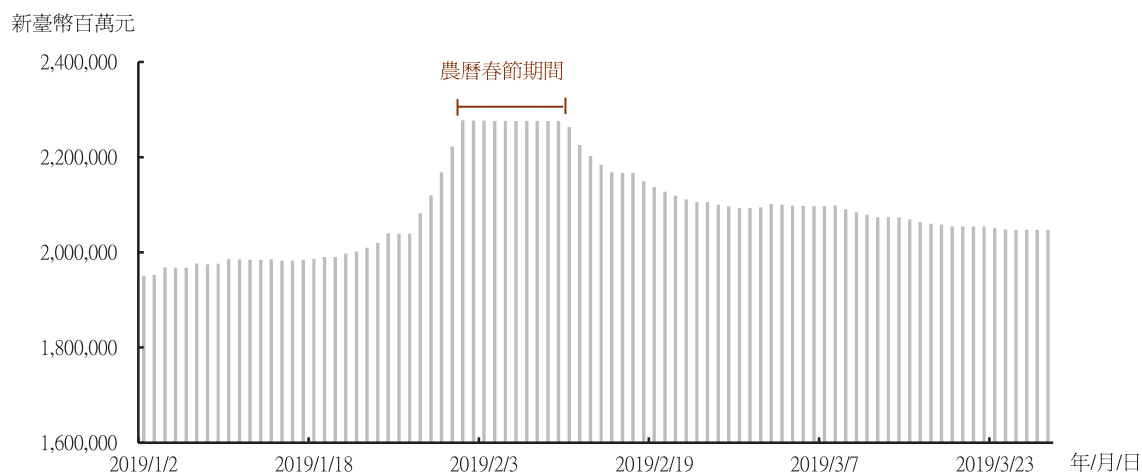
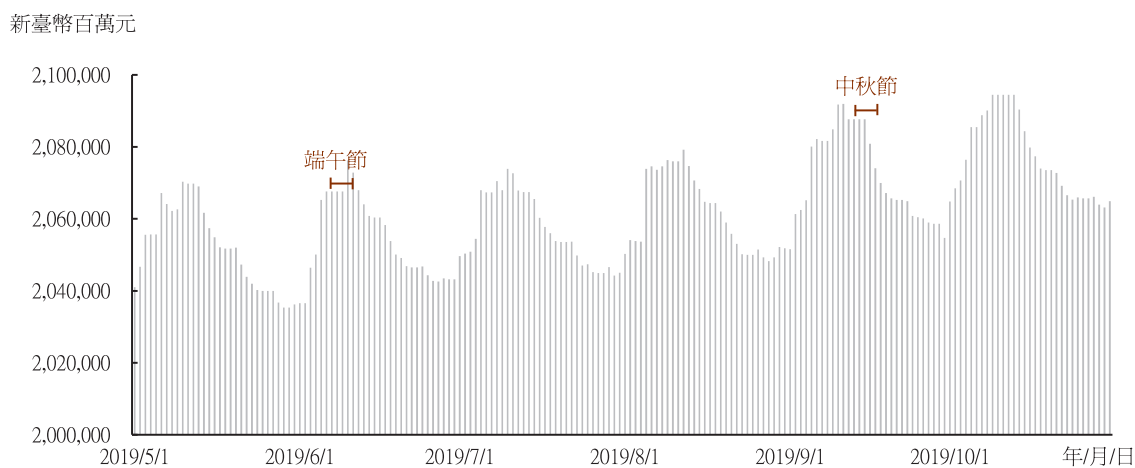


圖3 通貨淨額（2019年5月~10月日資料）



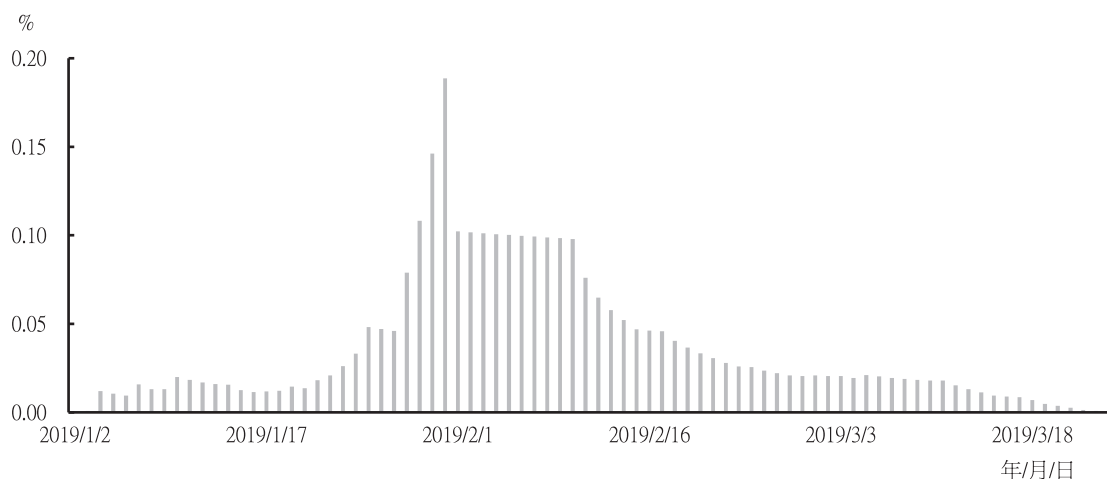
有鑑於此，本文主要著重於捕捉農曆春節因子，並參考劉淑敏（2007）的方法，即除夕前最後1個工作日設為 t 日，則「春節前」為 $t-1$ 至 $t-15$ ；而「春節期間」為 t 日與實際放假天數；而「春節後」為 $t+1$ 至 $t+20$ 。

事實上，本文曾以genhol程式產生農曆春節因子，再參考Census官方網站上的設定，其設定「春節前」為 $t-1$ 至 $t-10$ ；而「春節期間」為 t 至 $t+4$ （即初一至初五）；而「春節後」為 $t+5$ 至 $t+14$ 。

然而，診斷結果並不如劉淑敏（2007）的方法來的好，存在多個檢定未通過（如7

個QS統計量大多拒絕虛無假設，顯示資料仍然存在季節性），可能係因劉淑敏（2007）會針對各個項目捕捉其隱含的農曆春節因子，加以genhol的春節期間天數均設定為5天（初一至初五），而非以實際放假天數設定，復以劉淑敏（2007）指出農曆春節因子的影響效果為鐘形分配，因此，其採用的捕捉方式係依照該分配進行（見圖4）；惟genhol程式係以矩形分配，對不同天期給予相同權重，此法並不符合臺灣的農曆春節因子所致，因此，本文並未透過genhol程式自動產生農曆春節因子。

圖4 農曆春節每日效果占總效果之比重（2019年）



(三) 離群值認定

X-13ARIMA-SEATS提供幾種類型的迴歸變數來處理一系列臨時或永久性的突然變動：加性離群值（additive outlier, AO）、水平位移（level shift, LS）、暫時性變動（temporary change, TC）、季節性離群值

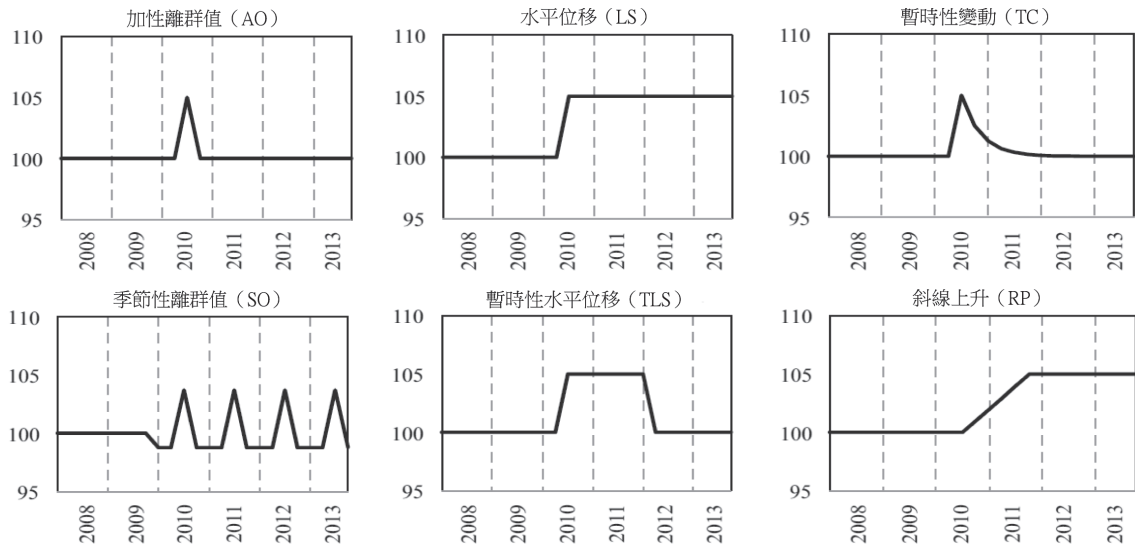
（seasonal outlier, SO）、暫時性水平位移（temporary level shift, TLS）以及斜線上升（ramp, RP）。

