

探討台灣食物類價格及其與通膨情勢之關係*

朱浩榜**

摘 要

本文分析台灣食物類的價格變動，以及其與通膨情勢的關係。實證結果發現，需求面因素雖可能影響食物類年增率的短期變動，但長期效果並不顯著；相較於需求面因素，食物產量、降雨災害，甚至進口成本等供給面因素，或與食物類價格變動的關聯性較高，且可能存在非線性關係。其次，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，但幅度皆不大，且食物類年增率的衝擊可能較為短暫；惟食物類年增率在樣本期間內的均值較高，致食物類對CPI年增率貢獻較大。再者，食物類年增率的變動多屬短暫性，且不會影響至非食物類。最後，雖然通膨預期可能較不受食物類「單一因素」影響，但整體的CPI年增率仍可能影響通膨預期，而食物類又是CPI的重要成分，故仍應予留意。

* 本文初稿完成於民國106年2月，107年5月修正完稿。本文感謝兩位匿名審稿人，以及本行嚴副總裁宗大、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、汪研究員建南、葉研究員盛、廖研究員俊男與經濟研究處同仁給予寶貴意見。惟本文觀點為作者個人意見，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

食物類為消費者物價指數（consumer price index, CPI）的基本分類之一，且為社會大眾的日常生活所需，購買頻度較高，民眾往往容易感受其價格變動。再者，食物類的權重占CPI約四分之一^{註1}，且食物類價格變動往往影響CPI年增率甚多，近來亦是CPI上漲的主因。例如，2016年第2季CPI較2015年同期上漲1.34%，食物類的貢獻度即高達1.64個百分點；倘若扣除食物類的貢獻，則CPI反將下跌0.30%。而除了食物類本身以外，其價格變動也可能對非食物類的價格造成影響，進而擴及整體CPI。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。

雖然國內不乏探討通膨的文獻，但近年僅陳佩玗（2013）與吳中書（2014）對食物類價格較有著墨。陳佩玗（2013）就台灣CPI年增率進行短期預測，且在分別估計CPI的各組成項目時，觀察到台灣的食物類價格深受天候因素影響，並於食物類價格的預測模型加入虛擬變數，以捕捉天候效果。吳中書（2014）則探討台灣物價的相關議題。依據該文觀察，食物類價格易大幅震盪，上揚隔年的下跌機會頗高，故長期而言，食物類價格與CPI的變動趨勢相若；且食物類易受天候或疫情影響，亦可能受國際原物料價格變動波及。惟該文僅做敘述性的探討，並無

量化分析。

然而，即便上述文獻論及食物類價格，但內容仍以探討通膨相關的議題為主，亦未就食物類價格或其相關議題進行較為深入的分析。爰此，本文擬探討食物類的價格變動，以及其與整體CPI年增率的關係，期能填補國內文獻的不足之處，增進對台灣物價情勢的瞭解。本文分析的樣本期間起始自亞洲金融風暴結束後（1999年第1季至2016年第2季）。

首先，本文將探討食物類價格年增率（以下簡稱食物類年增率）的定型特徵（stylized facts），並將其與CPI年增率兩相比較，可知兩者走勢密切，且食物類價格變動的平均幅度較高，波動程度亦較大，不若CPI年增率的走勢平穩。

其次，再以不同的實證模型分析影響食物類價格變動的因素，以及食物類年增率與整體通膨情勢的關係，包括CPI與食物類年增率的持續性（persistence）、食物類對非食物類物價的關係，以及食物類價格變動是否影響通膨預期等，以瞭解食物類年增率是否藉本身的走勢與特性，或是對非食物類的外溢效果等，影響整體的通膨情勢。本文發現，相較需求面因素，食物類的價格較易受產量、降雨災害，甚至進口成本等供給面因素影響，且可能存在非線性效果；CPI及

食物類年增率的持續性皆不大，且食物類年增率的持續性較低，顯示其衝擊可能較屬於短暫性的衝擊；食物類年增率的變動不會影響至非食物類，不具外溢效果；最後，雖然通膨預期可能較不受食物類「單一因素」影響，但整體的CPI年增率仍可能影響通膨預期，而食物類又是CPI的重要成分，故仍應予留意。

本文共分為5節。除前言外，第2節概述食物類年增率與CPI年增率的定型特徵，第3節探討影響食物類價格變動的因素，第4節則從通膨持續性、食物類年增率變動的外溢效果，以及其對通膨預期的影響等面向，探討食物類年增率與整體通膨情勢的關係。最後，第5節為本文結論。

貳、定型特徵

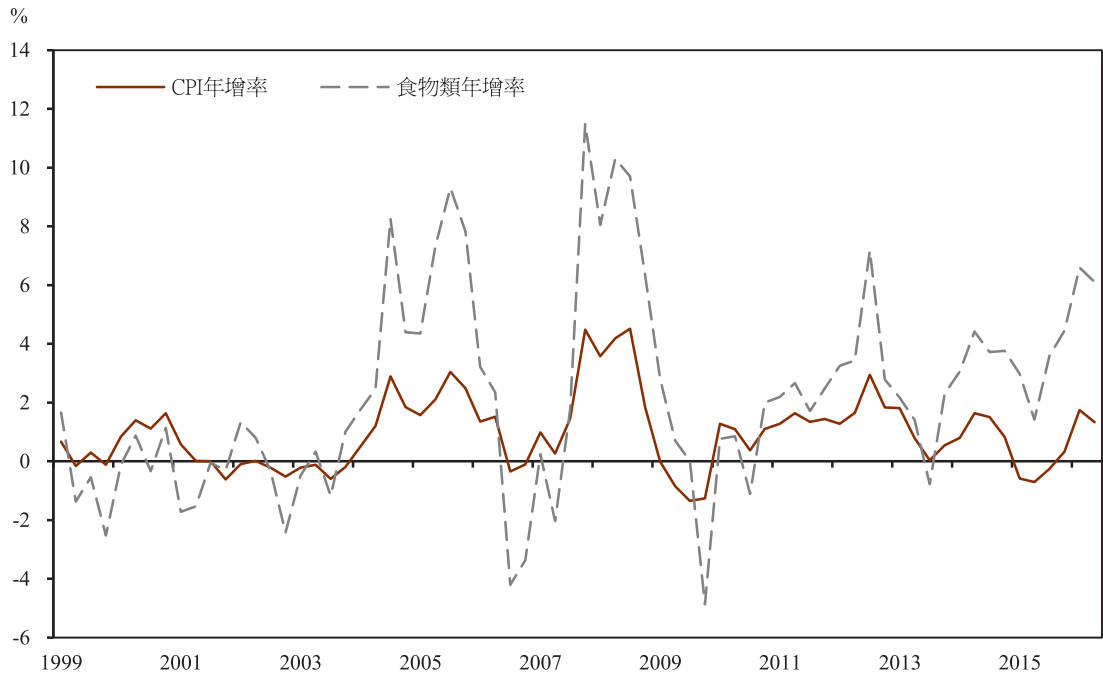
圖1為1999年第1季至2016年第2季間，CPI年增率與食物類年增率的走勢。在2003年以前，CPI年增率與食物類年增率皆在零軸上下2個百分點之間波動，且幅度不大。2004年以後，兩者皆上升，且食物類漲幅明顯高於CPI；至2006年下半年，兩者回跌，且食物類跌幅亦較CPI為深。2007年下半年起，CPI年增率與食物類年增率再度走升，且升幅更高；其後兩者皆於金融海嘯期間回跌，且食物類年增率跌幅大於CPI年增率。金融海嘯後，CPI年增率走勢大致平穩，僅2014年底至2015年間，受國際原物料下跌影響走低而呈負數；食物類漲幅則較高，近年尤為明顯。

若計算樣本期間內的相關係數，可得

CPI年增率與食物類年增率達0.84，而CPI年增率與非食物類價格年增率（以下簡稱非食物類年增率）則僅0.68，可知CPI年增率與食物類年增率的同期相關程度較高。

