

研討論文系列 100-4

農產品期貨引入對現貨價格波動性與資訊傳遞的影響
—以日本咖啡期貨為例

吳榮杰 巫春洲 李靜渝

中華經濟研究院 編

中華民國100年2月

農產品期貨引入對現貨價格波動性與資訊傳遞的影響

—以日本咖啡期貨為例

前言

波動性的估計與衡量，一直是商品市場與金融市場交易過程中被高度關注的變數之一。波動性可以視做是在一段時間中價格起伏的程度。若波動性震盪幅度大，則代表市場交易風險高，因此，大多數的市場交易以及交易單位並不樂於見到市場的大幅波動。由此觀之，波動性變數可以視做是市場交易風險的代理變數之一，但波動性變數並不像價格或報酬變數可以直接由市場交易過程中被觀察或計算而得。我們看到的價格起伏變化，確實可以是波動性變化的表徵之一，但在沒有具體被量化之前，對於進一步波動性行程的分析確實有所不足。另一方面，波動性的變化，也可以視做是市場相關的交易資訊有所改變。換言之，可以視做是市場有新的交易相關資訊的產生。市場交易價格的決定，主要是供給與需求兩股力量所決定，對資產有需求的市場參與者或對於該資產未來價值大於價格的參與者而言，就會選擇買入的動作，反之，就會選擇當做賣方，因為市場參與者對未來預期的不同，亦即所掌握到的資訊不同，才有進行買賣的不同決策，也才有均衡的交易價格產生，交易雙方所擁有的資訊不同，在進行交易的過程中，造成價格的變化與波動，因此，市場價格的波動程度，也可以視做是資訊流量的高低程度指標之一。Ross(1989)推導的模型可以用來衡量資訊流量與波動性變化，在無套利的條件之下，市場資訊流量較多時，反應在價格波動性的表現上必然增加。

有部分文獻主張交易價格波動性過大，容易造成交易的不穩定，交易風險提高，增加市場套利與投機的不當行為。投資客的進場交易，短進短出的交易方式，會引發市場更多的不確定性，當市場不確定性提高，自然會被要求更高的風險貼水補償，容易造成市場資金成本的提高，導致社會資源的錯誤配置，例如 Maddala and Yoo(1991)即主張此一論述。Brady Commission Report(1988)更指出期貨交易造成現貨交易波動性的改變，可能是導致1987年10月19日美國股票市場大崩盤的原因之一。然而，市場若沒有投機者在願意承擔風險的情況下，進行價差套利交易活動，又可能造成市場流動性不足，亦即想出售資產的市場參與者無法即時清算賣出，降低市場交易效率。另外，世界各大主要交易所，都願意為提升交易的流動性與資訊的透明度而改善交易流程，包括電子交易系統的引入，或者是不同交易所之間的策略聯盟或合併，大都是著眼於前述流動性與透明度的理由而發展。

為因應農產品生產者的避險需求以及國際化交易的趨勢，期貨市場乃對應發展，其原始功能為規避價格風險，可以提供給現貨擁有者一個避險方法，避險者可以預先以相對於其現貨市場的部位，在期貨市場中賣出期貨合約，以達到規避現貨價格風險的目的。另外，各種商品在期貨市場的交易結果亦可反應商品的供給與需求狀況，自然成為決定商品價格的場所，一般而言，若期貨市場與現貨市場呈現正價差，則可顯示當時投資人對現貨市場看漲的傾向，也因此造成現貨市場波動性的提早反應或加劇。1987年10月19日美股道瓊重跌的黑色星期一、1998年亞洲金融風暴以及到近期的2008年美國次級房貸事件，有些人認為期貨等衍生性金融商品的不當交易是引起金融風暴的原因之一。反之，也有人認為期貨可改善現貨市場資訊傳遞效率，如Antoniou和Holmes(1995)。如上分析所述，期貨市場另具有經濟功能為風險轉移(risk transfer)和價格發現(price discovery)，諸多文獻對期貨價格發現功能進行研究，但主要研究標的在於股價與外匯指數等金融期貨，而在農產品期貨對現貨價格波動性影響的討論則少有一致性的觀點，推測可能原因為農產品特性較其他金融商品的特殊性，包括天候、週期性等影響，也可能是農產品現貨價格的歷史資料在取得上相對不容易等因素，但並不減少農產品價格波動性討論議題的重要性。本研究擬以在日本市場交易之咖啡期貨為探討標的，藉由市場實際交易的歷史資料，檢視農產品期貨契約的引入是否可使現貨市場價格波動性更加穩定，同時藉由觀察引入期貨契約交易前後，探討對現貨價格波動性影響的持續性效果，由此推論農產品期貨引入是否有助於現貨市場交易在資訊傳遞效率上的改善。