Census Bureau (2017)指出AO表示資料中某一樣本存在異常；而LS係樣本水準自某個時間點開始增加或減少至新水準；而TC指

樣本水準突然增加或減少，並以指數方式快速回復至原水準；而SO表示在某月或季，樣本水準突然異常地呈現季節性的增加或減少；而TLS表示某一區間中之樣本暫時定量

地增加或減少至新水準；而RP係指自某個時間點起，樣本水準以線性速度增加或減少至新水準（見圖5）。

圖5 離群值示意圖



資料來源：IMF (2018)。

二、診斷說明 (diagnostics)

X-13ARIMA-SEATS提供多個檢定方法（如QS統計量、殘差檢定、品質接受度指標、光譜分析、滑動樣本分析、修正歷史檢定）針對模型進行診斷，以確保季節調整的合宜性。若檢定未通過，便須重新設定模型或檢查是否忽略重要解釋變數，直至取得較合適的結果。

(一) QS統計量 (QS statistics)

本節主要參考Lytras (2015)與Census Bureau (2017)。QS統計量由Agustin Maravall

（曾任職於西班牙銀行）針對TRAMO/SEATS程式所開發，並於2013年，將其納入X-13ARIMA-SEATS，其旨在找尋資料中是否存在正向的季節自我相關性，以驗證該資料不存在季節性的假設是否成立。

首先，令 s 為季節性週期，例如，對月資料而言， $s=12$ ；對季資料而言， $s=4$ 。在不同頻率資料之差分階數（differencing order）下，QS統計量旨在檢定落後 s 期的正向自我相關係數是否顯著異於0，抑或係當落後 s 期與落後 $2s$ 期間的自我相關係數均為正值時，是否存在至少1個顯著異於0。

為計算QS統計量，必須選擇適當的差分階數。對不規則項及reg ARIMA模型中之殘差而言，差分階數設為0。而對原始資料或經季節調整後資料而言，差分階數設為 $\max(1, \min(d+D, 2))$ ，其中， d 指非季節性的差分階數，而 D 指用於reg ARIMA模型中季節性的差分階數；惟若未採用reg ARIMA模型，則差分階數設為1。

接著，計算自我相關係數。在差分階數為1下，自我相關係數均為暫定值，此時，執行檢定，以觀察落後1期的正向自我相關性之衰減速度是否過於緩慢。

當 $s=6$ 或 $s=12$ 時，程式會檢驗落後1至4期下的自我相關係數是否為正值。此外，當 $s=2$ 或 $s=4$ 時，程式會檢驗落後1至 s 期的自我相關係數是否均大於0.2。

上述條件只要有1個符合，加以差分階數為1時，則重新設定差分階數為2，而計算QS統計量所需之自我相關係數則自2階差分後的資料計算而得。

再者，令 r_i 為落後 i 期的自我相關係數（ $i = s, 2s$ ），而 n 為資料長度扣除差分階數的值，則

$$R_i = \begin{cases} r_i, & \text{if } r_i \geq 0 \\ 0, & \text{if } r_i < 0 \end{cases} \quad (9)$$

當 $R_s > 0$ 時，QS統計量為 $n * (n + 2) * [\frac{r_s^2}{n-s} + \frac{r_{2s}^2}{n-2s}]$ 。若 $R_s = 0$ ，則 $QS=0$ 。根據Maravall (2012)，QS統計量近似於自由度為2的卡方分配。當QS統計量大於該分配

的臨界值時，程式設定1%的顯著水準，此時，表示季節性存在（虛無假設：資料不存在季節性）。

舉例而言，以季資料為例（ $s=4$ ），計算1階差分後的自我相關係數（暫定值），若落後1至4期的自我相關係數均大於0.2，則差分階數將重新設定為2。在確定差分階數後，再藉由差分後的資料計算出落後4期與落後8期的自我相關係數，以求得QS統計量。若落後4期的自我相關係數小於或等於0，則QS為0，否則為

$$QS = n * (n + 2) * [\frac{r_4^2}{n-4} + \frac{r_8^2}{n-8}] \quad (10)$$

在X-13ARIMA-SEATS中，提供7個關於QS統計量的診斷資訊，主要擷取96個樣本數，以計算此等統計量資訊，因此，對月資料而言，此等統計資訊係擷取近8年的資料計算而得；惟對季資料而言，則係根據近24年的資料計算而得。

(二) 殘差診斷 (residual diagnostics)

在X-13ARIMA-SEATS中，提供常態、Ljung-Box、Box-Pierce、ACF、PACF等檢定方法。為節省篇幅，不一一說明。

常態檢定旨在檢驗殘差是否符合常態分配。若檢定未通過，則隱含模型可能遺漏重要的解釋變數，宜重新審視模型；惟林金龍與彭俊能（2018）指出確定模型配適良好，則該檢定未通過亦無妨。

Ljung-Box、Box-Pierce、ACF、PACF

檢定均在檢驗殘差是否存在自我相關性。值得注意的是，在Ljung-Box與Box-Pierce檢定下，X-13ARIMA-SEATS設定若達統計顯著性的落後期數超過8個，則檢定未通過。此外，此二個檢定均以落後12、24期為判斷標準，若達統計顯著性，則出現警告訊息。而在ACF與PACF檢定下，則設定若落後1、2、3、4、12、24期達統計顯著性時，該檢定未通過，此時，宜重新進行模型設定。

(三) 品管接受度指標 (quality control statistics)

在X-13ARIMA-SEATS中，提供11種M統計量 (M1~M11)，以判斷季節調整模型是否合適。此等統計量介於0~3間，若統計量大於1，則表示季節調整存在問題，必須重新設定模型。

Q與Q2統計量為M1~M11統計量的加權平均，Q2統計量係排除M2統計量之加權平均，以此2個統計量作為季節調整的整體接受度指標 (overall index of the quality of the seasonal adjustment)。

此外，林金龍與彭俊能 (2018) 指出最為重要的統計量為M7，其旨在檢定季節性是否存在；而次重要的統計量為M1、M8~M11，前者旨在觀察不規則項，若不規則項波動較大，則將導致難以精確估計季節因子；而後者旨在檢驗季節因子是否存在潛在問題。

(四) 光譜分析 (spectrum analysis) ^{註4}

旨在檢驗原始資料、季節調整後資料、殘差、不規則項是否存在季節性高峰 (seasonal peak) 與交易日高峰 (trading day peak)。

Census Bureau (2017)之6.1.2節 (AR光譜) 指出，在光譜分析中，季節效果的週期定義為1年，倘若存在顯著的季節性高峰，對月資料而言，其季節性頻率為0.083、0.167、0.25、0.333、0.417、0.5 (即1/12、2/12、3/12、4/12、5/12、6/12)。

對交易日高峰而言，其頻率為0.348與0.432。其中，前者可由以下方式推算而得：平均1年有365.25天，則1個月有30.4375天 (365.25/12)，則1個月約有4.3482周 (30.4375/7)，因此，在一年平均有365.25天的前提下，每個月會增加0.348個週期。

在X-13ARIMA-SEATS之診斷結果中，提供多個QS統計量之p值 (虛無假設為不存在季節性)，以利使用者判斷。倘若殘差仍然存在季節性高峰或交易日高峰，則劉淑敏 (2007) 指出宜重新修正模型，而林金龍與彭俊能 (2018) 建議可刪除部分較早期的樣本，抑或係更改季節調整的過濾法。

(五) 滑動樣本分析 (sliding span analysis)

旨在檢驗季節調整模型的穩定性，以季節因子與季節調整後資料的最大差異比率來驗證。該檢定係將全部樣本畫分成幾個區間，再個別計算同月 (季) 惟不同區間的差

異比率，計算出最大差異比率，而該差異比率愈小代表著採用該模型所取得的結果愈穩定。

在評估標準上，Findley et al. (1990)以3%為評估標準，X-13ARIMA-SEATS的預設門檻值亦為3。在X-13ARIMA-SEATS之診斷結果中，計算了各期最大差異比率超過門檻值的比率，如SF%、MM%、YY%，並在此檢定門檻中設定若SF%超過25%、MM%超過40%，均會出現警告訊息，Census Bureau (2017)表示當出現此一警告訊息時，不應使用目前的季節調整。再者，若SF%超過15%時，則表示季節調整存在問題。

(六) 修正歷史檢定 (revision history)

在X-13ARIMA-SEATA的診斷結果中，將上述的滑動樣本分析與修正歷史檢定合稱

為穩定性診斷 (stability diagnostics)。

由於季節調整不能扭曲原始資料的特性，每一次的調整幅度不能與調整前的資料差異過大，因此，修正歷史檢定旨在檢驗經由X-13ARIMA-SEATS取得之最終調整值 (final) 與同步調整值 (concurrent) 間之差異比率，表示成 $(final - concurrent) / concurrent * 100$ ，以檢驗修正幅度是否過大。

在X-13ARIMA-SEATS之診斷結果中，提供平均絕對百分比修正數 (average absolute percent revision)，以利檢驗，該值源自於表R 1.S的全部彙整 (summary of total)。然而，Census Bureau並未提供評估標準；惟Findley et al. (1998)以4%為評估標準，而劉淑敏 (2007) 以2%為判斷依據。

肆、資料與變數說明與診斷結果分析

一、資料與變數說明

樣本期間為1992年1月至2020年3月。7個重要金融指標定義如下：

- (一) 通貨淨額 (*curn*)：全體貨幣機構以外各部門持有通貨，亦即央行之通貨發行額扣除全體貨幣機構的庫存現金。
- (二) 存款 (*deposit*)：係指全體貨幣機構收受企業及個人存款 (如活期及