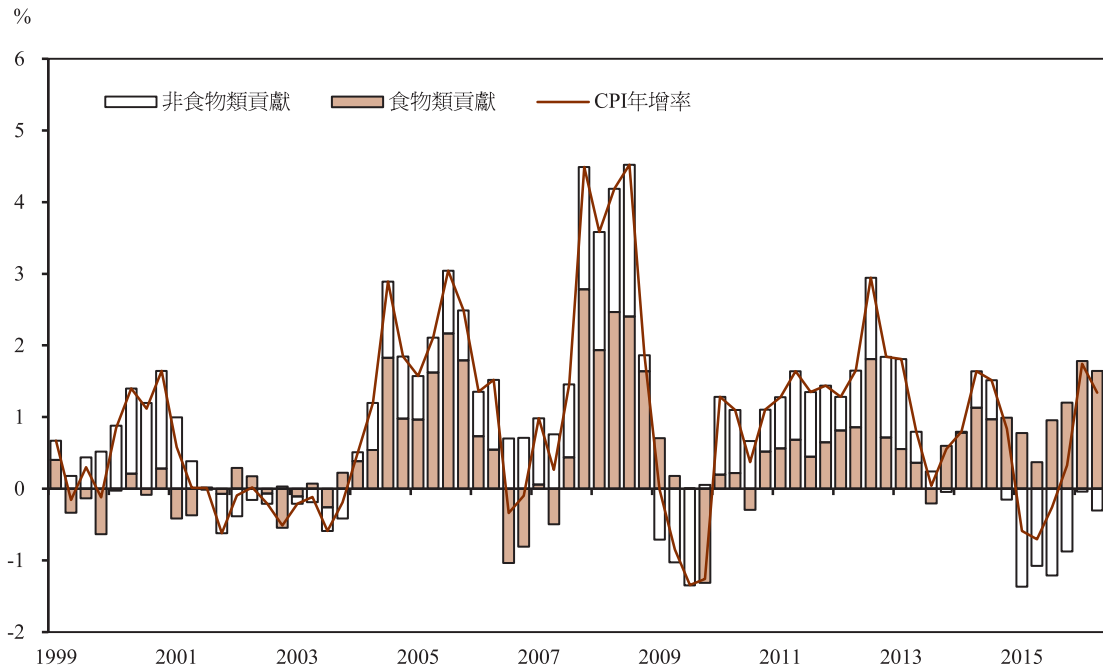
由於CPI係由食物類及非食物類加權平均而得，故食物類價格的變動幅度會直接影響CPI年增率。為觀察食物類對CPI年增率的影響程度，圖2繪示樣本期間內，食物類對CPI年增率的貢獻度。觀察圖2，可發現除2000年至2001年、2009年等少數期間外，食物類價格變動均影響CPI年增率甚多；甚至近半數期間，食物類對CPI年增率的貢獻幅度過半^{註2}。近年食物類的貢獻為正，減緩2015年的CPI跌幅，並為2016年以來CPI上漲的主因。

圖1 CPI及食物類年增率



資料來源：主計總處

圖2 食物類對CPI年增率的貢獻

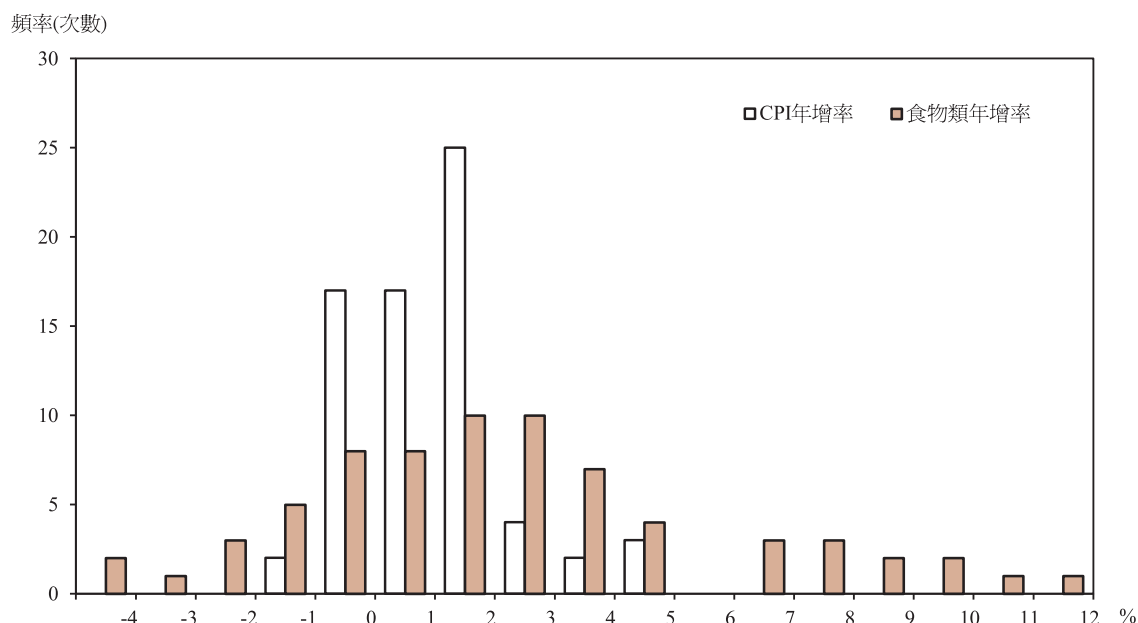


資料來源：主計總處

接著，圖3為CPI年增率與食物類年增率的直方圖（histogram），繪示兩者次數分配的情形。觀察圖3，可知CPI年增率大多在0%至2%之間波動，高於2%的情形較為少見；低於0%的次數亦頗多，其主要集中在2002年至2003年間、2009年金融海嘯期間，以及2015年國際原物料價格下跌期間。整體

而言，樣本期間內的CPI年增率不高，且相當穩定。另一方面，食物類年增率雖以0%至3%之間的次數最多，但分布較為分散，高於3%或低於0%的情形亦頗常見，最高於2007年第4季達11.49%，最低則於2009年第4季達-4.87%，差距頗大，食物類年增率的波動程度大於CPI年增率。

圖3 CPI與食物類年增率次數分配直方圖



為確切了解波動程度，本文計算樣本標準差，可得CPI年增率為1.27%；而食物類年增率為3.46%，波動程度為CPI年增率的2.7倍。食物類價格變動的波動程度顯然較大。此外，非食物類年增率的樣本標準差則僅0.97%，故樣本期間內，CPI年增率的波動應來自食物類年增率較多。

綜上所述，可知CPI年增率與食物類年增率的同期相關程度較高，兩者走勢密切；

CPI年增率易受食物類價格變動影響，在近半數的樣本期間內，食物類對CPI年增率的貢獻幅度過半；最後，食物類價格變動的平穩幅度較高，波動程度亦較大，不若CPI年增率的走勢平穩。相較於吳中書（2014），與其「就長期的變動趨勢而言，食品類別物價與消費者物價走勢相若」及「食品類別物價容易出現大幅振盪的波動」的觀察相同。

參、影響食物類年增率的因素

可能影響食物類價格變動的因素眾多，但整體而言，仍不脫市場供需之範疇。因此，本節擬參考相關文獻的做法（如Zhang and Law, 2010；Durevall et al., 2013），從需求、供給等不同面向，考量可能的解釋變數，估計影響台灣食物類年增率的因素。

一、模型設定

為考慮變數間可能存有跨期的關聯性，以及食物類年增率本身的持續效果，本文擬藉自我迴歸落後分配（autoregressive distributed lag, ARDL）模型估計影響食物類年增率的因素。其模型可表示為

$$\pi_t^f = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_p \pi_{t-p}^f + \sum_{r=1}^k \sum_{q=0}^{m_r} \gamma_q^r x_{t-q}^r + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中， π_t^f 為食物類年增率， x_t^r 為影響食物類年增率的解釋變數，而 $r = 1, 2, \dots, k$ ，故 x_t^k 即為第 k 個解釋變數； β_0 為模型的常數項， ε_t 為誤差項， β_p 、 γ_q 為待估計的參數；最後， n 為自我迴歸項的落後期數， m_k 則為第 k 個解釋變數的落後期數^{註3}。

接著，為了解各解釋變數的長期效果，可進一步計算第 k 個解釋變數的長期係數（long-run coefficient）為

$$\phi_k = \frac{\sum_{q=0}^{m_k} \gamma_q^k}{1 - \sum_{p=1}^n \beta_p}.$$

至於模型各變數的落後期數，本文將以赤池資訊評選準則（Akaike information criterion, AIC）決定。

二、可能的影響因素

在此詳述可能影響食物類年增率的解釋變數。首先，本文以產出缺口（output gap）作為需求面的代理變數。產出缺口為季調後的實質國內生產毛額（gross domestic product, GDP）偏離潛在GDP的百分比，而潛在GDP係利用1990年第1季至2017年第4季的季調後實質GDP及HP filter估算（2016年第3季後資料，為主計總處2016年8月19日公布之預測值）^{註4}。若產出缺口為正，則實際產出大於潛在產出，表示經濟體具有通膨壓力。