就農產品市場而言，氣候為決定農產品收穫量的重要因素之一，且農民是依據上一期的農產品價格來決定下一期的種植面積，在種種的不確定因素影響之下，利用農產品期貨來避險，對買賣雙方而言就顯得十分重要了。農產品與一般商品不同處為其生產具有季節循環特性。近年來，全球各地出現嚴重乾旱或暴風雨等氣候異常現象，農業生長環境已受到不同於以往的威脅與挑戰，許多國家已意識到糧食安全的重要性，在農產品期貨交易活動越來越頻繁的情況下，以及飲用咖啡的普遍程度提高，咖啡已經成為全球貿易量僅次於石油的大宗物資商品，其價格的波動變化，造成的經濟損益而影響的生產國超過四十個，根據國際咖啡組織(International Coffee Organization)紀錄的阿拉比卡咖啡價格統計資料顯示(參圖1)，肇因於全球咖啡供應量的短絀，而消費需求卻日益增加(參表1)，造成咖啡交易價格有持續攀升的現象，以2010年六月中旬與同年年初相比較，上漲將近15%(USDA, 2010)。影響咖啡價格的主要因素可歸納為五項：第一，生產國供應量的變化：巴西與哥倫比亞為全球前二大咖啡出口國，巴西出口量又為哥倫比亞的三倍之多，因此兩國咖啡收成狀況對全球咖啡供給量影響甚巨。第二，氣候變因和蟲害：相對其它拉丁美洲生產國的穩定氣候，巴西咖啡豆生長受限於乾旱和霜害的氣候狀況，由於其生產規模最大，在咖啡市場上的地位更受重視。第三，政府政策和國際咖啡組織措施：當國際咖啡組織採取聯合訂價，或是主要生

產國政府若決定增加咖啡豆儲存量，在人為操控咖啡供給量的情況下，將會拉抬咖啡豆價格。第四，罷工和市場謠言：若主要咖啡豆出口港口碼頭工人出現罷工的可能性，則會造成庫存增加或是市場預期心理。最後，季節性因素：巴西主要收成期間為四月至八月，在此期間咖啡豆價格較低，十一月至隔年一、二月價格又開始攀升，此時為歐美咖啡消費旺季。由於咖啡價格受到種種不確定性因素影響，為了降低損失風險，咖啡期貨商品對於供應商及貿易中介者的重要性自然不在話下。



資料來源：本研究整理。

圖 1 阿拉比卡咖啡價格趨勢圖

表 1 全世界生咖啡生產與消費 (單位：千袋，每袋 60 公斤)

生產國	巴西	越南	哥倫比亞	印尼	印度	墨西哥	衣索比亞	瓜地馬拉	秘魯	宏都拉斯	其它	總和
2006/07	46,700	19,500	12,164	7,500	4,665	4,500	4,036	4,050	4,400	3,460	20,843	131,818
2007/08	39,100	18,000	12,515	7,600	4,660	4,350	3,906	4,110	2,800	3,642	21,301	121,984
2008/09	53,300	16,980	8,664	9,300	4,375	4,550	3,650	3,980	4,000	3,225	21,599	133,623
2009/10	44,800	18,750	8,100	10,175	4,825	4,150	4,000	3,910	3,300	3,350	21,556	126,916
2010/11(Jun)	55,300	18,725	9,000	9,600	4,600	4,600	4,200	4,010	4,000	3,800	21,861	139,696
2010/11(Dec)	54,500	18,725	9,000	9,000	5,125	4,500	4,400	4,000	4,000	3,500	22,334	139,084
國內消費	歐盟 27 國	美國	巴西	日本	俄羅斯	菲律賓	阿爾及利亞	加拿大	瑞士	印尼	其它	總和
2006/07	44,325	23,324	16,720	7,315	4,410	1,320	1,825	1,950	1,490	1,730	19,491	123,900
2007/08	45,845	23,726	17,390	7,060	4,520	1,720	2,025	1,960	1,710	1,730	19,623	127,309
2008/09	41,805	23,800	18,030	7,025	3,455	1,820	2,045	1,940	1,800	1,720	20,672	124,112
2009/10	51,730	23,394	18,750	6,935	4,075	2,125	2,050	2,010	1,950	1,850	20,729	135,598
2010/11(Jun)	46,275	23,710	19,500	6,650	4,100	2,225	2,100	1,950	1,900	1,750	21,338	131,498
2010/11(Dec)	45,130	23,910	19,500	6,750	4,300	2,175	2,100	2,000	1,975	1,900	21,285	131,025

資料來源：美國農業部，2010。

除第一節前言，說明研究動機與目的外，本研究其他內容架構大致如下：第二節簡單說明期貨市場的功能。第三節介紹目前全球三大主要咖啡期貨交易所概況，分別為美國、英國與日本咖啡期貨市場，第四節說明樣本資料及研究期間，第五節為研究方法：簡單介紹 GARCH、TGARCH 與 GARCH-M 的應用，第六節為實證結果分析，最後一節為結論。

一、 期貨市場的功能與影響

期貨市場的主要經濟功能為風險轉移和價格發現，風險轉移是指將風險及可能發生的損失全部或部分轉移給他人，藉由期貨契約達到避險的作用。而價格發現是市場揭露訊息並使商品價格達到均衡的過程，也就是以目前的期貨價格，預測未來的現貨價格，各種標的商品在期貨市場的交易結果可反應供需情況，因此期貨成交價格也就成為現貨買賣的標準之一(史綱等人，1993)。本文所要探討咖啡期貨對於價格波動性與資訊傳遞的影響，即著重於期貨的價格發現特性，農產品期貨契約引入市場後，若相關的現貨市場價格波動程度顯著上升，則代表咖啡期貨的引入，有助於相關的現貨市場資訊流量的產生，代表市場交易資訊被揭露的程度更充分。此時若由市場交易資訊透明程度的觀點而言，引入農產品期貨契約交易，有助於投資環境的改善。Cox(1976)認為期貨引入可以增加市場資訊並可減少現在與過去價格的關聯性，且當交易者擁有更即時的資訊時，可以進行數量調整的反應更加迅速，代表當期波動性受前一期價格波動性影響的比重會上升，而受更早期之資訊影響程度的比重會相對下降。換言之，市場交易資訊傳遞的效率提升。但資訊流量的觀念並不容易量化，且無法由市場交易過程中直接觀察。因此，可由間接的由市場價格波動性的改變程度來推論市場資訊傳遞效率的改善與否。Hasbrouck(1995)，Garbade 和 Silber(1982)以及 Poskitt(2009)對不同的金融期貨和現貨市場的互動關係進行研究分析，認為期貨交易確實對現貨市場資訊流動有改善效果，支持期貨交易有助於現貨市場資訊傳遞效率的改善。當市場資訊能更快速的反應在股價的波動變化上，表示期貨交易具有現貨資產價格發現的功能。