活期儲蓄存款、定期及定期儲蓄存款、外匯存款)、郵政儲金、外國人新台幣存款、附買回交易餘額及貨幣市場共同基金以及政府存款，即活期性存款+定期性存款+政府存款；惟排除結構型商品所收本金。

- (三) 放款與投資 (*loaninv*)：係指全體貨幣機構對企業、個人及政府部門之放款與證券投資。

- (四) 準備貨幣 (*RM*)：此即貨幣基

數，包含其他貨幣機構之準備金及社會大眾持有的通貨，二者均為中央銀行之貨幣性負債，為創造貨幣供給量的基礎。

(五) 狹義貨幣總計數 ($M1A$)：通貨淨額+企業及個人（含非營利團體）在其他貨幣機構之支票存款及活期存款。

(六) 狹義貨幣總計數 ($M1B$)：通貨淨額+存款貨幣，亦可寫成 $M1B=M1A$ +個人（含非營利團體）在其他貨幣機構之活期儲蓄存款。

(七) 廣義貨幣總計數 ($M2$)： $M1B$ +準貨幣。其中，準貨幣係指企業及個人在其他貨幣機構之定期存款（含可轉讓定期存單）、定期儲蓄存款、外匯存款（含外匯活期存款、外匯定期存款與外幣可轉讓定期存單），以及中華郵政公司儲匯處之郵政儲金、附買回交易與外國人持有之新台幣存款。

二、當前模型設定之診斷結果

本節首先以原本的模型設定重新執行 X-13ARIMA-SEATS 程式並彙整診斷結果進行說明。接著，下一節以 144 組的 ARIMA 模型反覆測試，以找出較為合宜的結果。^{註5}

表 1 至表 5 僅列出原本採用之季節調整模型設定較為重要的診斷結果。順帶一提，本

文的表格中粗體表示檢定未通過，並以深色底呈現（隱含至少一項檢定未通過）；而斜體為警告訊息，並以淺色底呈現（隱含至少存在一項警告訊息）；而白底則表示無警告訊息亦無檢定未通過之情況。

觀察表 1 至表 5 發現，在當前的模型設定下，僅 $M1B$ 的診斷結果不存在檢定失敗的情形；惟部分診斷結果存有警告訊息，雖然存有警告訊息，即殘差之常態檢定未通過，不為常態分配。然而，如前所述，林金龍與彭俊能（2018）指出若確定模型配適良好，該檢定未通過無妨。此外，雖然 LB 與 BP 檢定指出，落後 6 期的殘差存在自我相關性；惟其並非 X-13ARIMA-SEATS 程式的預設門檻，因此，整體而言， $M1B$ 的診斷結果仍可被接受。

其他 6 個重要金融指標則存在至少一項檢定未通過。例如，準備貨幣與 $M2$ 的殘差均仍然存在顯著的季節性高峰，而存款的殘差除了存在顯著的季節性高峰外，亦存在顯著的交易日高峰，而且品管接受度指標中之 $M8$ 與 $M10$ 統計量大於 1，表示季節因子存在問題。

放款與投資因 PACF 檢定未通過，表示殘差存在自我相關性問題，加以品管接受度指標中之 $M8$ 、 $M10$ 、 $M11$ 統計量均大於 1，即季節因子有問題，而通貨淨額與 $M1A$ 則係因殘差的 ACF 與 PACF 檢定均未通過，因殘差的落後期達統計顯著性，即殘差存在自我

相關性。

綜合上述，似有必要重新修正ARIMA模型，抑或係更正季節調整的過濾法等，以尋求較為合宜的診斷結果。特別的是，圖6描繪著在原模型設定下，分別採用X-12-

ARIMA與X-13ARIMA-SEATS之季節調整後資料的差異情況。結果指出，隨資料筆數增加，二者的差異數逐漸擴大，如同Monsell (2007)指出2種程式的結果存在差異，有鑑於此，似有必要改用X-13ARIMA-SEATS。

表1 模型設定資訊

變數名稱	資料頻率	資料轉換	資料型態 (mode)	樣本期間 (span)	ARIMA模型	交易日效果 (流量)	常數項	農曆春節因子
通貨淨額	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(0,1,0)(2,1,0)	無	無	含
存款	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(1,1,1)(0,1,2)	無	無	無
放款與投資	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(2,1,1)(2,1,0)	無	無	無
準備貨幣	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(2,1,2)(1,1,2)	無	無	含
M1A	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(0,1,1)(2,1,1)	無	無	含
M1B	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(1,1,2)(2,1,0)	無	無	含
M2	月	取對數	乘性	1992/1~2020/3	(2,1,0)(0,1,2)	無	含	含

註：雖原程式檔雖有設定流量型式的交易日效果，惟因AIC檢定結果未達顯著性，而最終的迴歸變數 (Regressors) 並未納入。

表2 資料與不規則項之檢定

變數名稱	原始資料		季節調整後資料	不規則項
	顯著的季節性與交易日高峰	p值 (QS統計量)	p值 (QS統計量)	p值 (QS統計量)
通貨淨額	s1、s2、s3、s4、s5	0	0.01	1
存款	s1、s2、s3、s4	0	1	1
放款與投資	s1、s2、s3、s4	0	1	1
準備貨幣	s1、s2、s3、s4、s5	0	1	1
M1A	s2、s3	0	1	1
M1B	s2、s3、s4	0	1	1
M2	s1、s2、s3、s4、s5	0	1	1

註：最右邊兩欄之F統計量係來自表D8的結果。虛無假設為原始資料不存在季節性。

表3 殘差檢定

變數名稱	常態	LB檢定	BP檢定	ACF檢定	PACF檢定	季節性與 交易日高峰	QS 統計量	F 統計量	F統計量 (近3年)
		未通過的落後期					p值		
通貨淨額	偏斜 (skewed)	3~24	3~18、23	1、11	1、6		0.21	0.24	0.01
存款	是	5、6	5、6			s2、t1	1	1	0.95
放款與投資	是	6		22	22、24		1	1	0.99
準備貨幣	否	8~12	8~11	6	6	s2、s4	1	0.99	0.90
M1A	否	5~10	5~10	4	4		1	1	0.72
M1B	否	6	6				1	1	0.99
M2	是	5~12	5~11	6		s2	1	1	0.85

註：最右邊兩欄之F統計量係來自表D11的結果。虛無假設為殘差不存在季節性。

表4 品管接受度指標

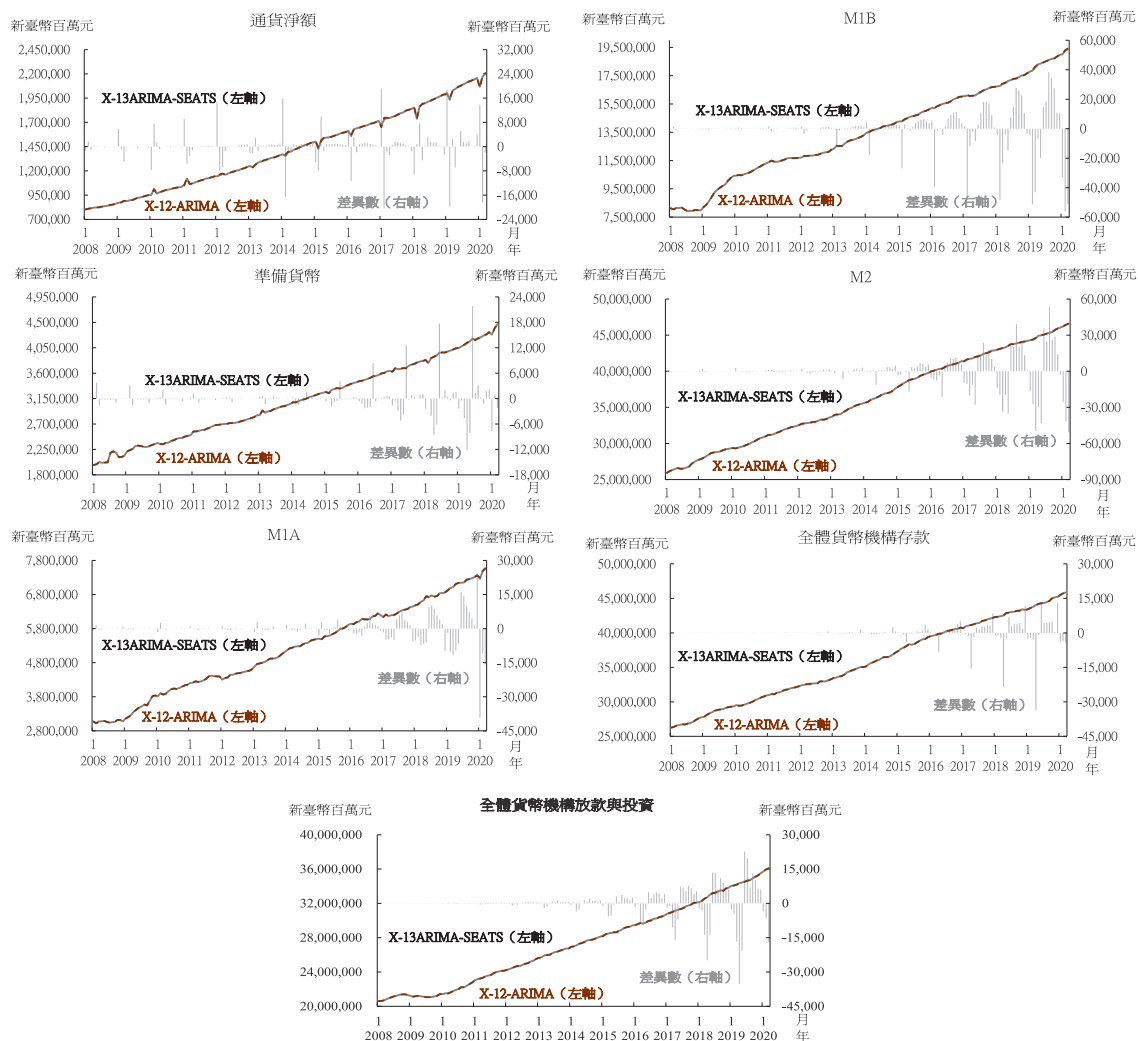
變數名稱	季節調整 過濾法	I/S 比率	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	Q	Q2
通貨淨額	3x5	2.41	0.02	0.01	0	0.38	0.13	0.64	0.20	0.19	0.16	0.15	0.15	0.18	0.21
存款	3x5	2.87	0.05	0	0	0.07	0	0.45	0.46	1.06	0.29	1.02	0.99	0.31	0.35
放款與投資	3x5	3.51	0.07	0	0	0.03	0	0.20	0.58	1.09	0.47	1.09	1.07	0.33	0.37
準備貨幣	3x5	3.70	0.10	0.01	0	0.23	0.08	0.12	0.24	0.38	0.15	0.31	0.30	0.15	0.17
M1A	3x5	3.43	0.14	0.01	0	0.43	0.03	0.23	0.43	0.56	0.36	0.42	0.42	0.25	0.28
M1B	3x5	2.33	0.07	0.01	0	0.74	0	0.67	0.57	0.65	0.39	0.44	0.43	0.34	0.38
M2	3x5	3.04	0.03	0	0	1.09	0	0.39	0.26	0.54	0.26	0.55	0.52	0.27	0.31

