

出國報告（出國類別：其他）

參加 SEACEN 研訓中心舉辦之
「計量模型建構與預測」基礎課程
研習報告書

服務機關：中央銀行

姓名職稱：朱浩榜/經濟研究處四等專員

派赴國家：柬埔寨

出國期間：104 年 1 月 10 日至 1 月 19 日

報告日期：104 年 4 月

目 錄

壹、前言.....	1
貳、計量模型與估計的基礎概念	2
一、研究設計.....	2
二、普通最小平方法.....	3
三、時間序列資料及模型範例	3
四、結構性改變.....	5
五、殘差檢測.....	6
參、計量模型與估計之應用	8
一、食物類年增率對 CPI 年增率的重要性	8
二、食物類年增率的持續性	10
三、影響食物類年增率的因素	12
四、食物類年增率與非食物類年增率的關係	19
肆、結論與建議	21
參考資料.....	22

參加 SEACEN 研訓中心舉辦之 「計量模型建構與預測」基礎課程研習報告書

壹、前言

東南亞國家中央銀行聯合會（South East Asian Central Banks, SEACEN）所屬研訓中心於 2015 年 1 月在柬埔寨暹粒舉辦「計量模型建構與預測」基礎課程（SEACEN Foundational Course on Econometric Modeling and Forecasting），研習主題為實證計量模型之建構及估計所需的基礎知識。

本次研習參加學員共 22 人，包括本行，以及分別來自孟加拉、柬埔寨、印度、印尼、蒙古、尼泊爾、菲律賓、斯里蘭卡及泰國共 10 國中央銀行代表。研習內容包括實證模型之建構、估計及預測的基本概念，以及相關研究應用等，且主要著重通貨膨脹分析。此外，主辦單位安排統計軟體操作、小組實作演練，參加學員討論及分享各國通膨情勢。研習講師由 SEACEN 研訓中心與馬來西亞央行之顧問及經濟學者擔任，學識及經驗皆相當豐富，熟稔相關主題，獲益匪淺。

本報告共分為 4 個部分。除前言外，第 2 部分介紹計量模型設定與估計的基礎概念，內容綜合本次研習有關計量理論方面的重點。由於總體經濟或金融資料多屬於時間序列資料，故著重於時間序列分析的介紹。第 3 部分則應用計量模型，估計並探討台灣食物類價格的變動、影響因素等，以及與非食物類價格的關係。最後為結論與建議。

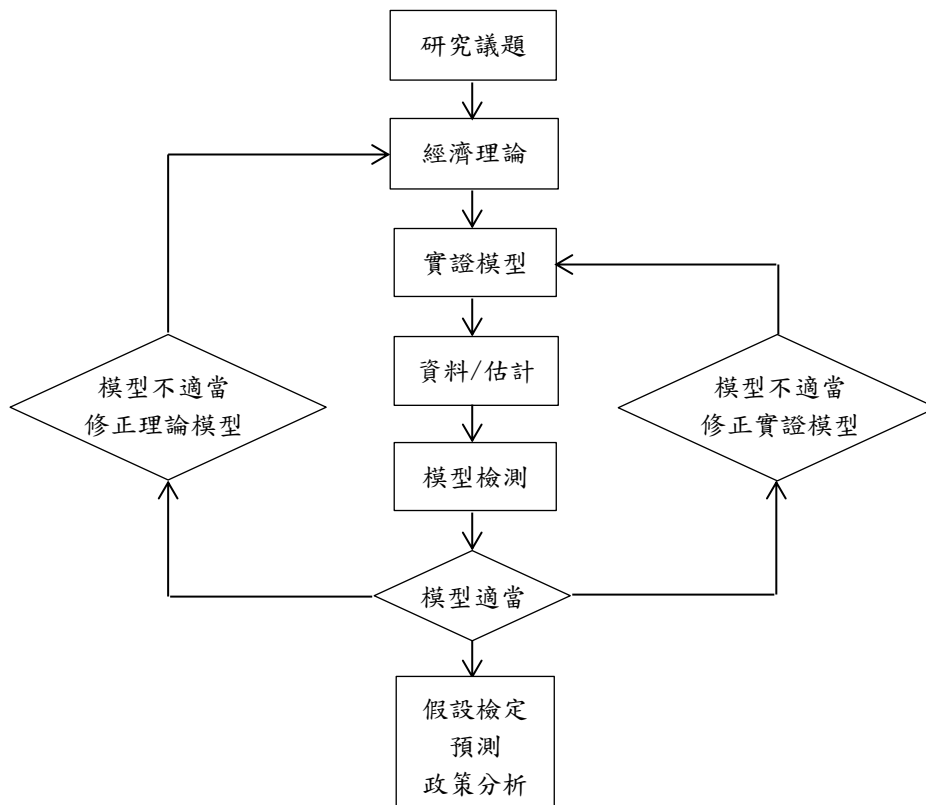
貳、計量模型與估計的基礎概念

一、研究設計

實證分析係指利用資料驗證理論，或是估計資料變數間的關係。經濟計量學（econometrics）即是將數學、統計方法或電腦科學應用在經濟資料上，藉以檢驗經濟理論或估計經濟變數間之關係的工具。由於經濟資料存在某些特性，經濟計量學家便發展某些方法，以處理相關的時間序列或迴歸問題。

一般而言，實證分析的研究議題應屬明確、可行，且應依據經濟理論建構實證模型；在估計時，可善用不同的模型檢測（diagnostic check）工具判斷模型良窳，並加以改善；最後，再依據適當的模型，進行假設檢定、預測或政策分析。實證研究的流程可參考圖 1。