相較於前述對於期貨市場較為正面的論點，亦有另一派對期貨商品引入持較為保留的看法。許多人認為期貨是投機者的套利工具，黃也白(1994)認為日本股價波動性在期貨上市後較為顯著，與 1990 年代泡沫經濟破裂與股價指數期貨套利行為有關。期貨市場的低交易成本特性，吸引了許多投機者進場，在投機者的套利過程中，反而使現貨市場交易的不穩定性增加。Yoo 和 Maddala(1991)認為在期貨市場中，避險者為了分散風險願意付更高的風險溢酬給投機者，且當價格波動性越高時，付出的風險溢酬越高。如此一來，期貨市場的存在不但使交易成本提高，更導致社會資源分配錯誤。

根據 Bollerslev, Chou and Korner(1992)認為商品交易價格之時間序列資料特性，往往具有高峽峰，偏態以及波動叢聚性(volatility clustering)等資料特質，而 Engle(1982)以及 Bollerslev(1986)提出的一般化自我迴歸條件異質變異數 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)模型，簡稱為 GARCH 模型，正可適當地描述這些的資料特性。另一方面，藉由 GARCH 模型對資料進行配適與參數估計，可以將無法直接觀察到的風險水準予以適當的量化，並藉由參數估計值的表現，來觀察價格波動性變化及其隱含的經濟與財務意義，在探討咖啡期貨引入後對相關現貨市場價格波動性之影響議題時，相當切合分析之所需。因此，本研究後續會以 GARCH 族模型為主要分析工具之一。另外，當市場波動性越高，投資人面對的資產風險相對越大，由投資學原理可知，投資者會要求對等的風險貼水，以做為承擔風險的補償。因此，本研究亦利用 Engle, Lilienand Robbins(1987)建構的 GARCH-M 模型，進一步探討農產品市場價格波動性變化是否符合風險貼水假說。

二、 世界主要咖啡期貨市場概況

咖啡種類主要可分為兩種，一種名為阿拉比卡(Arabica)咖啡，通常生長在海拔 600 至 2000 公尺處，產量佔全球咖啡產量 70%，主要產地在東非及拉丁美洲；另一種名為羅巴斯塔(Robusta)咖啡，通常生長在海拔 800 公尺處，其產量佔全球咖啡產量 30%，主要產地在印尼、西非、巴西和越南。全球咖啡主要期貨交易所共有三個，分別為美國洲際交易所(ICE Futures US)、倫敦國際金融期貨交易所 (London International Financial Futures Exchange, LIFFE)以及日本東京穀物商品交易所(Tokyo Grain Exchange, TGE)。美國洲際交易所交易咖啡種類為阿拉比卡，倫敦國際金融期貨交易所交易咖啡種類為羅巴斯塔，而日本東京穀物交易所則是兩種咖啡種類皆有交易。

(一) 美國洲際交易所

世界第一個咖啡期貨首次在 1882 年成立之紐約咖啡交易所交易，1914 年紐約咖啡交易所增加糖期貨交易於 1916 年改名為紐約咖啡及糖交易所，1979 年合併紐約可可交易所並改組成咖啡、糖及可可交易所。在 2007 年美國咖啡、糖及可可交易所加入由歐洲期貨商品、美國期貨商品及加拿大期貨商品所組成的洲際交易所(Intercontinental Exchange, ICE)，目前以美國在全球咖啡、糖及可可這三種期貨與期貨選擇權之交易居領導地位。在咖啡、糖及可可交易所交易過的咖啡期貨共有兩種：C 型咖啡豆(交割標的為來自 19 國的 Arabica 咖啡豆，但並不包括巴西)以及巴西的 B 型咖啡豆，但 B 型咖啡豆期貨因交易不熱絡，已於 1982 年宣告下市。ICE Futures US 於 2007 年增加了 Robusta 咖啡期貨契約，但在 2008 年底也宣告下市，目前以 C 型咖啡豆期貨契約為 ICE Futures US 唯一咖啡期貨商品，也是全世界 Arabica 咖啡豆價格指標。

表 2 洲際交易所 C 型咖啡期貨契約規範

項目	規範內容
交易代號	KC
內容	Arabica 咖啡豆，根據認證通知書的味覺標準，來判斷 19 國 ¹ 咖啡豆的價值，再依不同價值給予權重形成期貨指數
契約規格	37500 磅
交割方法	實物交割
交易月份	3、5、7、9、12
交易時間	紐約時間 03:30~14:00
報價單位	美分/磅
最小價格跳動	0.05 美分/磅(18.75 美元/口)
單日漲跌限制	無
第一個通知日	到期月份第一個營業日的前七個營業日
最後交易日	最後通知日的前一個營業日
交割日	最後一個營業日之後的第一個營業日

說明 1：19 國家分別為墨西哥、薩爾瓦多、瓜地馬拉、哥斯大黎加、尼加拉瓜、肯亞、幾內亞、巴拿馬、坦尚尼亞、烏干達、宏都拉斯、秘魯、哥倫比亞、蒲隆地、委內瑞拉、印度、盧安達、多明尼加共和國、厄瓜多爾。