表5 穩定性診斷

變數名稱	樣本期間： 修正歷史分析	平均修正比率	SF%	MM%	YY%	SF75p	MM60p	YY90p
通貨淨額	2000/1~2020/2	0.41	0%	0%	0%	0.26%	0.12%	0.10%
存款	2000/1~2020/2	0.10	△	△	△	0.14%	0.10%	0.06%
放款與投資	2000/1~2020/2	0.11	△	△	△	0.12%	0.10%	0.07%
準備貨幣	2000/1~2020/2	0.36	△	△	△	0.22%	0.15%	0.11%
M1A	2000/1~2020/2	0.34	△	△	△	0.28%	0.20%	0.15%
M1B	2000/1~2020/2	0.35	△	△	△	0.25%	0.13%	0.11%
M2	2000/1~2020/2	0.11	△	△	△	0.12%	0.07%	0.06%

註：△表示在滑動樣本分析中，因季節因子的值域過低，致其統計量的可信賴程度較低，因此，該比率未做計算。

圖6 季節調整後資料採用X-12與X-13的差異情形



註：1992年至2008年以前，二者差異數不大。為節省篇幅而於2008年開始繪圖。

三、修正模型後之診斷結果

修正原則：參考劉淑敏（2007），將ARIMA模型擴充至144組，並嘗試（1）加入常數項；或（2）將流量的交易日效果改為存量；或（3）交易日效果改為採用單一變數代替（當前為6個變數）；或（4）開啟程式自動加入離群值之設定；或（5）修改

過濾法長度（當前為 3×5 ）；或（7）將X-11季節調整改為SEATS季節調整，重新審查每一個不同模型設定的診斷結果。

本文選取模型的標準係在檢定未有失敗的情況下，為節省篇幅，僅列出部分檢定的結果，因其他檢定均未有失敗之情況，部分檢定結果存在警告訊息。（見表6至表12）^{註6}

(一) 通貨淨額

在表6之通貨淨額的修正結果中，模型設定均與原設定相同。診斷結果發現，ARIMA(1,1,2)(2,1,1)、ARIMA

(1,1,2)(2,1,2)、ARIMA(1,1,3)(2,1,1)、ARIMA(2,1,2)(2,1,1)模型之檢定均未有失敗之情況，雖然常態檢定未通過，惟林金龍與彭俊能（2018）指出該檢定未通過無妨。

表6 通貨淨額_修正結果

ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量	殘差檢定				品管接受度指標	光譜分析
					QS Sadj p值 ^{註1}	LB	BP	ACF	PACF	M、Q、Q2 ^{註2}	季節性與交易日高峰
						未通過的落後期					
(1,1,2)(2,1,1)*	無	7002.51	偏斜 (skewed)	3x5	0.98					○	
(1,1,2)(2,1,2)	無	7004.79	偏斜 (skewed)	3x5	0.98					○	
(1,1,3)(2,1,1)	無	7003.26	偏斜 (skewed)	3x5	1					○	
(2,1,2)(2,1,1)	無	7003.13	偏斜 (skewed)	3x5	1					○	

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。

註2：○表示檢定通過，即所有M1~M11、Q、Q2統計量均小於1。

註3：檢定通過共有46組；惟僅列出4組較佳的結果。

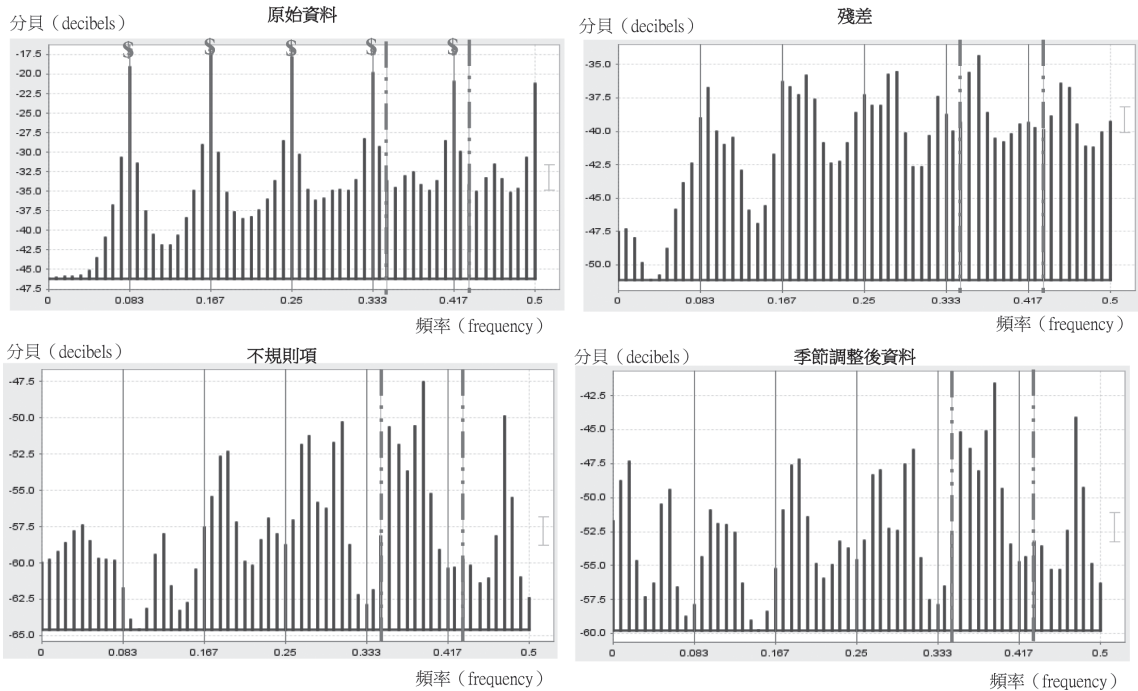
值得一提的是，程式會自動描繪出

(1) 原始資料；(2) 殘差；(3) 不規則項；(4) 季節調整後資料的光譜圖，並將第參章第二節第(四)小節提及之季節性高峰與交易日高峰上的光譜及其相鄰頻率的光譜做差異分析。倘若差異小於1個邊際值，便會出現警告訊息：「存在明顯的季節性高

峰或交易日高峰」。

觀察圖7，原始資料存在明顯的季節性高峰，而殘差、不規則項、季節調整後資料則均不存在季節性高峰與交易日高峰。綜上所述，以存在較少自我相關性的殘差落後期與AICC較小者作為選取標準，最終的模型為ARIMA(1,1,2)(2,1,1)。

圖7 光譜圖_通貨淨額



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見第參章第二節第（四）小節）

（二）存款

在表7之存款的修正結果中，若交易日效果採用流量型式且季節調整過濾法為 3×5 下，144組ARIMA模型之殘差均存在顯著的季節性高峰與交易日高峰，有鑑於此，本文試著將交易日效果改為存量型式且將季節調整過濾法為 3×9 。^{註7}

每月在調查存款之變動原因時，銀行時常表示為衝刺存款業績，會不定時舉辦存款競賽並於月底結算，以美化帳面，因此，對存款而言，額外納入存量型式的交易日效果尚屬合理。^{註8}

此外，因2020年初，新冠肺炎疫情爆發並蔓延全球，臺商資金回流擴增，

因此，額外納入加性離群值（AO2020. Mar）。在上述設定下，診斷結果發現，ARIMA(3,1,3)(0,1,2)、ARIMA(3,1,3)(1,1,1)、ARIMA(3,1,3)(1,1,2)模型均不存在檢定失敗的情形。^{註9}