另外，本文亦以失業率缺口（unemployment gap）代替產出缺口，作為需求面因素的另一種衡量方式。失業率缺口為季調後失業率與其長期趨勢之差距，而失業率的長期趨勢係利用1990年第1季至2016年第3季的季調後失業率及HP filter估算^{註5}。與產出缺口相反，若失業率缺口為負，則實際失業率小於其長期趨勢，經濟體有通膨壓力。

至於供給面因素，本文以農林漁牧業產品的躉售物價指數（wholesale price index,

WPI) 代表食物類成本，作為供給面的代理變數。由於影響食物類成本的因素眾多，故本文再將其分為進口成本、降雨災害及食物產量等，以便進一步探究影響食物類價格的原因。

由於近年台灣以價格計算的糧食自給率逐年下降，至2015年僅66.44%^{註6}，故廠商的進口價格可能是影響食物類價格的原因之一。因此，本文以新台幣計價之農產品進口物價指數年增率作為廠商進口成本的替代變數。其次，豪、大雨等災害是影響食物類價格的重要原因，除造成農損外，其引發的預期心理也可能造成農產品價格上漲。然而，降雨有其季節性，為捕捉異常的降雨災害，本文參考Zhang and Law (2010) 的做法，將降雨量「偏離歷年同季平均的幅度」作為雨災變數^{註7}。最後，國內的食物產量以主計總處編製之「農業別實質GDP」年增率衡量。由於農業GDP亦可能受豪、大雨等災害影響；而降雨災害的影響已另行考量，故本文將農業GDP先對同期的雨災變數進行迴歸，剔除降雨災害的影響後，再取其年增率。

(各解釋變數的資料來源可參考附表，時間序列走勢則繪於附圖。)

三、估計結果

(一) 基本估計結果

首先，本文在(1)式中考慮的解釋變數包括代表需求面因素的產出缺口($\hat{y}$)，以及代表食物類成本的農林漁牧業產品WPI年增率(PC)。在最大落後期數為4期的前提下，本文根據AIC選取食物類年增率本身的落後項、產出缺口、食物類成本的落後期數各為4期、0期、3期，估計結果列於表1欄(1)。另因殘差可能有自我相關，欄(1)以Newey–West HAC估計式作為估計標準誤。

估計結果顯示，當期產出缺口的係數不顯著，而食物類成本的短期係數則正負兼有。從長期係數觀之，產出缺口仍不顯著，食物類成本則顯著為正。因此，在樣本期間內，食物類的價格變動與其成本的變動較有關聯，與產出缺口則關聯不大。

表1 食物類年增率影響因素的基本估計結果 I

	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
β_0	0.478*	0.276	0.978**	0.378
π_{t-1}^f	0.778***	0.116	0.467***	0.100
π_{t-2}^f	0.041	0.123	0.190*	0.112
π_{t-3}^f	0.053	0.093	0.141	0.112
π_{t-4}^f	-0.275***	0.087	-0.262**	0.101
$\tilde{y}_t$	0.005	0.078	0.192	0.125
PC_t	0.340***	0.049	--	
PC_{t-1}	-0.341***	0.077	--	
PC_{t-2}	-0.010	0.090	--	
PC_{t-3}	0.138**	0.061	--	
π_t^{im}	--		0.028	0.018
y_t^A	--		-0.186***	0.048
RF_t^{dev}	--		0.004***	0.001
長期係數				
$\tilde{y}$	0.012	(0.951)	0.413	(0.185)
PC	0.314***	(0.002)	--	
π^{im}	--		0.060	(0.200)
y^A	--		-0.399***	(0.007)
RF^{dev}	--		0.009***	(0.008)
調整後 R^2	0.742		0.645	
LM (1)	5.740**	(0.017)	0.001	(0.973)
LM (4)	7.298	(0.121)	1.259	(0.868)
White	60.550	(0.251)	45.923	(0.392)

說明：1. 小括弧內為 p -值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. LM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為White檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

接著，本文仍保留產出缺口，但進一步將食物類成本分為進口成本（ π^{im} ）、食物產量（ y^A ）及降雨災害（ RF^{dev} ）等3種影響因素，重新進行估計。另由於先前選定農林漁牧業產品WPI年增率的落後期數為3期，故此3個解釋變數的最大落後期數亦設為3期，其餘變數的最大落後期數維持不變，可得AIC建議的食物類年增率落後期數仍為4期，其他解釋變數的落後期數則皆為0期。估計結果列於表1欄（2）。

在考量不同的供給面影響因素後，產出缺口仍不顯著，進口成本也不顯著^{註8}。食物產量顯著為負，表示食物類的產量上升將有助減緩食物類的價格漲勢，原因可能係市場供給增加所致。降雨災害顯著為正，表示豪、大雨等災害將增加食物類的價格漲勢，可能係因降雨災害導致農損或引發市場預期心理等，亦相同於陳佩玗（2013）、吳中書（2014）認為食物類價格深受天候影響之觀察。

雖然產出缺口的係數皆不顯著，但為確認需求面因素的影響，本文另以失業率缺口（ $\tilde{u}$ ）作為需求面因素的代理變數，重新估計（3）式，並仍依相同準則，以AIC選取落後期數。估計結果列於表2欄（1），並仍以Newey–West HAC估計式作為估計標準誤。結果顯示，代表需求面因素的失業率缺口仍不顯著，且食物類成本的估計結果亦未改變。

同樣地，表2欄（2）進一步將食物類成本改以進口成本、食物產量及降雨災害替代，並選定食物類年增率本身的落後期數為4期、失業率缺口為2期，其他解釋變數則仍為0期。根據欄（2）的估計結果，當期的失業率缺口顯著為負，惟長期係數仍不顯著。當期的進口成本、食物產量及降雨災害等變數的估計結果則維持不變。因此，即使改以失業率缺口作為需求面因素的代理變數，整體估計結果仍差異不大。

表2 食物類年增率影響因素的基本估計結果 II

	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
β_0	0.498**	0.225	1.028***	0.381
π_{t-1}^f	0.751***	0.124	0.448***	0.101
π_{t-2}^f	0.040	0.120	0.214*	0.114
π_{t-3}^f	0.057	0.094	0.120	0.110
π_{t-4}^f	-0.259***	0.082	-0.261**	0.099
$\tilde{u}_t$	-0.594	0.361	-2.790*	1.500
$\tilde{u}_{t-1}$	--		2.193	1.516
PC_t	0.339***	0.046	--	
PC_{t-1}	-0.337***	0.081	--	
PC_{t-2}	-0.013	0.092	--	
PC_{t-3}	0.136**	0.059	--	
π_t^{im}	--		0.029	0.018
y_t^A	--		-0.195***	0.049
RF_t^{dev}	--		0.004***	0.001
長期係數				
$\tilde{u}$	-1.446	(0.148)	-1.246	(0.295)
PC	0.305***	(0.002)	--	
π^{im}	--		0.061	(0.188)
y^A	--		-0.406***	(0.004)
RF^{dev}	--		0.009**	(0.015)
調整後R ²	0.749		0.649	
LM (1)	5.660**	(0.017)	0.037	(0.847)
LM (4)	8.504*	(0.075)	0.471	(0.976)
White	64.085	(0.164)	55.182	(0.430)

說明：1. 小括弧內為 p -值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. LM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為White檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

(二) 非線性效果

值得探討的是，進口成本的當期係數不甚顯著，可能肇因於廠商非線性的轉嫁（pass-through）行為。Taylor（2000）認為，在低通膨環境下，廠商的定價能力較低，此時若進口價格或工資變動使得成本上升，則轉嫁的程度將較低。而林柏君與吳中書（2013）以門檻（threshold）模型分析台

灣的進口物價，亦發現在不同的通膨環境下，匯率轉嫁程度將隨之不同；因此，食物類價格亦可能存在非線性的轉嫁行為。

為探究非線性的轉嫁行為，本文參考林柏君與吳中書（2013），改以門檻模型重新估計（1）式，而本文以食物類年增率本身的落後項作為門檻變數（threshold variable）：

$$\pi_t^f = \begin{cases} \beta_{0,1} + \sum_{p=1}^n \beta_{p,1} \pi_{t-p}^f + \sum_{r=1}^k \sum_{q=0}^{m_r} \gamma_{q,1}^r x_{t-q}^r + \varepsilon_t, & \pi_{t-d}^f < c, \\ \beta_{0,2} + \sum_{p=1}^n \beta_{p,2} \pi_{t-p}^f + \sum_{r=1}^k \sum_{q=0}^{m_r} \gamma_{q,2}^r x_{t-q}^r + \varepsilon_t, & \pi_{t-d}^f \geq c. \end{cases}$$