資料來源：洲際交易所，2010。

(二) 英國倫敦國際金融期貨交易所

倫敦國際金融期貨交易所(London International Financial Futures Exchange, LIFFE)是英國最主要的金融期貨市場，成立於 1982 年。1992 年與倫敦期權交易市場合併，並於 1996 年收購倫敦商品交易所。2002 年 1 月倫敦國際金融期貨交易所被歐洲交易所(Euronext)合併，合併後稱為 Euronext.Liffe，其日交易額排名為全世界第二大。羅布斯塔咖啡期貨契約於 1958 年推出，而在 2000 年 11 月 27 日移轉到 Euronext.Liffe 交易，現今該期貨與選擇權的成交量為全球羅布斯塔咖啡生產量的五倍之多。

表 3 英國 LIFFE Robusta 咖啡期貨契約規範

項目	規範內容
交易代號	RC
內容	Robusta 咖啡豆
契約規格	10 公噸
交割方法	實物交割
交易月份	1、3、5、7、9、11
交易時間	倫敦時間 09:00~17:30
報價單位	美元/公噸
最小價格跳動	1 美元/噸(10 美元/口)
最後交易日	到期月的最後一個營業日至 12:30
交割日	依招標通知單訂定而改變

資料來源：倫敦國際金融期貨交易所，2010。

(三) 日本東京穀物交易所

德川政府時代為因應米商的要求下，日本於 1730 年在大阪成立第一個商品交易所，後來江戶也就是現在的東京，也跟著建立起稻米期貨買賣的機制，歷經多次合併改組，終於在 1952 年 9 月正式改名為東京穀物交易所(Tokyo Grain Exchange, TGE)。該交易所目前共有七種期貨商品，依上市時間前後次序分別為粗糖、紅豆、黃豆、玉米、阿拉比卡咖啡、羅布斯特咖啡、非基因改造黃豆，其中阿拉比卡咖啡和羅布斯特咖啡上市時間為 1998 年 6 月 16 日，比起美國和英國咖啡期貨上市較晚，但由於日本為全球咖啡消費前三大國家，且兩種咖啡期貨同時都有交易，因此東京穀物交易所仍成為目前咖啡期貨主要交易市場之一。

表 4 日本 TGE Arabica 咖啡期貨契約規範

項目	規範內容
交易代號	Arabica Coffee
內容	Arabica 咖啡豆，根據 8 個國家 ¹ 不同品種的 Arabica 咖啡豆給予不同價格
契約規格	50 袋(3450 公斤)
交割方法	實物交割
交易月份	1、3、5、7、9、11
交易時間	9:00,10:00,13:50 及 14:50
(定盤交易 ²)	(最後交易日為 9:00 及 10:00)
報價單位	1 日圓/袋(69 公斤)
最小價格跳動	10 日圓/袋(500 日圓/口)
單日漲跌限制	前一營業日上下 800 日圓/袋
最後交易日	到期月份最終營業日之前十個營業日
交割日	最終營業日之後的第五個營業日

說明 1：8 個國家分別為墨西哥、薩爾瓦多、瓜地馬拉、哥斯大黎加、尼加拉瓜、宏都拉斯、巴西、哥倫比亞。

2：定盤交易指日盤的每個商品每天僅有 4 至 6 節，每節的開盤時間為 5 至 15 分鐘，且僅有一個成交價位，不需現場盯盤，對上班族與家庭主婦非常方便。

資料來源：東京穀物交易所，2010。

表 5 日本 TGE Robusta 咖啡期貨契約規範

項目	規範內容
交易代號	Robusta Coffee
內容	Robusta 咖啡豆，根據 4 個國家 ¹ 不同品種的 Robusta 咖啡豆給予不同價格
契約規格	5000 公斤
交割方法	實物交割
交易月份	1、3、5、7、9、11
交易時間	10:00 及 13:50
(定盤交易)	(最近交易月份的最後交易日為 10:00)
報價單位	1 日圓/100 公斤
最小價格跳動	10 日圓/100 公斤(500 日圓/口)
單日漲跌限制	前一日收盤價上下 800 日圓/100 公斤
最後交易日	到期月份最終營業日之前十個營業日
交割日	最終營業日之後的第五個營業日

說明 1：4 個國家分別為印尼、越南、泰國、印度。

資料來源：東京穀物交易所，2010。

三、 研究資料

根據國際咖啡組織(International Coffee Organization, ICO)2009 年的調查顯示，全世界咖啡消耗量最多前三名國家為美國、德國及日本，本研究原欲以美國、英國和日本三大咖啡期貨交易所的商品為研究對象，但由於美國與英國的咖啡期貨推出時間久遠(分別為 1882、1958 年)，研究資料無法追朔至期貨推出前該國咖啡的現貨價格，故以日本東京穀物交易所的咖啡期貨商品為研究對象。

日本不同於美國和德國人將咖啡當提神飲料，不僅將喝咖啡當作一種享受，在市面上常見的即溶咖啡和罐裝咖啡也是來自於日本人的發明，可見咖啡已成為日本民眾日常生活中不可或缺的商品。表 6 為日本民眾咖啡消費的調查，由四種咖啡包裝型態作為統計項目，分別為即溶咖啡(Instant)、炭燒咖啡(Roasted)、液態咖啡(Liquid)及罐裝咖啡(Canned)，其中以即溶咖啡占有所有咖啡型態消費比例最高，故本研究選擇的咖啡價格資料便以日本東京即溶咖啡消費物價指數為現貨價格樣本，欲研究當咖啡現貨市場引入咖啡期貨商品後，是否可使市場資訊流通更為快速。資料來源由日本統計局提供，並由 DataStream 資料庫下載取得，日本東京即溶咖啡物價指數為月資料，各月份物價指數以 2005 年為基期計算而得，研究期間為 1977 年 1 月至 2010 年 11 月，共有 407 個觀測值。