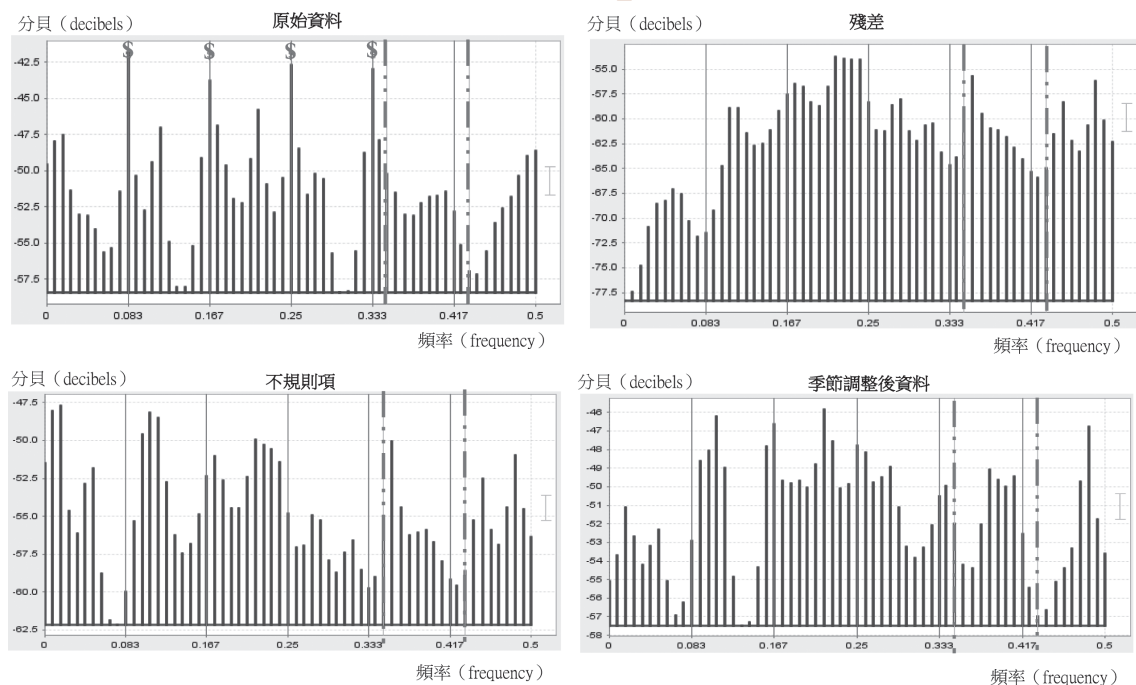
然而，部分殘差落後期存在自我相關性；惟此等落後期並非程式的預設門檻，並未出現檢定未通過的情況，意味著此等結果可被接受。另外，原始資料存在明顯的季節性高峰，而進行季節調整後之殘差、不規則項、季節調整後資料則均不存在季節性高峰與交易日高峰（見圖8）。綜上所述，以存在較少自我相關性的殘差落後期以及AICC較小者為選取標準，最終的模型為ARIMA(3,1,3)(0,1,2)。

表7 存款_修正結果

ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量	殘差檢定				品管接受度指標	光譜分析
					QS Sadj p值 ^{註1}	LB	BP	ACF	PACF	M、Q、Q2 ^{註2}	季節性與交易日高峰
						未通過的落後期					
(3,1,3)(0,1,2)*	存量	8437.18	是	3x9	1	9~11	9~11			○	
(3,1,3)(1,1,1)	存量	8437.59	是	3x9	1	9~12	9~12			○	
(3,1,3)(1,1,2)	存量	8439.15	是	3x9	1	10~14	10~14			○	

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。
 註2：○表示檢定通過，即所有M1~M11、Q、Q2統計量均小於1。

圖8 光譜圖_存款



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見第參章第二節第（四）小節）

(三) 放款與投資

在原設定下，144組ARIMA模型之殘差存在自我相關性，加以M8、M10與M11統計量大於1，因此，額外納入存量型式的交易日效果且季節調整過濾法為3x9後發現，ARIMA(1,1,1)(0,1,1)、ARIMA(1,1,1)(2,1,1)、ARIMA(1,1,3)(2,1,0)、ARIMA(2,1,1)(2,1,0) 模型均未有檢定失敗之情況

（見表8）。

如同存款，銀行時常為衝刺放款業績會不定時舉辦放款競賽並於月底結算，以美化帳面，因此，放款與投資額外納入存量型式的交易日效果之舉亦屬合理。^{註10}

此外，原始資料雖不存在交易日高峰，惟在季節性頻率0.083、0.167、0.25（即s1、s2、s3）上均存在明顯的高峰，而進行季節

調整後之殘差、不規則項、季節調整後資料均均不存在季節性高峰與交易日高峰（見圖9）。綜上所述，以存在較少自我相關性

的殘差落後期為選取標準，最終的模型為ARIMA(2,1,1)(2,1,0)。

表8 放款與投資_修正結果

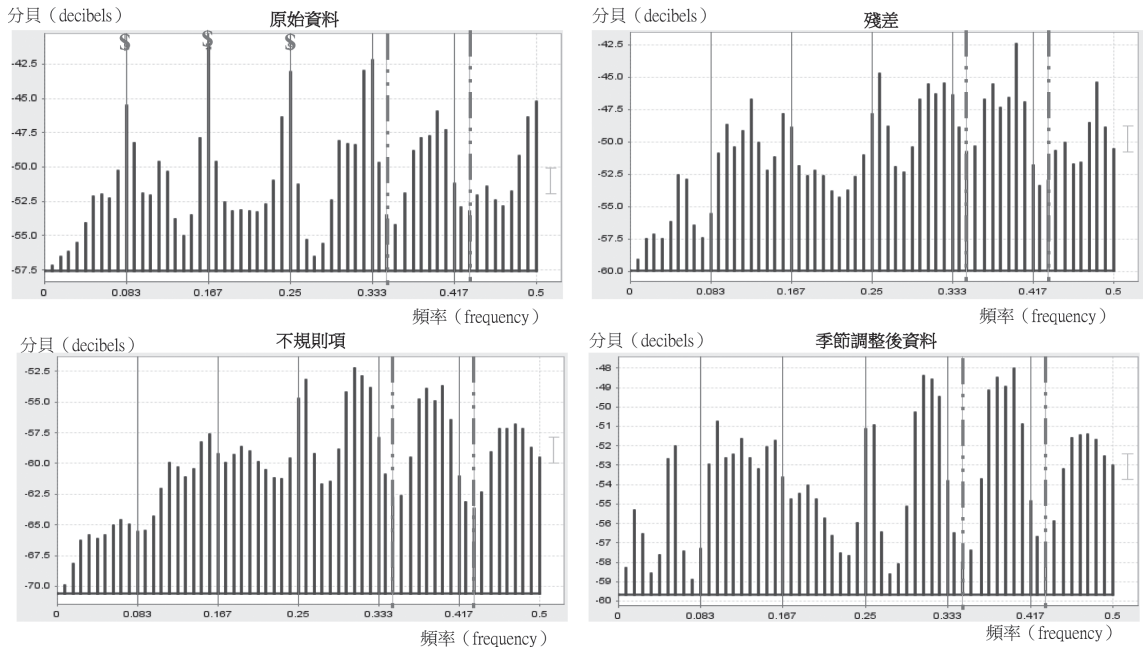
ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量 QS Sadj p值 ^{註1}	殘差檢定				品管接受度指標 M、Q、Q2 ^{註2}	光譜分析 季節性與交易日高峰
						LB	BP	ACF	PACF		
						未通過的落後期					
(1,1,1)(0,1,1)	存量	8353.02	是	3x9	1			18、22	18、22	○	
(1,1,1)(2,1,1)	存量	8353.69	是	3x9	1			18、22	22	○	
(1,1,3)(2,1,0)	存量	8369.21	是	3x9	1			22	22	○	
(2,1,1)(2,1,0)*	存量	8367.22	是	3x9	1			22	22	○	

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。

註2：○表示檢定通過，即所有M1~M11、Q、Q2統計量均小於1。

註3：檢定通過共有50組；惟僅列出4組較佳的結果。

圖9 光譜圖_放款與投資



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見第參章第二節第（四）小節）

(四) 準備貨幣

在原設定下，結果發現，ARIMA(1,1,2)(0,1,2)、ARIMA(2,1,1)(0,1,2)、ARIMA(2,1,1)(2,1,1)均未有檢定失敗的情形（見表9）。