其中， π_{t-d}^f 即為門檻變數且 $1 \leq d \leq n$ ， c 為門檻值（threshold value），計算方式詳見 Hansen（1999a）；其餘符號則皆與（1）式相同。

表3、表4分別為表1欄（2）、表2欄（2）改以門檻模型估計之結果，而門檻變數皆為落後1期的食物類年增率（即 π_{t-1}^f ）、門檻值皆為1.42%^{註9}。

表3 食物類年增率影響因素的門檻模型估計結果 I

	$\pi_{t-1}^f < 1.42\%$ (1)		$\pi_{t-1}^f \geq 1.42\%$ (2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
β_0	0.266	0.433	2.549***	0.684
π_{t-1}^f	-0.136	0.235	0.348***	0.121
π_{t-2}^f	-0.027	0.222	0.070	0.117
π_{t-3}^f	0.074	0.153	-0.042	0.139
π_{t-4}^f	-0.326***	0.111	-0.121	0.154
$\tilde{y}_t$	0.069	0.166	0.025	0.189
π_t^{im}	-0.018	0.033	0.046**	0.021
y_t^A	-0.089	0.077	-0.237***	0.060
RF_t^{dev}	0.000	0.002	0.008***	0.002
長期係數				
$\tilde{y}$	0.049	(0.694)	0.033	(0.898)
π^{im}	-0.013	(0.554)	0.062*	(0.068)
y^A	-0.063	(0.316)	-0.318**	(0.012)
RF^{dev}	0.000	(0.996)	0.011***	(0.001)
調整後R ²	0.801			
LM (1)	0.927	(0.336)		
LM (4)	3.469	(0.483)		
White	15.464	(0.562)		

說明：1. 小括弧內為p-值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. LM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為White檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

從表3可知，當落後1期的食物類年增率低於門檻值時，進口成本的係數不顯著；但當落後1期的食物類年增率高於門檻值時，進口成本的係數則顯著大於0。亦即，在上期食物類通膨較高時，進口成本的轉嫁程度較高；但在上期食物類通膨較低時，廠商則無明顯的轉嫁行為。此結果顯示食物類進口

成本的確存在非線性的轉嫁行為，與Taylor（2000）的看法相同。此外，在落後1期的食物類年增率高於門檻值時，食物產量、降雨災害的估計結果維持不變；但在低於門檻值時，皆轉呈不顯著。另一方面，無論落後1期的食物類年增率高於或低於門檻值，產出缺口皆仍不顯著。

表4 食物類年增率影響因素的門檻模型估計結果 II

	$\pi_{t-1}^f < 1.42\%$ (1)		$\pi_{t-1}^f \geq 1.42\%$ (2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
β_0	0.334	0.440	2.837	0.666
π_{t-1}^f	-0.118	0.230	0.346***	0.124
π_{t-2}^f	0.061	0.225	0.014	0.122
π_{t-3}^f	0.054	0.149	-0.072	0.134
π_{t-4}^f	-0.320***	0.108	-0.171	0.150
$\tilde{u}_t$	-2.886	1.900	2.346	2.163
$\tilde{u}_{t-1}$	2.604	1.798	-3.278	2.630
π_t^{im}	-0.015	0.032	0.042**	0.021
y_t^A	-0.112	0.071	-0.223***	0.064
RF_t^{dev}	0.001	0.002	0.008***	0.002
長期係數				
$\tilde{u}$	-0.213	(0.651)	-1.055	(0.520)
π^{im}	-0.011	(0.619)	0.048*	(0.099)
y^A	-0.085	(0.192)	-0.252**	(0.012)
RF^{dev}	0.001	(0.623)	0.009***	(0.002)
調整後 R^2	0.815			
LM (1)	1.161	(0.281)		
LM (4)	4.541	(0.338)		
White	17.879	(0.531)		

說明：1. 小括弧內為 p -值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. LM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為White檢定統計量，虛無假設為殘差項不具變異數異質性。

表4的估計結果與表3相同，進口成本的係數在落後1期的食物類年增率高於門檻值時顯著為正；低於門檻值時則不顯著。食物產量、降雨災害的估計結果則未改變；且無論落後1期的食物類年增率高於或低於門檻值，失業率缺口皆不顯著，與產出缺口相同。

綜上所述，可知在樣本期間內，雖需求面因素的短期調整可能與食物類年增率有關，惟估計結果不穩健（robust）且長期效果皆不顯著，故食物類年增率與需求面因素的關聯性應較低^{註10}。另一方面，代表食物類生產成本變動的農林漁牧業產品WPI年增率則與食物類年增率密切相關。進一步分析，

食物產量增加將有助食物類年增率下降，而豪、大雨等降雨災害，則將使食物類年增率上升。雖然進口成本對食物類年增率的平均影響不明顯，但在上期食物類通膨較高時，

將有顯著的轉嫁效果。整體而言，相較於需求面因素，生產成本變動等供給面因素或與食物類價格變動的關聯性較高。

肆、食物類年增率與整體通膨的關係

由於CPI係由食物類及非食物類加權平均而得，故食物類年增率可能藉由本身的走勢與特性，或是對非食物類年增率的外溢效果等，進而影響整體的通膨情勢。因此，本節擬從通膨持續性、外溢效果及通膨預期等面向，探討食物類年增率與整體通膨情勢的關係。

一、持續性

(一) 模型設定

當經濟體遭受外生衝擊後，該衝擊造成的影響大小及期間長短，即為「持續性」。通膨的持續性是總體經濟廣為討論的重要議題。由於食物類包含於CPI之中，因此，估計食物類年增率及CPI年增率的持續性，將有助了解兩者遭受外生衝擊後的調整過程及相關特性。

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。簡述如下：

考慮一個自我迴歸模型

$$\pi_t = \psi_0 + \sum_{p=1}^n \psi_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

其中， π_t 為通貨膨脹率（可為CPI年增率或食物類年增率）、 ε_t 為誤差項，而落後期的通膨係數總和 $\sum_{p=1}^n \psi_p$ ，即為待估計的通膨持續性參數。

接著，可依照ADF（augmented Dickey-Fuller）型式，將（2）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， $\rho = \sum_{p=1}^n \psi_p$ 且 $\theta_p = -\sum_{s=p}^{n-1} \psi_s$ 。因此，估計（3）式即可得到CPI年增率與食物類年增率的持續性參數^{註11}。

(二) 估計結果

在最大落後期數為6期的前提下，本文依據AIC之建議，選定CPI年增率、食物類年增率的落後期數 n 分別為5期、4期。在選定落後期數後，即可估計（3）式，並將估計結果列於表5。其中， α 是模型的常數項， ρ 為估得的持續性參數。

首先，從表5欄（1）可知，在樣本期間內，CPI年增率的持續性參數為0.585，而

欄(2)顯示食物類年增率的持續性參數為0.456。兩者都在1%的顯著水準下顯著，且食物類年增率的持續性略小於CPI年增率^{註12}，惟幅度均不大。其次，食物類年增率的常

數項大於CPI年增率，顯示樣本期間內食物類年增率的均值較高^{註13}，致食物類對CPI年增率有較高的貢獻(圖2)。

表5 通膨持續性的估計結果

	CPI年增率		食物類年增率			
	(1)		(2)		(3)	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
α	0.387**	0.154	1.173***	0.370	-0.092	0.475
ρ	0.585***	0.121	0.456***	0.107	0.267**	0.109
D_{a104Q2}	--	--	--	--	2.410***	0.638
調整後 R^2	0.598		0.527		0.608	
LM (1)	1.627	(0.207)	3.115*	(0.082)	0.102	(0.751)
LM (4)	1.701	(0.162)	1.059	(0.385)	0.653	(0.627)
White	18.781	(0.536)	14.574	(0.408)	17.623	(0.548)

說明：1. 小括弧內為 p -值。

2. ***、**與*分別表示在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. LM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，雖CPI年增率與食物類年增率持續性的幅度皆不大，但外生衝擊仍會影響未來的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年增率的持續性應源自非食物類的通膨^{註14}。食物類年增率的持續性較低，其衝擊可能較屬短暫性(transitory)。