圖 1：實證研究設計流程



資料來源：SEACEN 研習講義（2015）

二、普通最小平方法

經濟計量學從線性迴歸模型出發。假設一個線性迴歸模型

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中 y_i 為被解釋變數， x_i 為包含常數項在內的解釋變數向量， ε_i 為模型的誤差項，包含 x_i 以外無法觀察的成分； β 則為待估計的參數向量。普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 是藉由極小化殘差平方和 (sum of squared residuals)，估計變數間之迴歸關係的方法。

只要 (1) 式線性模型符合 ε_i 的條件期望值為 0、 ε_i 的條件變異數具齊一性 (homogeneity) 且條件共變異數為 0，以及 x_i 之間沒有完全共線性 (perfect multicollinearity) 等假設，OLS 的參數估計式即為「最佳線性不偏估計式」(best linear unbiased estimator, BLUE)¹。此外，若 ε_i 為常態分配，則 OLS 估計式亦為常態分配；即便 ε_i 不為常態分配，只要有合理的大樣本，OLS 估計式亦為「漸近常態」(asymptotic normality)。

三、時間序列資料及模型範例

(一) 時間序列資料

國內生產毛額 (gross domestic product, GDP)、消費者物價指數 (consumer price index, CPI)、匯率、利率等常見的總經或財金資料往往橫跨不同的時間點，而這種在不同的時間點所收集的資料，即為時間序列資料。

由於資料本身橫跨不同的時點，因此資料往往有跨期的相關性，此即序列相關 (serial correlation)。依據資料收集頻率的不同，可分

¹ 此即 Gauss–Markov 定理。

為年資料、季資料、月資料，甚至週資料、日資料等。若有需要，可利用插補法（imputation）提高資料頻率²。有些資料在一年內會隨季節更替而規律變動（如氣候、節慶等影響），此即季節性（seasonality）。季節性可藉由季節調整（seasonal adjustment）的方式移除³。

時間序列資料分為定態（stationary）及非定態（non-stationary）2種。非定態的時間序列可能造成估計偏誤、虛假迴歸（spurious regression），或是自我迴歸係數的 t -統計量的極限分配不為標準常態等問題。通常可利用去除趨勢（detrend）或差分（difference）等方式，將非定態序列轉為定態序列⁴。單根檢定（unit root test）可幫助判斷資料是否為定態⁵。

（二）模型範例

凡用於分析時間序列資料的模型，即為時間序列模型，故時間序列模型眾多。以下列舉幾個基本範例，而變數定義與（1）式相同。

- 靜態模型（static model），僅考量變數之間的當期關係：

$$y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t.$$

- 自我迴歸模型（autoregressive model），變數由本身過去的資料所解釋：

$$y_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^m \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t.$$

² 如線性插補，或以其他相關且頻率較高的經濟指標作為插補的權數等，都是常見的插補方式。

³ 如季節虛擬變數、季節移動平均、X-11 或 X-12 等，都是常見的季節調整方式。

⁴ 具有共整合關係（cointegration）的非定態時間序列則可逕以共整合模型分析之。應注意的是，共整合關係應基於經濟理論，並經相關檢定確認。

⁵ 單根檢定的種類眾多，常見的有 ADF 檢定（augmented Dickey-Fuller test）、PP 檢定（Phillips-Perron test）、KPSS 檢定（Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test）等。

- ARMA 模型 (autoregressive moving average model)，變數由本身過去的資料及誤差項解釋：

$$y_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^m \beta_p y_{t-p} + \sum_{q=1}^n \beta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t.$$

- 自我迴歸落後分配模型 (autoregressive distributed-lag model, ARDL model)，除了變數本身過去的資料外，再加入當期及落後期的解釋變數：

$$y_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^m \beta_p y_{t-p} + \sum_{q=0}^n x'_{t-q} \beta_q + \varepsilon_t.$$

觀察上述幾個常見的時間序列模型，可發現除靜態模型外，被解釋變數均與解釋變數的落後項有關，因此如何選擇適當的落後期數是個重要課題。赤池資訊評選準則 (Akaike information criterion, AIC) 或貝氏資訊評選準則 (Bayes information criterion, BIC) 均是常見評選落後期數的方法⁶，而評選方式為準則的值越小越好。

四、結構性改變

在時間序列資料橫跨的樣本期間內，變數本身或變數之間的關係可能因為制度、政策、外在衝擊等各種因素而造成結構上的改變，導致模型的參數變動，此即結構性改變 (structural break)。結構性改變也可能是資料無法通過單根檢定的原因。藉由 Chow 檢定，可幫助判斷特定時間點前後是否確有結構性改變⁷。

⁶ 其中，BIC 又稱為 Schwarz 資訊評選準則 (Schwarz information criterion, SIC)。

⁷ Quandt-Andrews 檢定則適用於時間點未知的情況。

五、殘差檢測

進行實證研究時，若實證模型的殘差不符合理論假設，將可能使估計結果產生偏誤、不具一致性或沒有效率，進而得到錯誤的結論或統計推論，應加以注意。以下簡述幾個常見的殘差問題及檢定方式。

(一) 序列相關

殘差的序列相關是指殘差之間跨期相關，亦稱為自我相關 (autocorrelation)。若序列相關是由跨期的殘差項或隨機誤差造成，則可在模型中加入殘差的自我迴歸項或移動平均項，以修正序列相關；若序列相關是由錯誤的模型設定 (misspecification) 所造成，則應重新檢視模型設定。