表 6 日本民眾咖啡消費調查(單位：杯/週)

	總和	即溶咖啡	炭燒咖啡	液態咖啡	罐裝咖啡
1983	8.60	5.00	2.50	—	1.00
1990	9.90	5.01	3.28	—	1.61
2000	11.04	4.84	3.71	0.60	1.88
2002	10.03	4.29	3.22	0.74	1.77
2004	10.43	4.40	3.49	0.86	1.68
2006	10.59	4.38	3.70	0.70	1.81
2008	10.60	4.51	3.21	0.82	2.05

資料來源：全日本咖啡協會

日本東京穀物交易所的阿拉比卡咖啡、羅布斯塔咖啡期貨商品上市時間皆為 1998 年 6 月 16 日，為了解引入期貨前後對現貨價格波動性影響，以期貨上市時間點將研究期間分為期貨上市之前與上市之後兩段期間，因此本文所界定的研究期間分別為 1977 年 1 月至 1998 年 6 月，以及 1998 年 7 月至 2010 年 11 月為該期貨商品開放交易前後研究期間。

為了對本文研究期間東京即溶咖啡物價指數趨勢有初步了解，我們將現貨價

格取對數後再一階差分，並整理得個別研究期間報酬率的敘述統計量於表 7。由敘述統計結果可看到，兩研究期間的偏態係數皆為負值，表示資料呈現左偏，且峰態係數皆大於 3，表示月報酬率資料具有高狹峰(Leptokurtic)特性。另外，我們可利用 Engle(1982)提出的 LM 檢定方法和 Ljung 與 Box(1978)提出的 Ljung-Box 檢定法，來確定樣本資料是否存在 ARCH 效果。ARCH 效果檢定是利用 OLS 估計所得的殘差平方在落遲 q 期下再進行一次迴歸分析，其數學式如下：

$$\alpha_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (1)$$

若拒絕虛無假設 $H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$ ，則表示研究資料存在異質變異數現象，即具有 ARCH 效果，則可考慮配適 GARCH 模型來分析資料。Ljung-Box 檢定與 ARCH 效果檢定的虛無假設相同，唯 Ljung-Box 檢定可決定落差期數而得到各期的 Q^2 統計量。從表 8 分析結果可知，在顯著水準為 5% 之下，LM 檢定統計量與 Ljung-Box 檢定統計量均顯著拒絕虛無假設，亦即月報酬率具有 ARCH 效果，本研究模型配適可考慮用 GARCH 模型來分析。

表 7 東京即溶咖啡物價指數月報酬率的敘述統計量

樣本期間	均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值
期貨加入前						
1977/1-1998/6	0.1040	2.8411	-1.2565	17.8348	11.4243	-21.4587
期貨加入後						
1998/7-2010/11	-0.2416	3.3526	-0.0387	3.8500	9.2758	-10.9650

說明：東京穀物交易所的阿拉比卡和羅布斯特咖啡期貨上市期間皆為 1998 年 6 月。

表 8 東京即溶咖啡消費物價指數月報酬率的 ARCH 效果檢定

	χ^2 統計量	(p-value)
LM 檢定	9.3523	(0.0093)
	Q^2 統計量	(p-value)
Ljung-Box 檢定	$Q^2(4)=15.545$	(0.004)
	$Q^2(8)=15.891$	(0.044)

說明： $Q^2(t)$ 表示落後第 t 期的 Ljung-Box 檢定統計量。

四、 研究方法

傳統的時間序列模型對資產報酬率的波動假設為隨機、符合常態分配且殘差項的變異數為同質變異。Engle(1982)認為條件變異數會受到前期殘差項平方的影響，隱含變異數應會隨著時間而變動，因而建構出 ARCH 模型，其實證結果發現 ARCH 模型對於時間序列資料的估計結果比傳統的最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)模型來得好。本研究所使用的主要分析工具 GARCH 模型為 Bollerslev(1986)以 ARCH 模型為基本概念發展而來，由於 GARCH 模型為一般化的 ARCH 模型，較 ARCH 模型更能節約參數可避免過度配適的問題，故 GARCH 模型被視為每日股價報酬活動的最佳詮釋模型之一。以下我們定義每日股價指數取對數所得報酬率為 R_t ，下標 t 代表時間點，則 GARCH(1,1)簡單模型表示如下：

$$\begin{aligned}R_t &= e_t \\h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \\e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t)\end{aligned}\tag{2}$$

其中， I_{t-1} 代表在 $t-1$ 期內，所有可收集到的已知資訊集合。 h_t 為條件變異數，此項為不可觀察的變數，但我們可藉由 GARCH 模型將其估計出來，而估計出來的 h_t 可視為風險量化的指標，也就是波動性。 e_{t-1} 為前一期的預測誤差，可視為近期市場的衝擊(shock)或消息(news)，當 $e_{t-1} < 0$ 時可詮釋為壞消息(bad news)， $e_{t-1} \geq 0$ 時則是好消息。