(三) 結構性改變

由於樣本起始自1999年，國內外經濟環境已歷經許多變化，且期間內涵蓋金融海嘯等重大事件，故可能存在結構性改變(structural change)。因此，本文再以Bai-Perron檢定檢測可能存在的結構性改變(Bai and Perron, 1998, 2003)，並將結果列於表6。

表6 Bai-Perron結構性改變檢定統計量

	CPI年增率		食物類年增率	
	α	ρ	α	ρ
0 vs. 1	6.936	4.184	14.282*	7.354
1 vs. 2	--	--	2.867	--
時點	--	--	2004Q2	--

說明：1. *表示在5%的水準下顯著。

2. 虛無假設為可能發生結構性改變的次數。

從表6可知，在5%的顯著水準下，CPI年增率的常數項及持續性參數，均無法拒絕沒有結構性改變的虛無假設；食物類年增率的持續性參數亦無法拒絕，但常數項卻拒絕該虛無假設，表示常數項仍可能有結構性改變，且改變的時點在2004年第2季。

本文在（3）式加入2004年第2季後的虛擬變數，重新估計食物類年增率的持續性，並將結果列於表5欄（3）。其中， $D_{aft04Q2}$ 為虛擬變數的係數。比較欄（3）與考慮結構性改變前的欄（2），可發現食物類年增率持續性的參數值略降至0.267；原本的常數項係數下降且轉呈不顯著，但控制2004年第2季以後效果的虛擬變數卻達2.410，顯示食物類年增率在2004年第2季以前平均接近0，之後的均值則較高。

因此，在樣本期間內，CPI年增率的持續性及均值並未發生結構性改變；食物類年增率的持續性雖未發生結構性改變，但其均值在2004年第2季後明顯上升。即使考慮均值的變動，估計結果仍顯示食物類年增率的持續性低於CPI年增率，且幅度不大。

二、外溢效果

（一）模型設定

若食物類年增率的變動將影響非食物類，則表示具有外溢效果，須注意其二次效應（second-round effect）^{註15}；反之，則食物類的漲勢僅是短暫性地上升，不會造成持久的正向衝擊。為探討食物類年增率的變動是否具外溢效果，本文參考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。

首先，可估計

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

其中， π_t 為CPI年增率、 π_t^{nf} 為非食物類年增率，而 ε_t 為模型誤差。如前所述，CPI為食物類與非食物類的加權平均，故若CPI年增率大於非食物類年增率，則表示食物類的通膨水準高於非食物類。基於此概念，若 $\delta_1 < 0$ ，則非食物類的通膨水準將於1年內往整體通膨水準（即CPI年增率）調整，表示非食物類通膨將受食物類影響；若 $\delta_1 = 0$ ，

則非食物類年增率不會往CPI年增率調整，表示食物類年增率的變動沒有外溢效果。

同樣地，若估計

$$\pi_t - \pi_{t-4} = \eta_2 + \delta_2(\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{\text{nf}}) + \varepsilon_t, \quad (5)$$

則可瞭解CPI年增率是否調整至非食物類年增率，其符號定義與（4）式相同。若 $\delta_2 < 0$ ，則表示CPI年增率會往非食物類的通膨水準調整；若 $\eta_2 = 0$ 且 $\delta_2 = -1$ ，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。

（二）估計結果

表7的欄（1）與欄（2）分別為（4）式與（5）式的估計結果。另因（4）式與（5）式均有殘差自我相關的問題，故均以Newey–West HAC估計式作為估計標準誤。

表7 CPI年增率與非食物類年增率之調整關係

	(1)		(2)	
	係數	標準誤	係數	標準誤
η_1	0.029	0.215	--	
δ_1	0.285	0.289	--	
η_2	--		0.525*	0.306
δ_2	--		-1.378***	0.301
調整後R ²	0.038		0.421	
LM (1)	50.183***	(0.000)	58.973***	(0.000)
LM (4)	22.096***	(0.000)	20.753***	(0.000)
Wald檢定				
$\eta_1 = 0, \delta_1 = 0$	0.988	(0.610)	--	
$\eta_2 = 0, \delta_2 = -1$	--		3.139	(0.208)

說明：1. 小括弧內為p-值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. LM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 $[\eta_1, \delta_1] = [0, 0]$ 、 $[\eta_2, \delta_2] = [0, -1]$ 。

在表7欄（1）中， η_1 與 δ_1 皆不顯著異於0，且Wald檢定亦無法拒絕 $[\eta_1, \delta_1] = [0, 0]$ 的虛無假設，表示非食物類年增率不會調整至CPI年增率。接著，在表7欄（2）中， $\delta_2 < 0$ ，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。而 η_2 、 δ_2 分

別接近0、-1，因此 $\eta_2 = 0$ 且 $\delta_2 = -1$ 可能成立。Wald檢定的結果顯示，無法拒絕 $[\eta_2, \delta_2] = [0, -1]$ 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。因此平均而言，在樣本期間內，食物類通膨水準的變動僅是短暫性的，且不具外溢效果。

(三) 穩健性

由於在（4）式中，模型係直接設定觀察1年期間的變化，故本文再從兩種不同的角度出發，嘗試觀察其可能存在的動態調整過程，以確認結果之穩健性。首先，本文觀察不同期間下的 δ_1 。亦即，將（4）式改為 $\pi_t^{nf} - \pi_{t-h}^{nf} = \eta_1 + \delta_1(\pi_{t-h}^{nf} - \pi_{t-h}) + \varepsilon_t$ ，（6）其中， $h = 1, 2, \dots, n$ 。代入不同的 h 並估計

（6）式，即可觀察在不同期間下， δ_1 的大小與 $[\eta_1, \delta_1] = [0, 0]$ 是否仍然成立。

表8列示（6）式的估計結果。可知在不同期間下， δ_1 的大小雖略有變化，但其值不大且均不顯著異於0；再者，Wald檢定亦皆無法拒絕 $[\eta_1, \delta_1] = [0, 0]$ 之虛無假設。因此，即使考量不同期間，食物類年增率的變動仍不具外溢效果。

表8 CPI年增率與非食物類年增率之調整關係（不同期間）

h	η_1		δ_1		$[\eta_1, \delta_1] = [0, 0]$	
	係數	標準誤	係數	標準誤	Wald統計量	p-值
1	0.012	0.078	0.053	0.086	0.398	0.819
2	0.025	0.136	0.102	0.171	0.357	0.837
3	0.033	0.183	0.186	0.231	0.650	0.723
4	0.029	0.215	0.285	0.289	0.988	0.610
5	-0.046	0.236	0.231	0.292	0.727	0.695
6	-0.153	0.255	0.086	0.251	0.500	0.779

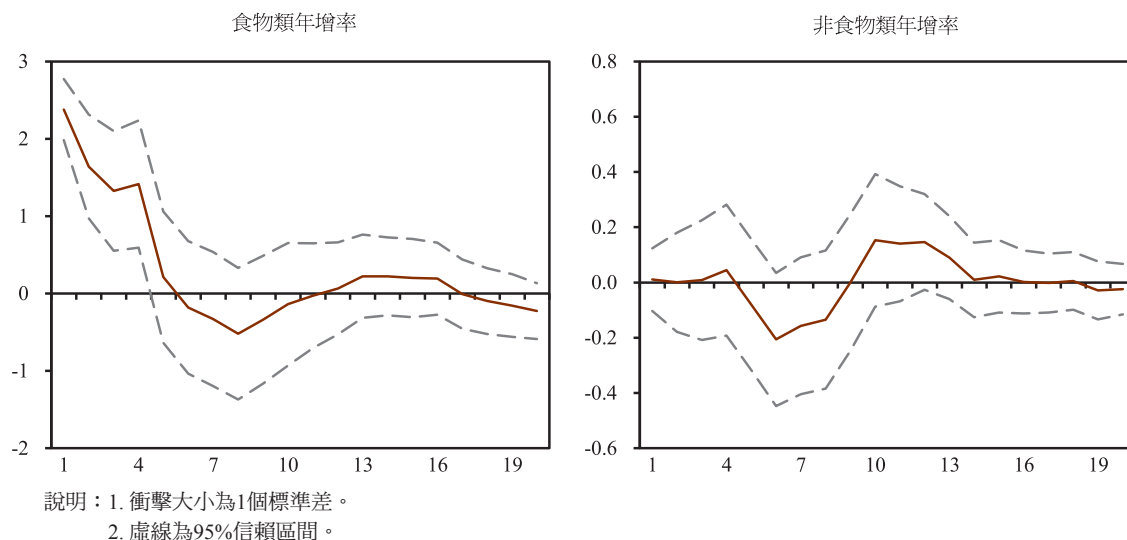
說明：1. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。
2. 變異數採Newey–West HAC估計式估計。
3. $[\eta_1, \delta_1] = [0, 0]$ 為Wald檢定之虛無假設。