Durbin-Watson 檢定是常用的序列相關檢定，若統計量接近 2，則表示沒有序列相關。然而，該檢定在使用上有其限制，包括僅能檢定 1 階序列相關、被解釋變數的落後項不得作為解釋變數，以及模型需含常數項等。Breusch-Godfrey 檢定則無上述限制，模型的適用條件較寬鬆，且可檢定 1 階以上的序列相關。

(二) 變異數異質性

變異數異質性 (heteroscedasticity) 係指殘差的變異數不為固定常數，將導致估計標準誤產生偏誤。White 檢定可以檢定殘差的變異數是否具異質性。若殘差的變異數具異質性，則應改以 White 估計式作為估計標準誤；若殘差兼具變異數異質性與序列相關的性質，則可以 Newey-West HAC 估計式作為估計標準誤⁸。

⁸ 另外，若當期殘差的條件變異數與前期殘差的平方項，或前期殘差的條件變異數相關，則稱之為 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) 或 GARCH (generalized ARCH) 效果，可藉由相關模型處理。

(三) 常態

Jarque–Bera 檢定可幫助判斷殘差是否符合常態分配。

(四) 內生性

內生性 (endogeneity) 係指殘差與解釋變數具有相關性，而非互相獨立，將導致估計結果產生偏誤或不具一致性。造成內生性的原因很多，通常可尋找與內生變數有關、但與殘差無關的工具變數 (instrumental variable)，再藉由 2 階段最小平方法 (two stage least squares, 2SLS) 或一般化動差法 (generalized method of moments, GMM) 處理內生性問題。

參、計量模型與估計之應用

由於近來國內食物類價格是導致 CPI 上漲的主要成分，且其變動往往與 CPI 年增率走勢密切；因此，分析食物類價格的變動將有助了解國內物價情勢，並可供決策參考。以下擬先簡述食物類年增率與 CPI 年增率的相關性，再估計食物類年增率的持續性（persistence）及影響因素，最後再探討食物類與非食物類物價的關係。資料期間為亞洲金融風暴後迄今（1998 年第 1 季至 2014 年第 4 季）⁹。

一、食物類年增率對 CPI 年增率的重要性

CPI 可分為食物類及非食物類¹⁰，食物類年增率的波動較大，且與 CPI 年增率的走勢較為密切（圖 2）。資料期間內，CPI 年增率與食物類年增率的相關係數為 0.89，與非食物類年增率的相關係數為 0.68，可知 CPI 年增率與食物類年增率之間的同期相關程度較高。另外，食物類年增率與非食物類年增率的相關係數為 0.26，同期之間的關聯程度較不明顯。

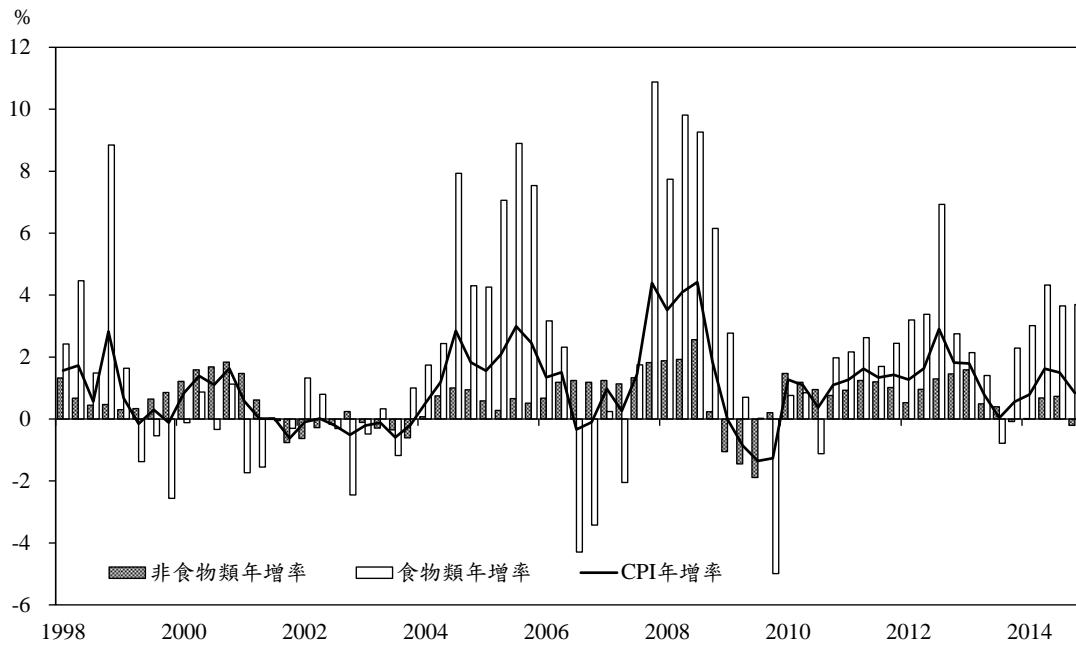
倘就對 CPI 年增率的貢獻觀之（圖 3）¹¹，除少數期間外（如 2000 年至 2001 年、2009 年等），食物類價格變動均影響 CPI 年增率甚多，近來亦是 CPI 上漲的主因。如 2014 年 CPI 較 2013 年上漲 1.20%，而其中 0.97 個百分點係由食物類價格上漲所貢獻。