雖可將資料配適更高階的 GARCH(p,q)模型，然而 Bollerslev、Chou 與 Kroner(1992)認為 GARCH(1,1)已經能充分捕捉財務序列資料之條件波動特性，故本研究亦利用 GARCH(1,1)作為分析模型。GARCH(1,1)模型中的三個參數可解釋價格波動性的動態過程，模型中的 α_0 代表系統中原先的不確定性， α_1 為前期殘差平方項的係數，代表近期市場的消息對波動性是有影響的，若 α_1 值越高表示短期市場消息對波動性影響越大，顯示市場資訊傳遞速度較快。 β_1 為前期條件變異數項的係數，因條件變異數的落後期項可視為較長期的衝擊，故 β_1 可視為舊消息(old news)對波動性影響的持續性，若 β_1 值越高表示意外衝擊對波動性影響持續越久，即市場資訊傳遞速度較慢。

根據 Ross(1989)指出在一個無套利的經濟體系中，資產報酬率的波動性與訊息傳遞速度直接相關。若期貨具有價格發現效果，則在開放期貨交易後，現貨市場的資訊傳遞速度應當更快，我們可藉由實證分析中，比較期貨開放交易前後係數變動情形得知。若近期已知消息增加，則衡量新消息對價格波動性影響程度的係數 α_1 應會增加；而舊消息因被市場更快速吸收反應，則代表資訊持續性影響力的 β_1 係數應會變小。另外， $\alpha_1 + \beta_1$ 也可用來衡量意外衝擊對波動影響的持續

性，若 $\alpha_1 + \beta_1$ 值越大，表示意外衝擊對波動影響的持續時間越久，即條件變異數收斂至長期變異數需要更久的時間，因此若先前假說成立，則開放期貨交易後，應可預期 $\alpha_1 + \beta_1$ 值會變小。

期貨市場的開放，市場資訊傳達效率應當變快，若近日內有用資訊增加，則用來衡量新消息對於波動性衝擊的係數 α_1 理應增加，而在資訊傳遞速度加快下，舊消息對於未來波動性的影響應會減弱，我們可預期到 β_1 係數會變小。因此我們可利用 α_0 、 α_1 和 β_1 計算出，在 GARCH 模型下的非條件變異數即為 $\alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta_1)$ ，若前述開放期貨將會促使市場資訊流通效率改善假說成立，則隱含非條件變異數應該會增加。此外，另一個值得我們觀察的現象，在 GARCH(1,1) 模型中，若滿足 $\alpha_1 + \beta_1$ 的係數和為 1，則可稱此存在 Integrated GARCH (IGARCH) 現象，代表變異數數列為非穩態 (non-stationary)，一般稱此現象為具有波動持久性 (volatility persistence)，表示當期訊息對所有期間的預測變異數皆具有持續性的影響 (周雨田、巫春洲與劉炳麟，2004)。當期貨開放交易後，資訊傳遞速度會加快，則在 GARCH(1,1) 模型下， $\alpha_1 + \beta_1$ 之和應更遠離 1，即波動性干擾的持續性影響力會減輕，越不存在 IGARCH 現象。

在財務金融市場的研究上，常可發現價格波動具有不對稱 (asymmetric) 特性，所謂「不對稱性」指的是壞消息對價格波動反應比好消息來的大。邱建良、吳佩珊與邱哲修 (2004) 提到一般 GARCH 模型皆假設資訊所造成的波動影響是對稱的，即不論消息的好壞，對於市場的波動反應皆具有相同的影響。我們可利用 Threshold GARCH (TGARCH) 模型來檢測報酬率資料是否存在不對稱性，在此以 TGARCH(1,1) 模型說明如下：

$$\begin{aligned}
 R_t &= e_t \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 D_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \\
 D_{t-1} &= 1 \quad \text{if } e_{t-1} < 0 \\
 &= 0 \quad \text{if } e_{t-1} \geq 0 \\
 e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t)
 \end{aligned} \tag{3}$$

前一期為壞消息，則 $D_{t-1} = 1$ ，變異數方程式的前一期殘差平方項係數為 $\alpha_1 + \gamma$ 之和；若前一期為好消息，則 $D_{t-1} = 0$ ，前一期的殘差平方項係數為 α_1 。若 γ 值為正，則當壞消息發生時，前一期殘差平方項係數會比好消息發生時來的大，換言之，壞消息對於市場價格波動性影響較大，好壞消息對於市場價格波動影響程度不同就稱為不對稱性。

我們常可聽到「高風險伴隨著高報酬」，投資者在進行投資決策時，會同時考慮期望報酬和風險，在投資人為理性之前提假設下，若投資人承擔的風險越

高，所要求的投資報酬率就會越高。當資產的風險會隨著時間改變而不同，則該資產的風險溢酬也應隨著風險變動而調整，Engle、Lilien 與 Robbins(1987)考慮到上述情況，將表示風險量化的條件變異數，帶入 ARCH 模型中的均數方程式，發展出 ARCH-M 模型，當然此觀念也同樣適用於 GARCH-M 模型。以 GARCH(1,1)-M 模型說明如下：

$$\begin{aligned}
 R_t &= C_0 + C_1 h_t + e_t \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \\
 e_t | I_{t-1} &\sim N(0, h_t)
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

其中，均數方程式表示資產風險可以由報酬的變異數來衡量，且風險溢酬是條件變異數的遞增函數，隨著時間改變條件變異數也會跟著變動而直接影響資產的預期報酬。

過去有許多討論隨著時間變動的風險溢酬之相關文獻，如 Domowitz 與 Hakkio(1985)以 ARCH-M 模型探討遠期外匯市場風險溢酬是否會隨著時間變動而改變，實證結果發現只有微弱的證據顯示，匯率過去預測誤差的條件變異數會影響風險溢酬。廖四郎、徐守德與王銘杰(1997)認為遠期匯率應為即期匯率的期望值加上風險貼水，作者利用 ARCH-M 模型分析，並將條件變異數調整為過去實現變異數的加權平均，亦即風險貼水為過去變異數的函數，實證結果發現市場確實存有風險貼水，且與市場過去實現誤差有關。本文延續前述市場資訊傳遞假說，若期貨契約開放交易後，使得現貨市場波動性增加，則投資人在承擔更高的風險之下，必會要求更高的必要報酬率，故可預測期貨開放後，均數方程式中的條件變異數項係數 C_1 會變大，即風險溢酬會隨著條件變異數變動而改變。