其次，本文再以食物類年增率及非食物類年增率，建構雙變量的向量自我迴歸（vector autoregression, VAR）模型，並應用一般化的衝擊反應函數（generalized impulse response function）（Pesaran and Shin, 1998），以瞭解面對食物類年增率的外生衝擊時，非食物類年增率及食物類年增率本身的調整過程。

根據AIC之建議，模型落後期數選定為6期。圖4為面對食物類年增率的衝擊時，食

物類年增率與非食物類年增率的反應圖形。兩側虛線為顯著水準95%的信賴區間，反應期間為20期。從圖中可知，面對食物類年增率的衝擊，其本身在當期上升後逐季下降，至第5期起即不顯著異於0，顯示食物類年增率衝擊對其本身造成的影響在1年內即會消退，效果短暫；而非食物類年增率的變化甚小，且皆不顯著異於0，顯示來自食物類年增率的外生衝擊對非食物類年增率幾無影響。

圖4 面對食物類年增率衝擊的反應圖形



因此，在樣本期間內，無論是考量不同的調整期間，或是考量食物類年增率的外生衝擊，皆顯示食物類的通膨水準不會影響至非食物類，故食物類通膨的變動不具外溢效果。

三、通膨預期

(一) 模型設定

通膨預期是可能影響通膨走勢的重要因素，而食物為民生必需品，購買頻度高，故其價格變動是否影響未來的通膨預期，亦為值得探討的議題。實證上，為檢驗某一變數是否影響另一變數，進行兩變數之間的Granger因果關係檢定（Granger causality test）是常見的做法。然而，影響通膨預期的因素眾多，若遺漏某些重要變數，將導致模型設定錯誤（misspecification），故本文

將在模型中加入其他控制變數，以免檢定結果有誤。

其模型可表示為

$$\pi_t^e = \sum_{l=1}^n \vartheta_l \pi_{t-l}^e + \sum_{l=1}^n \varphi_l \pi_{t-l}^f + \sum_{l=1}^n \psi_l x_{t-l} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

其中， π_t^e 為通膨預期， π_t^f 為食物類年增率， x_t 為其他可能影響通膨預期的控制變數， ε_t 為誤差項，而 n 則為模型的落後期數。接著，可對（7）式中， π_t^f 的係數 φ_l 進行聯合檢定：

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \cdots = \varphi_n = 0. \quad (8)$$

若檢定結果拒絕（8）式之虛無假設，則表示食物類年增率對通膨預期具有「Granger因果關係」。其他變數亦同。

(二) 通膨預期之衡量

關於通膨預期，本文首先參考Gerlach

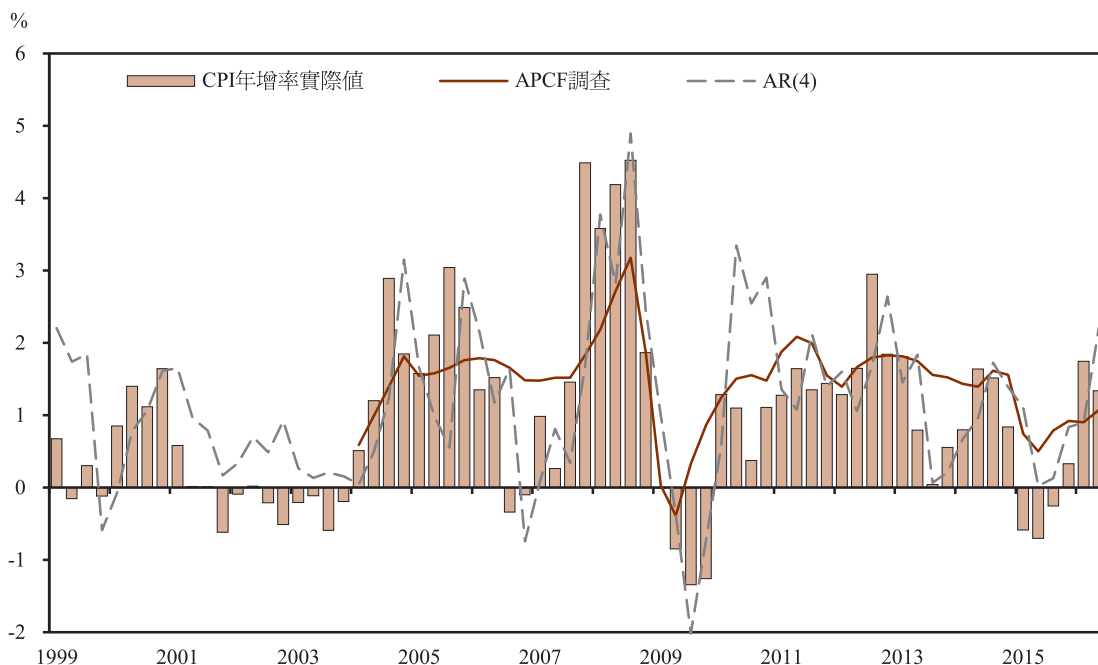
et al. (2011)、Kim and Lee (2013) 與張志揚 (2014) 之做法，將APCF (Asia Pacific Consensus Forecasts) 每月調查各機構對本年及次年的全年通膨預期平均值，按未來1年內，本年及次年的月數予以加權平均後，再取季內各月平均，作為當季對未來1年的通膨預期。由於本文僅能蒐集到2003年後的APCF資料，且為保留部分樣本作為落後期以進行檢定，估計的樣本期間將起始自2004年第1季。

其次，若為適應性預期，則通膨預期將

由過去的通膨走勢決定。因此，本文另假設通膨預期係根據過去一年的通膨情形決定，將CPI年增率以AR(4)模型向前一期進行預測，作為通膨預期。由於僅使用過去CPI年增率即可估得適應性之通膨預期，故樣本期間仍起始自1999年第1季。

圖5繪示利用上述2種不同衡量方法得到的通膨預期，以及實際CPI年增率。從圖中可知，利用AR(4)模型推估的通膨預期較實際CPI年增率略為落後，而APCF調查資料則較為平穩。

圖5 通膨預期及實際通膨走勢



(三) 檢定結果

首先，本文利用APCF調查資料進行Granger因果關係檢定。檢定的變數除了食

物類年增率外，本文參考Ueda (2010) 與張志揚 (2014)，另選取產出缺口、國際油價變化（世界均價，取年增率）、貨幣政策

變動（央行重貼現率，取差分）、實際的通膨情形（CPI年增率）等其他可能影響通膨預期的控制變數（各變數的資料來源及時間序列走勢，參見附表及附圖）。本文考慮落後1至4期等不同的落後期數，且若估計式的殘差具序列相關、變異數異質性等問題，則其變異數以Newey–West HAC估計式相應調

整。

表9為Granger因果關係檢定的結果， n 為（7）式中的落後期數。結果顯示，食物類年增率並不顯著；相較之下，國際油價變化、貨幣政策變動、實際通膨等，皆至少在2種不同的落後期數下顯著。

表9 Granger因果關係檢定統計量 I
（通膨預期採APCF調查值）

	落後期數							
	$n = 1$ †		$n = 2$		$n = 3$		$n = 4$ †	
食物類年增率	0.524	(0.469)	3.488	(0.175)	3.555	(0.314)	5.608	(0.230)
產出缺口	1.015	(0.314)	1.307	(0.520)	2.039	(0.564)	2.140	(0.710)
國際油價變化	2.007	(0.157)	7.939	(0.019)**	7.262	(0.064)*	9.398	(0.052)*
貨幣政策變動	18.511	(0.000)***	7.279	(0.026)**	3.186	(0.364)	5.894	(0.207)
實際CPI年增率	2.335	(0.127)	5.913	(0.052)*	5.607	(0.132)	13.062	(0.011)**

說明：1. n 為落後期數；小括弧內為 p -值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. †表變異數採Newey–West HAC估計式估計。

其次，若將通膨預期改以AR（4）模型推估，則可得到Granger因果關係檢定的結果如表10。結果顯示，食物類年增率皆不顯著；而通膨預期本身即由過去的CPI年增率

推得，故反映實際通膨情形的實際CPI年增率皆在1%的顯著水準下顯著。此外，產出缺口及貨幣政策變動等，也是可能影響通膨預期的因素。

表10 Granger因果關係檢定統計量 II
(通膨預期採AR模型推估)