觀察圖10，原始資料雖然在交易日頻率

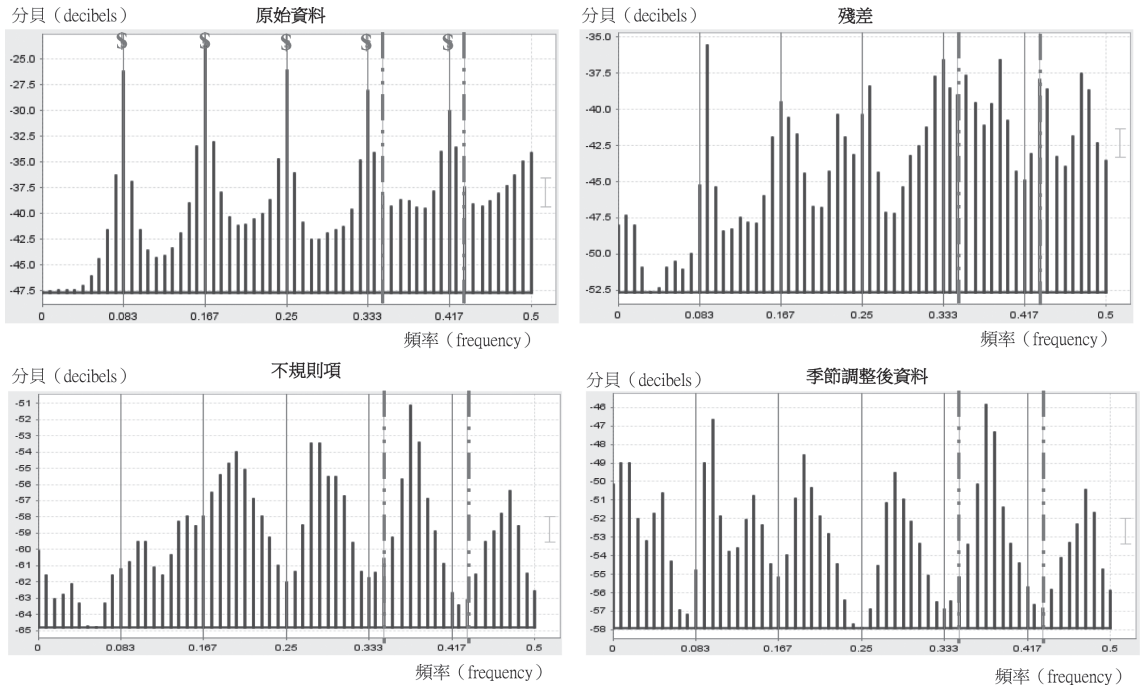
0.348、0.432上均不存在高峰，惟在季節性頻率0.083、0.167、0.25、0.333、0.417上均存在明顯的高峰，而進行季節調整後之殘差、不規則項、季節調整後資料則均不存在季節性高峰與交易日高峰。

表9 準備貨幣_修正結果

ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量				殘差檢定				品管接受度指標	光譜分析
					QS Sadj p值 ^{註1}				LB	BP	ACF	PACF		
									未通過的落後期					
(1,1,2)(0,1,2)*	無	7551.94	偏斜 (skewed)	3x5	1	6	6					○		
(2,1,1)(0,1,2)	無	7552.17	偏斜 (skewed)	3x5	1	6	6					○		
(2,1,1)(2,1,1)	無	7553.17	偏斜 (skewed)	3x5	1	7	7					○		

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。
 註2：○表示檢定通過，即所有M1~M11、Q、Q2統計量均小於1。
 註3：檢定通過共有38組；惟僅列出3組較佳的結果。

圖10 光譜圖_準備貨幣



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見第參章第二節第（四）小節）

綜合上述，雖然部分殘差落後期存在自我相關性；惟如前所述，其並非預設門檻，因此，該結果仍可被接受。最終以殘差存在較少的自我相關性落後期與AICC較小者作為選擇標準，對準備貨幣而言，建議將模型改為ARIMA(1,1,2)(0,1,2)。

(五) M1A

診斷結果指出，ARIMA(2,1,1)(0,1,1)、ARIMA(2,1,2)(0,1,1)、ARIMA(2,1,1)(2,1,1)、ARIMA(3,1,1)(2,1,0)均未出現存在檢定失敗的情況（見表10）。

原始資料雖然在交易日頻率0.348、0.432上均不存在高峰，惟在季節性頻率0.083、0.167、0.25、0.333、0.417（即s1~s5）上均

存在明顯的高峰，而進行季節調整後之殘差、不規則項、季節調整後資料則均不存在季節性高峰與交易日高峰（見圖11）

表10 M1A_修正結果

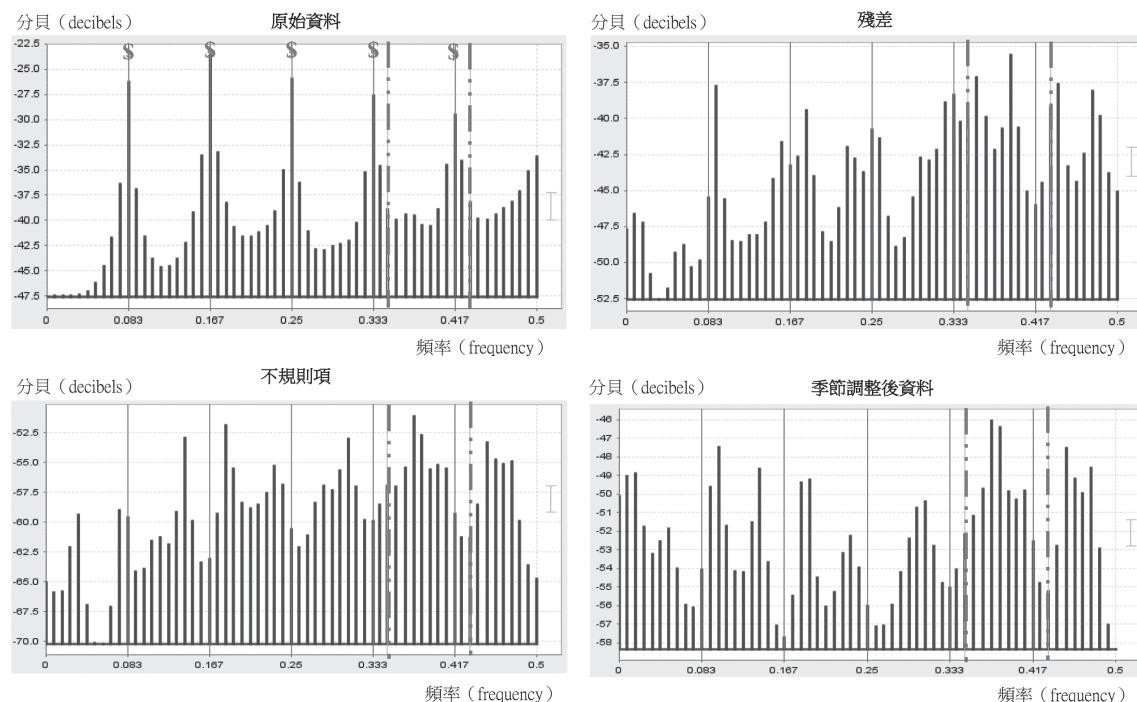
ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量 QS Sadj p值 ^{註1}	殘差檢定				品管接受度指標 M、Q、Q2 ^{註2}	光譜分析 季節性與交易日高峰
						LB	BP	ACF	PACF		
(2,1,1)(0,1,1)	無	7804.18	是	3x5	1	5~6	5~6			○	
(2,1,2)(0,1,1)	無	7806.17	是	3x5	1	6~7	6~7			○	
(2,1,1)(2,1,1)	無	7802.12	是	3x5	1	7~8	7~8			○	
(3,1,1)(2,1,0)*	無	7812.86	是	3x5	1	7				○	

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。

註2：○表示檢定通過，即所有M1~M11、Q、Q2統計量均小於1。

註3：檢定通過共有35組；惟僅列出4組較佳的結果。

圖11 光譜圖_M1A



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見第參章第二節第（四）小節）

總言之，雖部分殘差落後期存在自我相關性；惟該結果仍可被接受。最終以殘差存在較少的自我相關性落後期為選擇標準，對M1A而言，建議將模型改為ARIMA(3,1,1)(2,1,0)。

(六) M1B

模型設定大抵與原設定相同，除修改

ARIMA模型外，並額外加入加性離群值（AO2020.Mar）。雖然常態檢定未通過；惟林金龍與彭俊能（2018）指出，若確定模型配適良好，則未通過無妨（見表11）。診斷結果發現，ARIMA(2,1,1)(2,1,0)、ARIMA(3,1,3)(0,1,1)、ARIMA(3,1,3)(1,1,1)