⁹ 為了考量落後期並避免樣本觀察值因而減少，實際使用的資料將延伸至 1998 年第 1 季以前。

¹⁰ 以 2011 年為基期之食物類權重為 251.94%，非食物類權重為 748.06%。

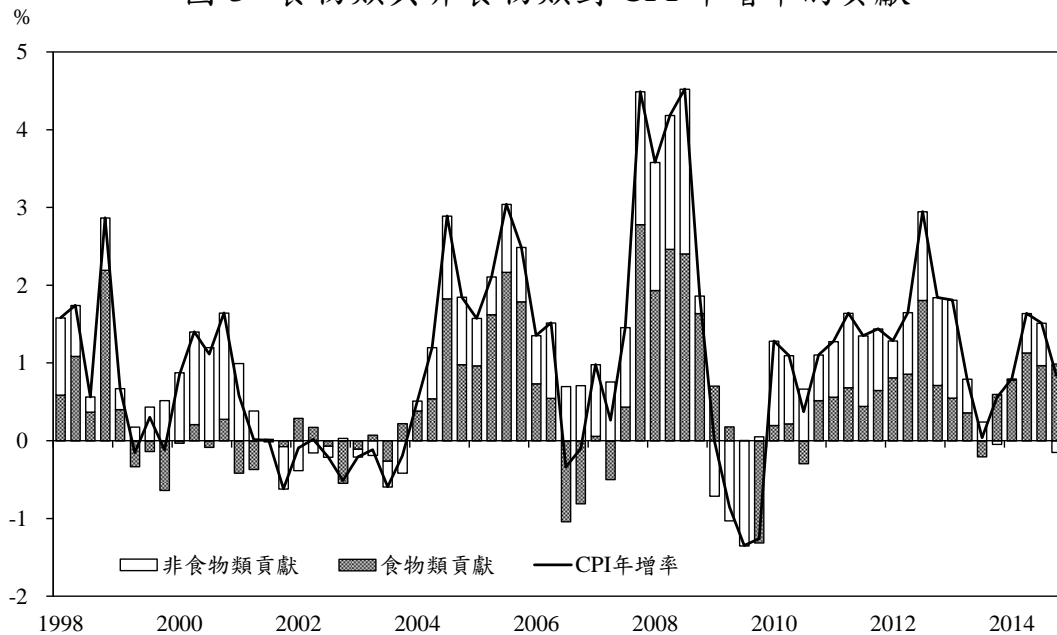
¹¹ 即貢獻度。該數值係根據主計總處公布之指數、權重等資料自行計算。

圖 2：CPI、食物類及非食物類年增率



資料來源：主計總處

圖 3：食物類與非食物類對 CPI 年增率的貢獻



資料來源：主計總處

二、食物類年增率的持續性

由於食物類包含於 CPI 之中，因此，估計食物類年增率的持續性¹²，並與 CPI 年增率的持續性做比較，除了有助了解食物類年增率遭受外生衝擊後的調整過程，亦有助判斷 CPI 年增率的持續性是否主要由食物類導致。

至於估計通膨持續性的方法，文獻上通常是考慮通貨膨脹的自我迴歸模型，再將通膨落後項的係數加總，以衡量過去的通膨對通膨本身的影響。考慮一個自我迴歸模型

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

其中， π_t 為通貨膨脹率（可為食物類年增率或 CPI 年增率）， ε_t 為誤差項，而落後期的通膨係數總和 $\sum_{p=1}^n \beta_p$ ，即為表示通膨持續性的參數。接著，可仿照 O'Reilly and Whelan (2005) 的作法，將 (2) 式依照 ADF 型式改寫成

$$\pi_t = \alpha + \rho \pi_{t-1} + \sum_{p=1}^{n-1} \theta_p \Delta \pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

其中 $\rho = \sum_{p=1}^n \beta_p$ ，即為待估計的通膨持續性參數。以下利用 OLS 估計 (3) 式，據以分析 CPI 年增率與食物類年增率的持續性。

首先，需決定模型的落後期數 n 。在考量最大落後期數為 6 期的前提下，計算模型在不同落後期數下的 AIC 與 BIC，可知無論是 CPI 年增率或食物類年增率，AIC 或 BIC 所建議的最適落後期數均相當一致（表 1）。因此，選定 CPI 年增率模型、食物類年增率模型的最適

¹² 所謂「持續性」，係指當通貨膨脹遭受外生衝擊，該衝擊對通貨膨脹影響的期間及大小，是總體經濟的重要議題。

落後期數分別為 5 期、4 期¹³。

表 1：通膨持續性模型的 AIC 與 BIC

<i>n</i>	CPI 年增率		食物類 年增率	
	AIC	BIC	AIC	BIC
0	3.3025	3.3351	5.3149	5.3475
1	2.7186	2.7839	4.8663	4.9315
2	2.7348	2.8327	4.8953	4.9932
3	2.7573	2.8879	4.9183	5.0488
4	2.5723	2.7355	4.6702*	4.8334*
5	2.5318*	2.7276*	4.6879	4.8837
6	2.5596	2.7881	4.7159	4.9444