	落後期數							
	$n = 1^\dagger$		$n = 2^\dagger$		$n = 3^\dagger$		$n = 4^\dagger$	
食物類年增率	0.002	(0.966)	3.038	(0.219)	3.905	(0.272)	4.739	(0.315)
產出缺口	3.348	(0.067)*	3.270	(0.195)	1.384	(0.709)	3.458	(0.484)
國際油價變化	0.005	(0.942)	0.123	(0.941)	2.363	(0.501)	6.706	(0.152)
貨幣政策變動	0.219	(0.640)	2.331	(0.312)	8.816	(0.032)**	4.160	(0.385)
實際CPI年增率	17.865	(0.000)***	22.130	(0.000)***	20.315	(0.000)***	23.941	(0.000)***

說明：1. n 為落後期數；小括弧內為 p -值。

2. ***、**與*分別表示在1%、5%與10%的水準下顯著。

3. $\dagger$ 表變異數採Newey–West HAC估計式估計。

綜上所述，食物類年增率對通膨預期的「Granger因果關係」並不顯著。與食物類的價格變動相較，國際油價變化、貨幣政策變動，以及實際的CPI年增率等，皆較可能「Granger影響」（Granger-cause）通膨預期。此結果顯示，通膨預期可能較不受食物

類之「單一因素」影響，但仍會受整體通膨情形影響^{註16}。然而，食物類是整體CPI的重要成分，故食物類的價格變動未必不重要，且民眾往往易感受食物類的價格變化，仍應予留意。

伍、結 論

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，故分析食物類價格的變動有助於解國內物價情勢，並可供決策參考。然而，近來國內文獻即便論及食物類價格，但內容仍以探討通膨相關議題為主，且未就食物類價格或相關議題進行較為深入的分析，故本文分析食物類的價格變動，以及其與通膨情勢的關係。

藉由探討食物類及CPI年增率的定型特

徵，可知CPI年增率與食物類年增率的同期相關程度高，且CPI年增率的確易受食物類價格變動影響，在近半數的樣本期間內，食物類對CPI年增率的貢獻幅度過半；最後，食物類價格變動的幅度較高，波動程度亦較大，不若CPI年增率平穩。

本文亦探討可能影響食物類年增率的因素。結果發現，雖然需求面因素可能影響食物類年增率的短期變動，但長期效果並不顯著；相較於需求面因素，食物產量、降雨災

害等供給面因素或與食物類價格變動的關聯性較高。進口成本的平均影響不明顯，但若考量非線性效果，則進口成本也是可能的影響因素。

接著，本文從持續性、外溢效果及通膨預期等面向，進一步探討食物類年增率與整體通膨情勢的關係。首先，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，惟幅度皆不大，且CPI年增率的持續性應源自非食物類通膨。食物類年增率的衝擊可能較為短暫，但食物類平均年增率較高，致食物類對CPI年增率有較高的貢獻。雖然食物類年增率的均值在2004年第2季後明顯上升，但不影響上述的估計結果。其次，分析CPI年增率與非食物類年增率間的調整關係，可發現食物類通膨的變動多屬短暫性，且不具外溢效果。即使改為考量不同的調整期間，或是食物類年增率的外生衝

擊，結果仍顯示食物類通膨的變動不會影響至非食物類。最後，食物類價格變動對通膨預期的影響不顯著，顯示通膨預期可能較不受食物類「單一因素」影響，但整體的CPI年增率仍可能影響通膨預期，而食物類又是CPI的重要成分，故仍應予留意。

穩定物價為貨幣政策的重要目標。雖然近來食物類價格漲幅較高，惟鑑於上述食物類價格變動的特性，貨幣政策仍應以整體通膨情勢作為考量對象。吳中書（2014）亦認為「以全面的貨幣政策緊縮造成經濟成長趨緩以壓抑季節性的蔬菜或肉類價格波動，不僅代價太大且不切實際」。但另一方面，食物類為民生必需品，價格變動易為社會大眾感受，且食物類為CPI的重要成分，故仍需持續關注其價格變動、原因及影響等，俾增進對整體通膨情勢之瞭解。

附 註

(註1) 以2011年為基期之食物類權重為251.94%。

(註2) 若從更長期的變動趨勢來看（如1982年至2016年），則食物類在1999年前、後的長期上漲趨勢變動不大，但非食物類則趨降，故也可說是非食物類對CPI的影響程度在1999年後變小了。由於本文探討的樣本期間為1999年以後，故觀察到「食物類影響CPI年增率甚多」之特性。

(註3) 為考量落後期並避免樣本觀察值因而減少，實際上使用的落後期數資料將往前延伸，以確保第1筆樣本觀察值落在1999年第1季。本文其餘估計式均同。

(註4) 為減少端末點之影響，本文用於估計潛在GDP的資料期間較長。然而，若將資料期間改為與樣本期間相同，並不影響後續之實證結果。

(註5) 使用較長資料期間估計失業率的長期趨勢的理由同註4。同樣地，若將資料期間改為與樣本期間相同，亦不影響實證結果。

- (註6) 據農委會編印之「糧食供需年報」，樣本期間內，以價格計算之糧食自給率在2001年最高，達81.91%，其後呈下降趨勢。另外，以熱量計算之糧食自給率則約介於30%至35%間。
- (註7) Zhang and Law (2010) 係以「氣溫」偏離歷年同季平均的「絕對值」作為天災的代理變數。本文考量台灣的情況，將其改以偏離歷年同季平均值的降雨幅度。本文亦曾考慮氣溫對食物類價格的影響，但結果不顯著。
- (註8) 此外，欄(1)顯示農林漁牧業產品WPI年增率至落後3期仍可能有影響，故本文亦曾嘗試納入進口成本3期的落後項，並發現進口成本的長期係數在10%的水準下顯著為正；食物產量、降雨災害等估計結果則維持不變。雖產出缺口的短期係數轉呈正顯著，惟長期係數仍不顯著。
- (註9) 此外，本文檢定模型之門檻效果 (Hansen, 1999a)，結果皆顯著拒絕「沒有任何門檻」之虛無假設，且皆無法拒絕「存有1個門檻」之虛無假設，故確有門檻效果且門檻數為1。
- (註10) 感謝匿名評論人之建議，本文亦嘗試以國民可支配所得之缺口（以下簡稱「所得缺口」，計算方式與產出缺口、失業率缺口相同）作為食物類的需求面變數，並重新估計。結果發現：（1）無論考慮當期至落後1期的所得缺口、當期至落後3期的農林漁牧業產品WPI年增率，或是當期的所得缺口、降雨災害、食物產量、進口成本，所得缺口皆不顯著；（2）門檻模型在考量當期的所得缺口、降雨災害、食物產量、進口成本時，無論落後1期的食物類年增率高於或低於門檻值，所得缺口亦皆不顯著。因此，改採所得缺口作為需求面的替代變數不影響估計結果。
- (註11) 關於通膨持續性的模型設定，可參見Levin and Piger (2003)、O'Reilly and Whelan (2005)、林馨怡與彭駿永 (2012) 等。
- (註12) 由於AR(1)的係數在接近1時，OLS估計式將產生向下偏誤 (downward bias) 的問題，文獻上多採bootstrap的方式解決。例如，O'Reilly and Whelan (2005)、Zhang and Clovis (2010) 即以Hansen (1999b) 的grid-bootstrap方法，分別估計歐元區、中國大陸的通膨持續性。若將(3)式改以Hansen (1999b) 的方法估計，則可估得CPI年增率的持續性參數為0.628 (90%信賴區間為[0.417, 0.847])、食物類年增率的持續性參數為0.479 (90%信賴區間為[0.299, 0.660])，結果相近，且不影響後續討論。
- (註13) 指樣本期間內的非條件平均值 (unconditional mean)， $\frac{\alpha}{1-\rho}$ 。
- (註14) 樣本期間內，非食物類年增率的持續性參數為0.742 (落後期數為6)，顯然較高。另外，若以Hansen (1999b) 的grid-bootstrap方法估計，則持續性參數將為0.802 (而90%信賴區間為[0.605, 1.041])。
- (註15) 當物價發生外生衝擊，通膨或通膨預期升高，勞工或工會將要求廠商提高薪資，導致廠商將進一步提高產品售價以維持利潤，此即二次效應。
- (註16) 由於食物類包含於整體CPI之中，故本文亦曾嘗試以另一種設定：亦即，同時納入食物類及非食物類年增率，並剔除實際CPI年增率及國際油價變化（非食物類已內含油料費）。結果顯示，食物類年增率將轉呈顯著，但可能係因食物類年增率與CPI年增率走勢較為接近所致。由於台灣整體CPI係影響通膨預期的因素之一（張志揚，2014），且Ueda (2010) 在通膨預期的VAR模型中，亦同時考量CPI變動（內生變數）及食物類價格變動（外生變數），故本文仍在模型中納入實際CPI年增率，以控制其影響效果。