五、 實證結果分析

基於過去文獻贊成開放期貨市場的學者認為，期貨交易使得現貨市場價格波動性增加，並能改善現貨市場資訊傳遞速度，如 Weaver 與 Banerjee(1990)、周雨田等人(2002)及張阜民等人(2009)之研究均支持此項論點。表 9 為東京穀物交易所推出阿拉比卡咖啡、羅布斯特咖啡期貨契約商品後，對東京即溶咖啡消費物價指數月報酬率波動影響之實證結果，我們利用簡單 GARCH(1,1)模型分析，得知在開放上市的期貨契約前， $\alpha_1 + \beta_1$ 之和為 0.9719，開放期貨契約後的 $\alpha_1 + \beta_1$ 之和為 0.9656 較開放期貨交易前為小。顯示期貨契約上市後，現貨市場波動性有增加的現象，此一結果驗證本文先前假說成立，亦即開放農產品期貨交易確實造成現貨市場波動性增加。

表 9 東京即溶咖啡消費物價指數月報酬率(GARCH(1,1)模型)

$$\text{Model : } R_t = e_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

樣本期間	UVAR	α_0	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	Q(4)(p-value)	Q ² (4)(p-value)
						Q(8)(p-value)	Q ² (8)(p-value)
期貨加入前							
1977/1-1998/6	5.6299	0.1582	0.0707	0.9012	0.9719	20.444(0.000)	1.1596(0.885)
		(4.6440)	(3.8897)	(87.4924)		22.384(0.004)	0.5141(0.992)
期貨加入後							
1998/7-2010/11	15.8953	0.5468	0.1715	0.7941	0.9656	51.243(0.000)	1.4245(0.840)
		(1.2463)	(1.8722)	(8.2403)		75.893(0.000)	6.1719(0.628)

說明：1.括號內數字為 t 統計值。2.Q 為 Ljung-Box Q 統計量。3.UVAR 為非條件變異數。

4. 東京穀物交易所的阿拉比卡和羅布斯特咖啡期貨上市期間皆為 1998 年 6 月。

另外，我們可進一步觀察期貨引入現貨市場前後，近期消息對市場波動性影響 α_1 係數和舊消息對市場持續性效果係數 β_1 在不同期間的表現。在期貨開放前 (1977/1~1998/6)， α_1 係數為 0.0707、 β_1 係數為 0.9012，而期貨開放後 (1998/7~2010/11)， α_1 係數增加為 0.1715、 β_1 係數減小為 0.7941，在 10% 的顯著水準下，前後研究期間的 α_1 與 β_1 係數皆為顯著。代表在開放期貨交易後，新消息對市場波動性影響程度增加，而舊消息對於市場波動性衝擊的持續性效果有減弱的現象，與本文先前假說相呼應。加上先前提到，開放期貨交易後 $\alpha_1 + \beta_1$ 的值減小了，因此我們推測農產品市場對於消息的反應速度，因期貨契約的引入而更加快速了。

在市場資訊傳遞加快情況下，除了代表新消息對波動性衝擊的 α_1 係數增加，以及舊消息對波動性衝擊的 β_1 係數減小外，我們還可藉由觀察 GARCH 模型的非條件變異數，來印證開放期貨確實可使市場資訊傳遞速度更為快速。開放期貨前的非條件變異數為 5.6299，開放期貨後的非條件變異數增加到 15.8953，再次驗證了咖啡期貨的開放確實使市場資訊流通效率改善。另外，對於 IGARCH 現象檢驗上，在 GARCH(1,1) 模型下，若後期的 $\alpha_1 + \beta_1$ 之和較前期更遠離 1，則表示引入期貨商品後，使得現貨市場資訊流動更為快速，因此降低了波動性干擾的持續性。從表 9 可觀察到，在期貨上市交易後，由期貨開放前後的 $\alpha_1 + \beta_1$ 之和觀察得知，市場的波動程度更為穩定，期貨上市前後期皆不存在 IGARCH 現象，且期貨上市後更逸離了 IGARCH 現象，表示市場波動性較不受干擾項因子的影響，並且干擾項因子的影響效果會更快被市場吸收而減弱。

我們可利用 Q 檢定統計量來檢定報酬率序列是否具有跨期相依特性，而 Q^2 統計量則可檢定報酬率平方序列是否具有跨期相依特性。從表 9 實證結果可知，依 Q 檢定的評判法則，在 5% 的顯著水準下，開放期貨交易前後皆拒絕了殘差項不存在自我相關的虛無假設。同樣地在 5% 的顯著水準下，兩組開放期貨交易後期間的 Q^2 檢定統計量，皆不拒絕殘差平方項無自我相關的虛無假設，因此說明了簡單 GARCH(1,1) 模型配適是適合的。