說明：*表示最適落後期數。

在選定落後期數後，即可估計 (3) 式，並將估計結果列於表 2。其中， α 是模型的常數項， ρ 為估得的持續性參數。從欄 (1) 可知，在樣本期間內，CPI 年增率的持續性為 0.580，而欄 (2) 則顯示食物類年增率的持續性為 0.383。兩者都在 1% 的顯著水準下顯著，表示都有其持續性，但幅度皆不大，且食物類年增率的持續性小於 CPI 年增率。然而，食物類年增率之常數項大於 CPI 年增率，樣本期間內食物類年增率的平均值較高¹⁴，致食物類對 CPI 年增率有較高的貢獻。另外，根據 Breusch–Godfrey 檢定結果，無論 1 階或 4 階，皆無法拒絕殘差項不具自我相關的虛無假設；另根據 White 檢定結果，亦無法拒絕殘差項不具變異數異質性的虛無假設。

¹³ 如同註 9 之說明，為了考量落後期並避免樣本觀察值因而減少，實際上 CPI 年增率及食物類年增率使用的資料分別始自 1996 年第 4 季及 1997 年第 1 季，以確保第 1 筆樣本觀察值落在 1998 年第 1 季。以下的估計式亦同。

¹⁴ 樣本期間內的非條件平均值 (unconditional mean) 算法為 $\frac{\alpha}{1-\rho}$ ，參見 O'Reilly and Whelan (2005)。

表 2：通膨持續性的估計結果

	CPI 年增率		食物類年增率	
	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
α	0.440 ^{***}	(0.165)	1.305 ^{***}	(0.362)
ρ	0.580 ^{***}	(0.165)	0.383 ^{***}	(0.111)
樣本數	68		68	
調整後 R ²	0.568		0.504	
B-G 檢定(1)	0.242	[0.623]	2.093	[0.148]
B-G 檢定(4)	3.139	[0.535]	3.255	[0.516]
White 檢定	19.053	[0.518]	12.768	[0.545]

- 說明：1. 小括弧內為估計標準誤；中括弧內為 p 值。
 2. ***、**與*分別表在 1%、5%與 10%的水準下顯著。
 3. 本表省略差分項 $\Delta\pi_{t-p}$ 的係數 θ_p 。
 4. B-G 檢定為 Breusch-Godfrey LM 檢定統計量。(1)、(4)表虛無假設為殘差項不具 1 階、4 階自我相關。
 5. White 檢定為 White 檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

平均而言，在樣本期間內，CPI 年增率與食物類年增率皆具持續性，表示外生衝擊皆會影響未來的 CPI 年增率及食物類年增率，且 CPI 年增率的持續性大於食物類年增率，顯示 CPI 年增率的持續性或源自非食物類的通膨。食物類年增率的持續性較低，其衝擊可能較屬短暫性 (transitory)。

三、影響食物類年增率的因素

本報告參考 Zhang and Law (2010)，分別就食物類年增率本身的持續效果、需求面因素及供給面因素等 3 個不同面向，考量模型的解釋變數，以估計影響台灣食物類年增率的因素。

實證上，為考慮變數間可能存有跨期的相聯性，因此在 (2) 式加入當期及落後期的解釋變數，成為 ARDL 模型

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_p \pi_{t-p} + \sum_{q=0}^m x'_{t-q} \gamma_q + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中， π_t 為食物類年增率， x_t 為包括需求面及供給面因素在內的解釋變數向量， β_0 為常數項， ε_t 為誤差項； β_p 、 γ_q 為待估計的參數，而各期的係數加總即為該解釋變數的長期效果（long-run effect）。至於落後期數，食物類年增率選擇落後 5 期，其他解釋變數則考慮 3 季之內可能的影響（故 $n = 5$ 、 $m = 3$ ）。

解釋變數方面，需求面因素以產出缺口（output gap）作為代理變數。產出缺口為季調後實質 GDP 的自然對數值與潛在 GDP 的自然對數值之差，而潛在 GDP 係利用 1982 年第 2 季至 2014 年第 4 季的季調後實質 GDP 及 HP filter 估算。另外，亦考量以景氣對策信號分數代替產出缺口，作為需求面因素的代理變數¹⁵。

供給面因素方面，則以農林漁牧業產品躉售物價指數（wholesale price index, WPI）表示食物類的生產成本，作為供給面因素的代理變數。此外，由於農林漁牧業產品包含的品項眾多，且彼此特性存有差異，因此可進一步將其項下的農產品與禽畜產品之 WPI 年增率作為解釋變數，以探究何種性質的產品影響較大。變數之說明及資料來源整理如表 3。

¹⁵ 由於國發會公布之景氣對策信號分數為月資料，故取季內 3 個月之平均作為季資料。

表 3：變數說明及資料來源

變數說明		資料來源
π	食物類年增率	主計總處
y^*	利用 HP filter 估算之產出缺口	主計總處、本報告自行計算
e	景氣對策信號分數	國發會
C^{food}	農林漁牧業產品 WPI 年增率	主計總處
C^{fm}	農產品 WPI 年增率	主計總處
C^{pl}	禽畜產品 WPI 年增率	主計總處

說明：產出缺口之計算係利用 1982 年第 2 季至 2014 年第 4 季之季調後實質 GDP。

為確保相關變數具定態性質，需先對相關變數進行單根檢定。在此考慮 ADF、PP 及 KPSS 等 3 種檢定，並將結果整理如表 4。可知，所有變數的 ADF 檢定統計量及 PP 檢定統計量，均能在 5% 的顯著水準下，拒絕變數具有單根的虛無假設，且 KPSS 檢定統計量均無法拒絕變數具有定態性質的虛無假設，故相關變數均呈定態。