模型，檢定均未出現失敗的情形。

此外，觀察圖12發現，原始資料在季節性頻率0.167、0.25、0.333上均存在明顯的高

峰，而進行季節調整後之殘差、不規則項、季節調整後資料則均不存在季節性高峰與交易日高峰。

表11 M1B_修正結果

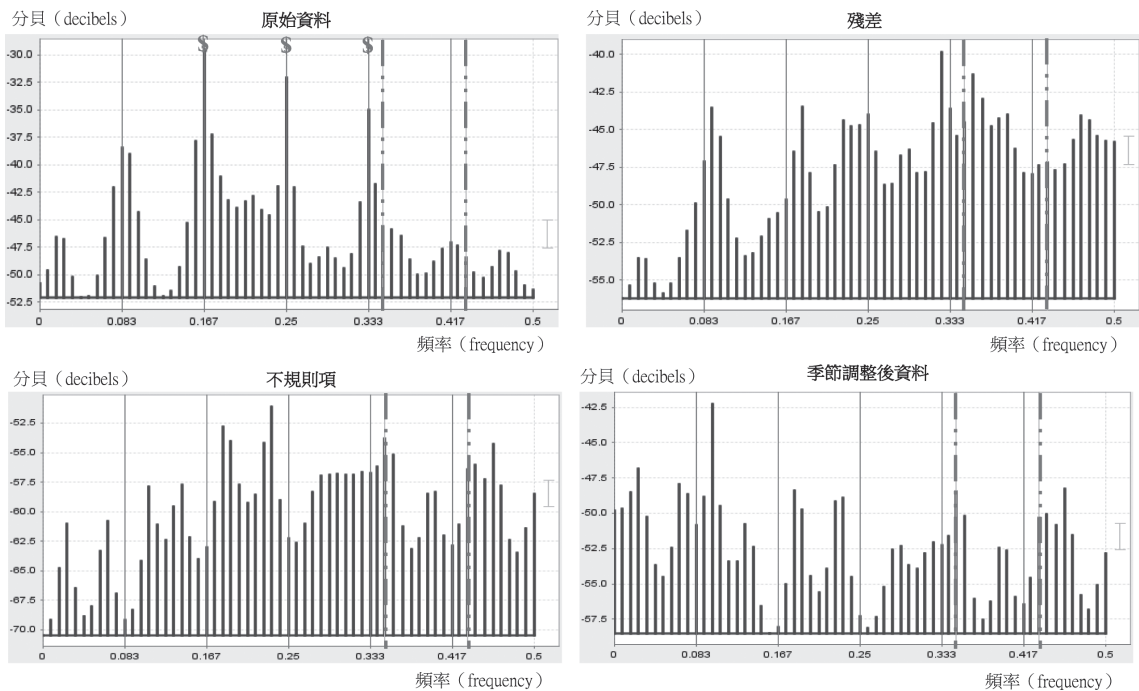
ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量 QS Sadj p值 ^{註1}	殘差檢定				品管接受度指標 M、Q、Q2 ^{註2}	光譜分析 季節性與交易日高峰
						LB	BP	ACF	PACF		
						未通過的落後期					
(2,1,1)(2,1,0)	無	8220.50	否	3x5	1					○	
(3,1,3)(0,1,1)*	無	8209.00	否	3x5	1					○	
(3,1,3)(1,1,1)	無	8210.97	否	3x5	1					○	

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。

註2：○表示檢定通過，即所有M1~M11、Q、Q2統計量均小於1。

註3：檢定通過共有59組；惟僅列出3組較佳的結果。

圖12 光譜圖_M1B



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見第參章第二節第（四）小節）

綜上所述，由於各個檢定均通過，不存在失敗情形，於此，主要以AICC較小者作為選取標準，因此，對M1B而言，建議選擇ARIMA(3,1,3)(0,1,1)作為最終修正模型。

(七) M2

模型設定大抵與原設定相同，除修改ARIMA模型外，並額外加入加性離群值（AO2019.Dec）與水平位移離群值

(LS2020.Jan)，同時，放寬了M4統計量的門檻後的結果，因在季節調整過濾法3x5下，144組的ARIMA模型之M4統計量均大於1；然而，林金龍與彭俊能（2018）提及M4檢定不太重要，因季節調整並未要求不規則項必須不存在任何相關性（見表12）。

診斷結果顯示，ARIMA(1,1,2)(0,1,2)、

ARIMA(1,1,3)(0,1,2)、ARIMA(2,1,3)(0,1,1)模型，檢定均未出現失敗的情形。

再者，原始資料在季節性頻率0.083、0.167、0.25、0.333、0.417上均存在明顯的高峰，而進行季節調整後之殘差、不規則項、季節調整後資料則均不存在季節性高峰與交易日高峰（見圖13）。

表12 M2_修正結果

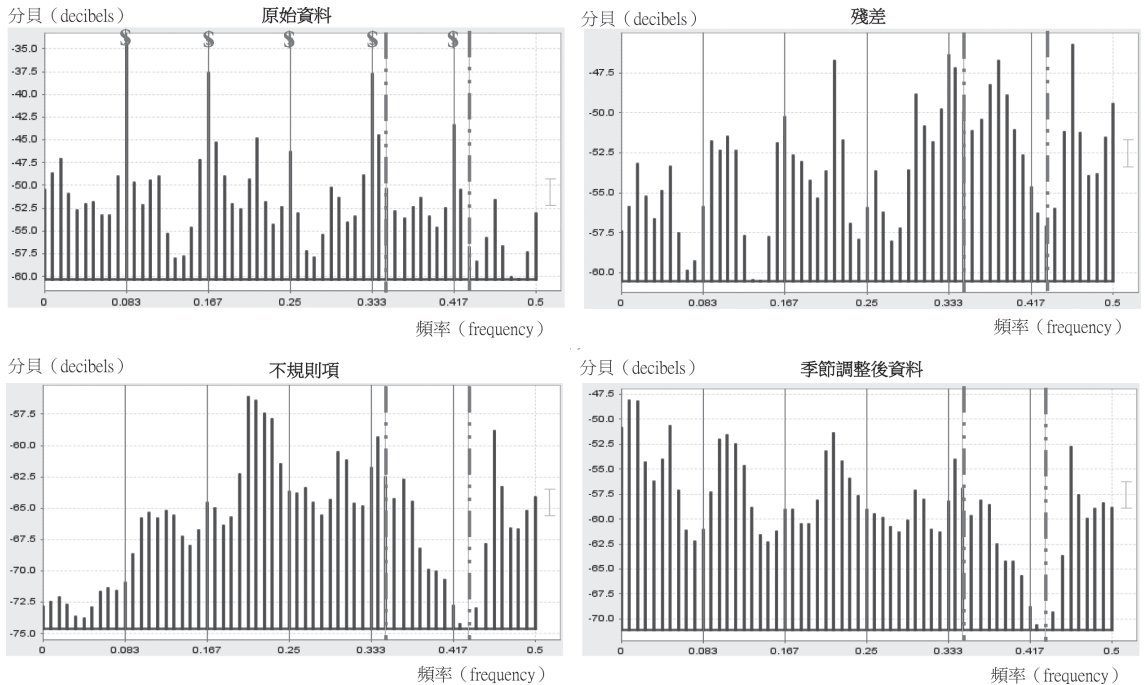
ARIMA模型	交易日效果	AICC	常態	季節調整過濾法	QS統計量	殘差檢定				品質接受度指標	光譜分析
					QS Sadj p值 ^{註1}	LB	BP	ACF	PACF	M、Q、Q2 ^{註2}	季節性與交易日高峰
						未通過的落後期					
(1,1,2)(0,1,2)	無	8252.13	是	3x5	1	6	6			●	
(1,1,3)(0,1,2)	無	8254.34	是	3x5	1	7	7			●	
(2,1,3)(0,1,1)*	無	8255.41	是	3x5	1					●	

註1：虛無假設為季節調整後的資料不存在季節性。

註2：●表示至少存在1個檢定未通過。此係因M4統計量大於1，惟本文放寬此一檢定結果。

註3：檢定通過共有18組；惟僅列出3組較佳的結果。

圖13 光譜圖_M2



註：實線為季節性高峰的頻率；虛線為交易日高峰的頻率。（見參章第二節第（四）小節）

綜上所述，診斷結果建議採用ARIMA(2,1,3)(0,1,1)模型，因該模型未存在檢定失敗的情形，加以殘差落後期未存在自我相關性，以及未存在季節性高峰與交易日高峰。

綜合所有實證結果，針對通貨淨額、存

款、放款與投資、準備貨幣、M1A、M1B與M2重新進行X-13ARIMA-SEATS檢驗並提出修改建議，如表13所示。修改模型後的診斷結果均優於原本模型設定的結果，此等修改建議可提供本行相關單位做參考。

表13 建議修正模型

	修正前			修正後			
	季節調整 過濾法	ARIMA 模型	交易日 效果	季節調整 過濾法	ARIMA 模型	交易日 效果	離群值
通貨淨額	3x5	(0,1,0)(2,1,0)	無	3x5	(1,1,2)(2,1,1)	無	與原設定相同
存款	3x5	(1,1,1)(0,1,2)	無	3x9	(3,1,3)(0,1,2)	存量	AO2020.Mar
放款與投資	3x5	(2,1,1)(2,1,0)	無	3x9	(2,1,1)(2,1,0)	存量	與原設定相同
準備貨幣	3x5	(2,1,2)(1,1,2)	無	3x5	(1,1,2)(0,1,2)	無	與原設定相同
M1A	3x5	(0,1,1)(2,1,1)	無	3x5	(3,1,1)(2,1,0)	無	與原設定相同
M1B	3x5	(1,1,2)(2,1,0)	無	3x5	(3,1,3)(0,1,1)	無	AO2020.Mar
M2	3x5	(2,1,0)(0,1,2)	無	3x5	(2,1,3)(0,1,1)	無	AO2019.Dec LS2020.Jan

註：離群值係相較於原本的模型設定，本文額外納入模型的離群值。

伍、結論與建議

一、結論

(一) X-13ARIMA-SEATS新增多個功能與統計量並彙整所有診斷結果，便於使用者從事季節調整與判讀

季節調整係本行在編製金融統計月報上的重要工作之一，而季節調整的品質攸關對此等統計資料之蘊含訊息的正確判讀。由於美國商務普查局（Census Bureau）已於2013年1月與西班牙銀行共同開發了X-13ARIMA-SEATS，本文嘗試應用該程式針對通貨淨