參考文獻

中文文獻

- 吳中書（2014），「當前物價問題之探討」，臺灣經濟預測與政策，第45卷第1期，頁123–138。
- 林柏君、吳中書（2013），「通膨與通縮之匯率轉嫁」，臺灣經濟預測與政策，第43卷第2期，頁51–81。
- 林馨怡、彭竣永（2012），「通貨膨脹持續性—分量自我迴歸模型之應用」，經濟論文，第40卷第4期，頁525–558。
- 陳佩玗（2013），「台灣地區短期通貨膨脹率之預測」，中央銀行季刊，第35卷第1期，頁63–89。
- 張志揚（2014），「台灣地區通膨預期與總體變數動態關係之探討」，中央銀行季刊，第36卷第4期，頁51–74。

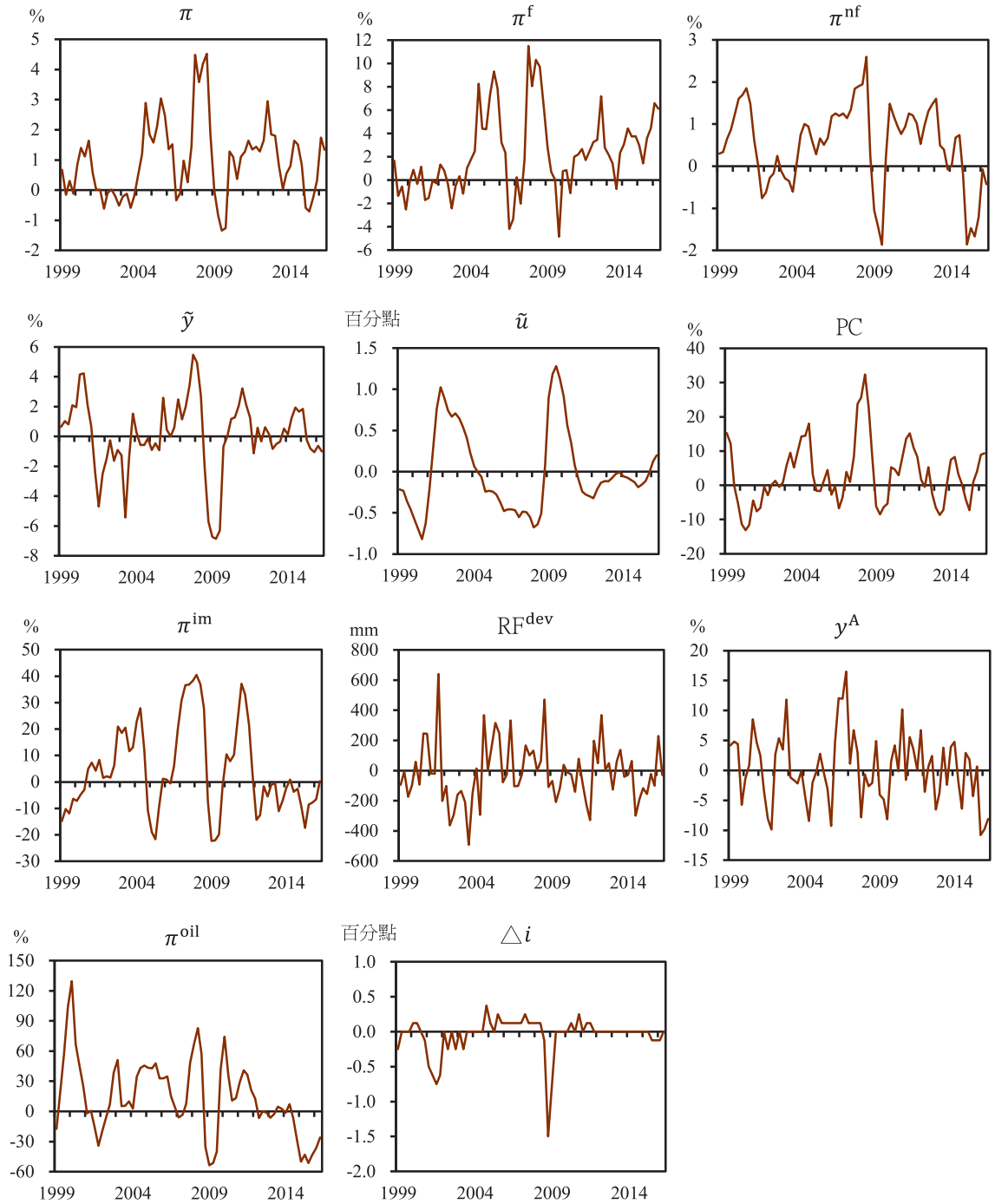
英文文獻

- Bai, J. and P. Perron (1998), “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, 66(1), 47–78.
- Bai, J. and P. Perron (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22.
- Cecchetti, S. G. and R. Moessner (2008), “Commodity Prices and Inflation Dynamics,” *BIS Quarterly Review*, December, 55–66.
- Durevall, D., J. L. Loening, and Y. A. Birru (2013), “Inflation Dynamics and Food Prices in Ethiopia,” *Journal of Development Economics*, 104, 89–106.
- Gerlach, P., P. Hördahl, and R. Moessner (2011), “Inflation Expectations and the Great Recession,” *BIS Quarterly Review*, March, 39–51.
- Hansen, B. E. (1999a), “Testing for Linearity,” *Journal of Economic Surveys*, 13(5), 551–576.
- Hansen, B. E. (1999b), “The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model,” *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 594–607.
- Kim, J. and J. Lee (2013), “How Important Are Inflation Expectations in Driving Asian Inflation?” *BIS Paper*, No.70, 41–63.
- Levin, A. T. and J. Piger (2003), “Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper.
- O'Reilly, G. and K. Whelan (2005), “Has Euro-Area Inflation Persistence Changed over Time?” *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 709–720.
- Pesaran, H. H. and Y. Shin (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economics Letters*, 58(1), 17–29.
- Taylor, J. B. (2000), “Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms,” *European Economic Review*, 44(7), 1389–1408.
- Ueda, K. (2010), “Determinants of Households’ Inflation Expectations in Japan and the United States,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(4), 503–518.
- Zhang, C. and J. Clovis (2010), “China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regimes,” *Journal of Policy Modeling*, 32(3), 373–388.
- 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.06/2010.

附表 變數說明及資料來源

	變數	說明	原始資料來源
π	CPI年增率	CPI年增率	主計總處
π^f	食物類年增率	CPI年增率（食物類）	主計總處
π^{nf}	非食物類年增率	CPI年增率（非食物類）	主計總處
$\tilde{y}$	產出缺口	季調後實質GDP偏離潛在產出的百分比（潛在產出以1990年第1季至2017年第4季的季調後實質GDP及HP filter估算，2016年第3季後資料為主計總處2016/8/19預測值）	主計總處
$\tilde{u}$	失業率缺口	季調後失業率與其長期趨勢之差距（長期趨勢以1990年第1季至2016年第3季的季調後失業率及HP filter估算）	勞動部
PC	食物類成本	WPI年增率（農林漁牧業產品）	主計總處
π^{im}	進口成本	進口物價指數年增率（農產品，新台幣計價）	主計總處
RF ^{dev}	降雨災害	降雨量（取其對歷年同季平均值的偏離幅度，樣本期間為1998年第1季至2016年第2季）	中央氣象局
y^A	食物產量	農業實質GDP剔除雨災因素後（對同期雨災變數進行迴歸），再取年增率	主計總處
π^{oil}	國際油價變化	國際油價年增率（油價取世界均價）	IMF
$\triangle i$	貨幣政策變動	央行重貼現率每季變動幅度（對各月重貼現率取差分，再季內累加）	中央銀行

附圖 各變數時間序列走勢



說明： π = CPI年增率； π^f = 食物類年增率； π^{nf} = 非食物類年增率； $\tilde{y}$ = 產出缺口； $\tilde{u}$ = 失業率缺口；PC = 食物類成本； π^{im} = 進口成本； RF^{dev} = 降雨災害； y^A = 食物產量； π^{oil} = 國際油價變化； Δi = 貨幣政策變動。