表 4：單根檢定結果

	檢定統計量		
	ADF	PP	KPSS
π	-5.542 ^{***}	-4.253 ^{***}	0.198
y^*	-3.946 ^{***}	-3.407 ^{**}	0.040
e	-5.429 ^{***}	-3.172 ^{**}	0.050
C^{food}	-4.532 ^{***}	-3.465 ^{**}	0.156
C^{fm}	-4.675 ^{***}	-3.892 ^{***}	0.122
C^{pl}	-6.118 ^{***}	-3.443 ^{**}	0.124

說明：1. ***、**與*分別表在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. ADF 檢定、PP 檢定之虛無假設為變數具有單根；KPSS 檢定之虛無假設為變數具定態性質。

3. 均包含截距項，但不包含時間趨勢項。

表 5 為 (4) 式的估計結果。欄 (1) 的解釋變數包括食物類年增率 (π) 的落後項、產出缺口 (y^*) 與農林漁牧業產品 WPI 年增率 (C^{food})。當期及落後期產出缺口的係數皆不顯著，而農林漁牧業產品 WPI 年增率則多呈顯著；若考慮各期係數加總的長期效果，則產出缺口的係數總和 (Σy^*) 不顯著，農林漁牧業產品 WPI 年增率的係數總和 (ΣC^{food}) 則顯著為正。因此，在樣本期間內，食物類的價格變動可能與生產成本的變動較有關聯，與產出缺口的關聯則不大。此外，Breusch–Godfrey 檢定皆無法拒絕殘差項不具自我相關的虛無假設，White 檢定亦無法拒絕殘差項不具變異數異質性的虛無假設，表示殘差不具自我相關及變異數異質性。

由於農林漁牧業產品包含的品項眾多，且彼此特性存有差異，故表 5 欄 (2) 將農林漁牧業產品改以其項下的農產品 (C^{fm}) 及禽畜產品 (C^{pl}) 之 WPI 年增率替代。值得注意的是，White 檢定顯示殘差具變異數異質性，因此欄 (2) 改以 White 估計式作為估計標準誤。

從表 5 欄 (2) 可知，當期及落後期產出缺口的係數仍不顯著，係數總和亦然。農產品 WPI 年增率的係數在當期顯著為正，落後 1 期雖顯著為負，但該係數的絕對值仍小於當期係數，而係數總和 (ΣC^{fm}) 亦顯著為正。當期及落後期禽畜產品 WPI 年增率的係數正負兼有，但顯著程度稍低，且係數總和 (ΣC^{pl}) 為 0。此結果顯示，農產品生產成本的變動可能與食物類價格的變動較有關聯。

表 5：食物類年增率影響因素的估計結果 I

	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
β_0	0.520	(0.358)	0.449	(0.289)
π_{t-1}	0.697 ^{***}	(0.128)	0.894 ^{***}	(0.141)
π_{t-2}	0.022	(0.141)	-0.053	(0.126)
π_{t-3}	0.109	(0.124)	-0.052	(0.122)
π_{t-4}	-0.428 ^{***}	(0.112)	-0.327 ^{***}	(0.097)
π_{t-5}	0.195 [*]	(0.111)	0.217 ^{**}	(0.086)
y^*_t	-0.232	(0.167)	-0.233	(0.163)
y^*_{t-1}	0.260	(0.219)	0.069	(0.167)
y^*_{t-2}	0.009	(0.217)	0.189	(0.164)
y^*_{t-3}	0.068	(0.163)	-0.103	(0.148)
C^{food}_t	0.310 ^{***}	(0.056)	--	
C^{food}_{t-1}	-0.257 ^{***}	(0.091)	--	
C^{food}_{t-2}	-0.060	(0.095)	--	
C^{food}_{t-3}	0.142 ^{**}	(0.062)	--	
C^{fm}_t	--		0.247 ^{***}	(0.034)
C^{fm}_{t-1}	--		-0.212 ^{***}	(0.053)
C^{fm}_{t-2}	--		0.036	(0.050)
C^{fm}_{t-3}	--		0.061	(0.039)
C^{pl}_t	--		-0.060 [*]	(0.036)
C^{pl}_{t-1}	--		0.143 ^{**}	(0.069)
C^{pl}_{t-2}	--		-0.143 [*]	(0.077)
C^{pl}_{t-3}	--		0.060	(0.038)
Σy^*	0.105	(0.143)	-0.079	(0.138)
ΣC^{food}	0.134 ^{***}	(0.044)	--	
ΣC^{fm}	--		0.132 ^{***}	(0.045)
ΣC^{pl}	--		0.000	(0.023)
觀察值	68		68	
調整後 R^2	0.666		0.779	
B-G 檢定(1)	0.597	[0.440]	1.268	[0.260]
B-G 檢定(4)	1.604	[0.808]	2.835	[0.586]
White 檢定	15.903	[0.254]	28.399 ^{**}	[0.041]

說明：1. 小括弧內為估計標準誤；中括弧內為 p 值。

2. ***、**與*分別表在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

3. B-G 檢定為 Breusch-Godfrey LM 檢定統計量。(1)、(4)表虛無假設為殘差項不具 1 階、4 階自我相關。

4. White 檢定為 White 檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

由於產出缺口的係數皆不顯著，因此亦嘗試以景氣對策信號分數(e)作為需求面因素的代理變數，重新估計(4)式，並將結果列於表6。在表6的欄(1)中，景氣對策信號分數當期及落後2期的係數顯著為負，落後1期的係數則顯著為正且數值最大；惟代表長期效果的係數總和(Σe)並不顯著，因此景氣活動可能僅與食物類年增率的短期調整有關，但長期關係則不明顯。農林漁牧業產品WPI年增率仍多呈顯著，且其係數總和亦顯著為正。