額、存款、放款與投資、準備貨幣、M1A、M1B、M2重新執行季節調整，並與原本模型設定的診斷結果進行比較，以檢視當前的設定是否有修正的必要。

(二) 診斷結果指出，當前的模型設定僅M1B可被接受，修正模型設定後，此等重要金融指標均已發現較為合適的模型設定

採用X-13ARIMA-SEATS針對原本的模型設定重新執行季節調整。另以144組ARIMA模型，並嘗試納入離群值、存量型

式的交易日效果、常數項、更改季節調整過濾法長度等進行驗證，並將二者之診斷結果進行比較。結果發現，原本的模型設定僅M1B之診斷結果可被接受，其他6個重要金融指標均存在檢定未通過之情形。在修正模型設定後，均找到較為合適的模型設定，此等結果可供相關單位進行修正。

二、建議

(一) 宜採用最新的X-13ARIMA-SEATS程式從事季節調整

1. 季節調整有其必要性，尤其係交易日效果與農曆春節的移動假日效果均會對資料產生影響，宜將其自資料中分離出來。由於本行的季節調整仍採用X-12-ARIMA；惟新的季節調整程式—X-13ARIMA-SEATS，有新增的診斷功能（如QS統計量等），並彙整診斷結果，更為便捷，有利於使用者判讀。
2. 國內主要統計（如景氣指標與景氣對策信號、GDP支出面統計資料、臺灣採購經理人指數、生產量指數）之季節調整均已採用X-13ARIMA-SEATS方法。

(二) 當前季節調整的模型設定宜重新修正

1. 採用X-13ARIMA-SEATS針對7個重

要金融指標（通貨淨額、存款、放款與投資、準備貨幣、M1A、M1B、M2）重新檢驗，以確保原本的模型設定仍可適用。然而，診斷結果指出，僅M1B的模型設定仍可適用；惟殘差檢定存在警告訊息，而其他的診斷結果均存在檢定未通過的情況，宜進行修正模型。例如，在存款、放款與投資中宜額外納入存量型式的交易日效果，且其季節調整過濾法宜改為3x9。

2. 國發會自2016年起採用X-13ARIMA-SEATS，並指出在其景氣指標及景氣對策信號構成項目中，倘若原始統計發布機構已公布季節調整後資料，則採用該資料。值得注意的是，本行公布之M1B屬領先指標亦被納入；惟本行仍採用X-12-ARIMA進行季節調整，為確保一致性，除宜採用X-13ARIMA-SEATS外，亦宜重新調整模型。
3. 由於隨資料增加，本文的模型可能不再係最佳設定，而本行於每年6月與12月會修正模型，若以穩定性的角度而言，或許重新檢驗模型設定是否通過檢定即可，在一段時間後（如2年或3年）再重新修正模型設定，以找到最佳的模型。^{註11}

附 註

- (註1) 由於季節調整序列資料會隨每月新增資料而有所變動，為避免每月變動造成資料使用者不便，本行參考主要國家央行之作法，不逐月修正季節調整序列之歷史資料。然而，為避免季節因子年久失修，以致資料失真，本行固定於每年6月及12月修正季節調整序列之歷史資料。至於每月增加新資料所衍生的時間序列異動，在本處金融統計科內部資料庫中均有保存，該作法與英國央行作法類似，惟不同的是英國央行存放異動的資料庫可供大眾檢索，本處僅供學術單位或國發會等相關研究單位作為學術交流使用。
- (註2) 存量交易日效果主要用於捕捉月中某些特定交易日存在大量變動的反應。例如，某些時間序列大多會固定在月底做窗飾或美化帳面，對此，便能夠設定tdstock[31]來捕捉該現象。倘若某些時間序列因交易合約訂定於月中15日為結算日（如期貨或選擇權交易），則在每月15日當天，該序列便可能產生大幅變動，此時，則可設定tdstock[15]來捕捉。
- (註3) 雖然X-13ARIMA-SEATS有排除閏年效果之設定；惟本文不考慮該設定。
- (註4) 在X-13ARIMA-SEATS中，新增一個無母數的Tukey光譜估計，其源自於TRAMO/SEATS軟體，該Tukey光譜估計旨在評估資料中的季節性是否存在，與AR光譜相同。然而，在X-13ARIMA-SEATS中，雖有計算Tukey光譜的估計值；惟在檢驗該統計量是否通過之門檻上並未設定，使用者亦無法自行設定該門檻，因此，該統計量僅能作為額外的參考指標。
- (註5) 劉淑敏（2007）以81組進行測試；惟本文擴充至144組。ARIMA (p,d,q)(P,D,Q)₁₂：設定p與q的上限為3，而P與Q的上限為2，而d與D均固定為1。
- (註6) 表6至表12均為淺色底，表示部分檢定結果存在警告訊息，例如，Nonsig Seasonal Peaks指出在光譜分析中，季節調整後資料、殘差、不規則項存在不顯著的高峰。（結果略）
- (註7) 原模型的解釋變數並未納入流量型式的交易日效果。本文改採存量型式的交易日效果，根據AIC檢定結果指出，該效果達統計顯著性，因此，解釋變數額外納入存量型式的交易日效果。
- (註8) AIC檢定結果達統計顯著性，程式自動將該交易日效果納入最終的迴歸變數中。原程式檔雖有設定流量型式的交易日效果，惟因AIC檢定結果未達顯著性，而最終的迴歸變數（Regressors）並未納入。
- (註9) 在離群值方面，係以X-13ARIMA-SEATS自動偵測，惟軟體自動偵測的離群值相當多，此時，會將各個離群值逐一考量，並將原始資料畫圖分析，觀察該時間點是否發生重大事件，作為離群值是否納入模型的依據。
- (註10) AIC檢定結果達統計顯著性，程式自動將該交易日效果納入最終的迴歸變數中。
- (註11) 此外，在波動性高之經濟環境時，如全球金融危機、2020年新冠肺炎疫情導致經濟嚴重衰退時，或可於每季調整模型，供政府與各界迅速採行因應措施與發展策略。

參考文獻

中文文獻

- 林金龍與彭俊能（2018），「台灣景氣指標季節調整之檢討與改進」委託研究報告，國家發展委員會。
- 林金龍與劉天賜（2003），「Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan」，《臺灣經濟預測與政策》，第33卷第2期，頁1-37。
- 黃月盈（2014），「臺灣景氣指標季節調整方法之研析」，《經濟研究》，第14期，頁1-37。
- 劉淑敏（2007），「貨幣總計數採用X-12ARIMA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29卷第1期，頁31-60。

英文文獻

- Bell, W. R. (1984), "Seasonal Decomposition of Deterministic Effects," *Census Working Papers*, pp. 1-15.
- Bell, W. R. (1995), "Correction to 'Seasonal Decomposition of Deterministic Effects,'" *Census Working Papers*, pp. 1-11.
- Census Bureau (2017), "X-13ARIMA-SEATS Reference Manual, Version 1.1," Time Series Research Staff, Center for Statistical Research and Methodology, Washington, DC.
- Findley, D. F. and B. C. Monsell (2009), "Modeling Stock Trading Day Effects under Flow Day-of-Week Effect Constraints," *Journal of official statistics*, Vol. 25, No. 3, pp. 415-430.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, H. B. Shulman and M. G. Pugh (1990) "Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjusted Adjustments," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, No. 410, pp. 345-355.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto and B.-C. Chen (1998) "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 2, pp. 127-152.
- Hylleberg, S. (1986), *Seasonality in Regression*, Academic Press Inc.
- IMF (2018), "Quarterly National Accounts Manual-2017 Edition," International Monetary Fund.
- Kaiser, R. and A. Maravall (2002), "Seasonal Outliers in Time Series," URL: <http://www.bde.es/servicio/software/tramo/slsoutlier.pdf>.
- Lytras, D. (2015), "On Seasonality: Comparing X-13ARIMA-SEATS Diagnostics for Quarterly Series," *Census Working Papers*, pp. 1-14.
- Lytras, D. P., R. M. Feldpausch and W. R. Bell (2007), "Determining Seasonality: A Comparison of Diagnostics from X-12-ARIMA," *Census Working Papers*, pp. 1-8.
- Maravall, A. (2012), "Update of Seasonality Tests and Automatic Model Identification in TRAMO-SEATS," Draft, Banco de Espana.
- Monsell, B. C. (2007), "The X-13AS Seasonal Adjustment Program," *Census Working Papers*, pp. 1-13.

The application of X-13ARIMA-SEATS seasonal adjustment for monetary aggregates

Tsai, Chao-min*

Abstract

Under the Bank's original X-12-ARIMA model setting, the article applies X-13ARIMA-SEATS program to the seven key financial indicators, namely currency held by the public, reserve money, M1A, M1B, M2, deposits of monetary financial institutions, and loans and investments of monetary financial institutions and observes whether the diagnostics shows the results as "passed". If not, the model will be modified so as to offer suggestions or corrective directions for the Bank. The empirical results are described as follows: (1) Under the original model setting, only the diagnostic result of M1B can be accepted. The diagnostic results of the remaining key financial indicators are shown as "failed" because of significant autocorrelation in the residuals, seasonal peaks or trading day peaks in the spectrum analysis of the model residuals, or that some of the M statistics (M1-M11) are greater than 1. (2) The model is then modified by using 144 settings of the ARIMA model and changing the seasonal moving average filter, and by adding a constant term, adding outliers, including stock trading day effect in the regression model, etc. The diagnostic results show that all of the seven key financial indicators have passed the test, and these results may serve as future reference for the Bank in the seasonal adjustment of monetary aggregates.

Keywords: seasonal adjustment, X-12-ARIMA, X-13ARIMA-SEATS, diagnostics

JEL classification code: C22, C82, E42

* The views expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan). Any errors or omissions are the responsibility of the author(s).