表6的欄(2)將農林漁牧業產品WPI年增率改以農產品及禽畜產品之WPI年增率替代。結果顯示，景氣對策信號分數當期的係數顯著為負，落後1期的係數顯著為正且數值最大，各期係數總和仍不顯著。農產品WPI年增率的係數與表5的欄(2)類似，當期顯著為正，落後1期雖顯著為負，但係數的絕對值小於當期係數，且係數總和顯著為正。禽畜產品WPI年增率的係數亦類似表5欄(2)的估計結果，當期及落後期的係數正負兼有，係數總和數值小且不顯著。另外，無論欄(1)或欄(2)的估計結果，Breusch-Godfrey檢定及White檢定皆顯示殘差不具自我相關及變異數異質性。

根據表5與表6的估計結果，可知在樣本期間內，食物類年增率與產出缺口的關聯性不高；雖其短期調整可能與景氣活動有關，惟景氣對策信號分數的長期效果仍不顯著。另一方面，代表生產成本變動的農林漁牧業產品WPI年增率，及其項下的農產品WPI年增率，則與食物類年增率密切相關。同屬農林漁牧業產品的禽畜產品WPI年增率長期效果並不顯著，可能僅與短期調整有關。因此平均而言，相較於需求面因素，生產成本的變動(尤其是農產品)或與食物類價格變動的關聯性較高。

表 6：食物類年增率影響因素的估計結果 II

	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
β_0	0.474	(1.355)	1.763	(1.154)
π_{t-1}	0.706 ^{***}	(0.122)	0.902 ^{***}	(0.125)
π_{t-2}	0.036	(0.133)	-0.099	(0.140)
π_{t-3}	0.036	(0.129)	-0.093	(0.124)
π_{t-4}	-0.341 ^{***}	(0.113)	-0.242 ^{**}	(0.101)
π_{t-5}	0.157	(0.111)	0.214 ^{**}	(0.099)
e_t	-0.177 ^{**}	(0.086)	-0.215 ^{***}	(0.077)
e_{t-1}	0.332 ^{**}	(0.130)	0.302 ^{***}	(0.112)
e_{t-2}	-0.262 [*]	(0.133)	-0.174	(0.110)
e_{t-3}	0.110	(0.085)	0.027	(0.070)
C_t^{food}	0.280 ^{***}	(0.056)	--	
C_{t-1}^{food}	-0.213 ^{**}	(0.088)	--	
C_{t-2}^{food}	-0.075	(0.091)	--	
C_{t-3}^{food}	0.140 ^{**}	(0.061)	--	
C_t^{fm}	--		0.238 ^{***}	(0.030)
C_{t-1}^{fm}	--		-0.196 ^{***}	(0.047)
C_{t-2}^{fm}	--		0.038	(0.049)
C_{t-3}^{fm}	--		0.055	(0.039)
C_t^{pl}	--		-0.045	(0.035)
C_{t-1}^{pl}	--		0.144 ^{***}	(0.053)
C_{t-2}^{pl}	--		-0.163 ^{***}	(0.054)
C_{t-3}^{pl}	--		0.084 ^{**}	(0.035)
Σe	0.002	(0.057)	-0.060	(0.049)
ΣC^{food}	0.132 ^{***}	(0.046)	--	
ΣC^{fm}	--		0.134 ^{***}	(0.043)
ΣC^{pl}	--		0.019	(0.024)
觀察值	68		68	
調整後 R^2	0.686		0.798	
B-G 檢定(1)	0.066	[0.798]	0.273	[0.601]
B-G 檢定(4)	3.990	[0.407]	2.804	[0.591]
White 檢定	13.707	[0.395]	20.510	[0.249]

說明：1. 小括弧內為估計標準誤；中括弧內為 p 值。

2. ***、**與*分別表在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

3. B-G 檢定為 Breusch-Godfrey LM 檢定統計量。(1)、(4)表虛無假設為殘差項不具 1 階、4 階自我相關。

4. White 檢定為 White 檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

四、食物類年增率與非食物類年增率的關係

本報告仿照 Zhang and Law (2010)，利用 Cecchetti and Moessner (2008) 的分析方法，估計 CPI 年增率與非食物類年增率之間的動態調整關係，以探討食物類年增率與非食物類年增率的關係¹⁶。

為探討 CPI 年增率上升後是否恢復到非食物類的通膨水準，可估計

$$\pi_t - \pi_{t-4} = \eta_1 + \delta_1(\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{\text{nf}}) + \varepsilon_t, \quad (5)$$

其中 π_t 為 CPI 年增率， π_t^{nf} 為非食物類年增率。若 $\delta_1 < 0$ ，則表示 CPI 年增率會往非食物類的通膨水準調整；若 $\eta_1 = 0$ 且 $\delta_1 = -1$ ，則表示 CPI 年增率在 1 年內會完全回復至非食物類的通膨水準。另一方面，若估計

$$\pi_t^{\text{nf}} - \pi_{t-4}^{\text{nf}} = \eta_2 + \delta_2(\pi_{t-4}^{\text{nf}} - \pi_{t-4}) + \varepsilon_t, \quad (6)$$

則可瞭解非食物類年增率是否調整至 CPI 年增率。符號定義與 (5) 式相同。若 $0 > \delta_2 > -1$ ，則表示非食物類年增率僅部分調整至 CPI 年增率；若 $\delta_2 = 0$ ，則非食物類年增率不會調整至 CPI 年增率，表示食物類通膨沒有外溢效果。

表 7 的欄 (1) 與欄 (2) 分別為 (5) 式與 (6) 式的估計結果。由 Breusch–Godfrey 檢定可知，(5) 式與 (6) 式均有殘差自我相關的問題，因此均以 Newey–West HAC 估計式作為估計標準誤。

¹⁶ Zhang and Law (2010) 認為，若 CPI 年增率在上升後仍會回復到非食物類的通膨水準，表示食物類的通膨水準僅是短暫性地上升，並沒有持久的正向衝擊或二次效應 (second-round effect)；然而，若是非食物類年增率調整至 CPI 年增率，則表示食物類通膨具有外溢效果。

表 7：CPI 年增率與非食物類年增率之調整關係的估計結果

	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
η_1	0.429	(0.273)	--	
δ_1	-1.385 ^{***}	(0.258)	--	
η_2	--		-0.028	(0.215)
δ_2	--		0.169	(0.288)
觀察值	68		68	
調整後 R ²	0.466		0.001	
B-G 檢定(1)	32.499 ^{***}	[0.000]	32.101 ^{***}	[0.000]
B-G 檢定(4)	37.151 ^{***}	[0.000]	43.221 ^{***}	[0.000]
Wald 檢定				
$\eta_1 = 0, \delta_1 = -1$	1.816	[0.171]	--	
$\eta_2 = 0, \delta_2 = 0$	--		0.185	[0.831]

說明：1. 小括弧內為估計標準誤；中括弧內為 p 值。

2. ***、**與*分別表在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

3. B-G 檢定為 Breusch-Godfrey LM 檢定統計量。(1)、(4)表虛無假設為殘差項不具 1 階、4 階自我相關。

4. Wald 檢定為 Wald 聯合檢定之檢定統計量。虛無假設分別為 $[\eta_1, \delta_1]=[0, -1]$ 、 $[\eta_2, \delta_2]=[0, 0]$ 。

在表 7 欄 (1) 中， $\delta_1 < 0$ ，顯示 CPI 年增率在上升後，會逐漸往非食物類的通膨水準調整。由於 η_1 不顯著異於 0 且 δ_1 接近 -1，因此 $\eta_1 = 0$ 且 $\delta_1 = -1$ 可能成立。Wald 檢定的結果顯示，無法在 10% 的顯著水準下拒絕 $[\eta_1, \delta_1]=[0, -1]$ 之虛無假設，表示 CPI 年增率可能在 1 年內回復至非食物類的通膨水準。接著，在表 7 欄 (2) 中， η_2 與 δ_2 皆不顯著異於 0，且 Wald 檢定亦無法拒絕 $[\eta_2, \delta_2]=[0, 0]$ 的虛無假設，表示非食物類年增率不會調整至 CPI 年增率。因此平均而言，在樣本期間內，食物類價格的變動僅是短暫性的，且不具外溢效果。

肆、結論與建議

本次研習內容主要為實證模型估計及預測所需之基礎知識，並包括統計軟體操作、小組實作演練，以及相關應用實例課程等，而相關主題均著重在通貨膨脹之分析。另外，主辦單位亦安排參加學員分享、討論各國之物價情勢，以增進對各國通膨情勢的瞭解。

由於近來國內食物類價格變動是導致 CPI 上漲的主要成分，且其變動往往與 CPI 年增率走勢密切。本報告應用相關的計量模型及亞洲金融風暴迄今的季資料，估計並探討食物類價格的變動、影響因素，以及與非食物類價格的關係。

實證結果發現在樣本期間內，平均而言，CPI 年增率的持續性大於食物類年增率，顯示 CPI 年增率的持續性可能源自非食物類通膨。食物類年增率的衝擊可能較為短暫，但食物類平均年增率高於 CPI 年增率，致食物類對 CPI 年增率有較高的貢獻。其次，需求面因素雖可能與食物類年增率的短期調整有關，但長期效果並不顯著；相較於需求面因素，生產成本的變動（尤其是農產品）或與食物類價格變動的關聯性較高。最後，分析 CPI 年增率與非食物類年增率間的關係，可發現食物類的變動多屬短暫性，且不具外溢效果。分析食物類價格變動，將有助了解國內物價情勢，並可供決策參考。

本次研習之講師均由 SEACEN 研訓中心與馬來西亞央行之顧問及經濟學者擔任，皆具相當豐富的學識及經驗，熟稔相關主題；其所講授之相關研究應用範例及央行預測實例，均有助熟悉並瞭解相關應用。另各國學員透過交流討論，亦能瞭解其他國家的經濟金融情勢。參與本次研習，當有助增進估測及研究能力。

參考資料

- 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。
- Cecchetti, S. G., and R. Moessner (2008), “Commodity Prices and Inflation Dynamics,” *BIS Quarterly Review*, December, pp. 55-66.
- O'Reilly, G., and K. Whelan (2005), “Has Euro-area Inflation Persistence Changed over Time?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 4, pp. 709-720.
- SEACEN (2015), 「SEACEN Foundational Course on Econometric Modeling and Forecasting」研習講義。
- Wooldridge, J. M. (2012), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing, Cincinnati, OH.
- Zhang, W., and D. Law (2010), “What Drives China's Food-Price Inflation and How Does It Affect the Aggregate Inflation?” Hong Kong Monetary Authority Working Paper No. 1006.