許多文獻指出市場消息的好壞對於資產報酬率有不對稱性的衝擊效果，也可稱為槓桿效果，Golsten、Jagannathan 與 Runkle(1993) 提出 GJR-GARCH 模型又可稱為 TGARCH 模型，透過代表好壞消息的虛擬變數對 GARCH 模型修正，此模型可捕捉好壞消息對市場報酬波動性所產生的不同效果。表 10 為利用 TGARCH(1,1) 模型來檢定好壞消息對報酬率波動性的影響，其中我們關注焦點為變異數方程式中虛擬變數的係數 γ ，當 γ 數值為正且虛擬變數為 1 時，即表示前一期發生壞消息，則其對於殘差平方項係數有加成作用，換言之，壞消息對於市場波動性影響較大。我們從表 10 可知，在阿拉比卡咖啡和羅布斯特咖啡期貨契約開放後， γ 係數雖大於 0，但係數並不顯著，因此我們可推論在咖啡現貨市場未存在不對稱性。

根據投資學理論，高報酬的投資必伴隨著高風險，在前述期貨對現貨市場價格波動性實證結果中，我們驗證了引入期貨契約使得市場波動性增加，同時也意謂著投資者所面臨投資風險更高，在此情況下，投資者預期的風險貼水也會隨之增加，故本研究進一步利用 Engle、Lilien 與 Robins(1987) 提出的 ARCH-M 模型概念帶入 GARCH 模型。在均數方程式中，我們加入了將風險量化的殘差變異數項，隨著時間的變動條件變異數也會跟著改變，並直接影響資產的預期報酬，而風險貼水即是報酬條件變異數的遞增函數，當資產風險越高，投資者的必要報酬率也會越高。從表 11 的實證結果得知，在期貨市場開放前，均數方程式中的條件變異數項係數 C_1 為 -0.1554，係數並不顯著為 0，表示在期貨開放前，並沒有顯著證據證明，投資者因面對風險較高資產而提高要求報酬率。在期貨市場開放後，均數方程式中的條件變異數項係數 C_1 為 -0.0307，同樣沒有顯著證據證明條件變異數具有解釋風險貼水能力，實證結果並不代表期貨開放前後，投資人對於高風險資產所要求的投資報酬率減少，只能說明風險貼水與當期風險無顯著相關。

表 10 東京即溶咖啡消費物價指數月報酬率(TGARCH(1,1)模型)

Model: $R_t = e_t$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 D_{t-1} + \beta_1 h_{t-1}$$

$$D_{t-1} = 1 \quad \text{if } e_{t-1} < 0$$

$$= 0 \quad \text{if } e_{t-1} \geq 0$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

樣本期間	α_0	α_1	γ	β_1	Q(4)(p-value)	Q ² (4)(p-value)
					Q(8)(p-value)	Q ² (8)(p-value)
期貨加入前						
1977/1-1998/6	0.1349 (3.0660)	0.1966 (3.6799)	-0.1729 (-3.2106)	0.8820 (56.3949)	27.029(0.000) 27.795(0.001)	4.7146(0.318) 5.2292(0.733)
期貨加入後						
1998/6-2010/11	0.5026 (1.1698)	0.1044 (1.0568)	0.1440 (0.7996)	0.7902 (7.5923)	53.949(0.000) 79.346(0.000)	1.9234(0.750) 6.3104(0.613)

說明：1.括號內數字為 t 統計值。2.Q 為 Ljung-Box Q 統計量。

3.東京穀物交易所的阿拉比卡和羅布斯特咖啡期貨上市期間皆為 1998 年 6 月。

同樣地我們可由表 11 實證結果觀察市場波動性受到期貨開放後的影響，期貨開放前(1977/1~1998/6)的 α_1 係數為 0.0795、 β_1 係數為 0.8934，而在期貨開放後(1998/7~2010/11)的 α_1 係數增加為 0.1716、 β_1 係數減小為 0.7908，與簡單 GARCH(1,1)模型結果一致，故又再次驗證了農產品期貨對於市場價格波動性確實有增加的效果，期貨開放後使得市場資訊流動速度更加快速。

表 11 東京即溶咖啡消費物價指數月報酬率(GARCH-M 模型)

$$\text{Model: } R_t = C_0 + C_1 \sqrt{h_t} + e_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

樣本期間	C_0	C_1	α_0	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	Q(4)(p-value)	Q ² (4)(p-value)
							Q(8)(p-value)	Q ² (8)(p-value)
期貨加入前								
1977/1-1998/6	0.2324 (0.5735)	-0.1554 (-0.9036)	0.1564 (3.0289)	0.0795 (3.6960)	0.8934 (46.909)	0.9729	20.006(0.000) 21.801(0.005)	1.1534(0.886) 1.6937(0.989)
期貨加入後								
1998/7-2010/11	-0.0877 (-0.1046)	-0.0307 (-0.1052)	0.5708 (1.3004)	0.1716 (1.8891)	0.7908 (8.2577)	0.9624	50.669(0.000) 75.272(0.000)	1.3057(0.860) 7.0826(0.528)

說明：1.括號內數字為 t 統計值。2.Q 為 Ljung-Box Q 統計量。

3.東京穀物交易所的阿拉比卡和羅布斯特咖啡期貨上市期間皆為 1998 年 6 月。

從 GARCH-M 模型也可檢定市場是否具有 IGARCH 現象，觀察期貨開放前後發現， $\alpha_1 + \beta_1$ 之和均小於 1，表示前後期間均無 IGARCH 現象發生。期貨開放後的 $\alpha_1 + \beta_1$ 之和為 0.9624，較期貨開放前 0.9729 來的小，表示期貨引入現貨市場後更遠離 IGARCH 現象，即市場干擾項對波動性的影響可以更快的被市場反應吸收。

六、 結論

在金融市場蓬勃發展的潮流下，股票與期貨市場已成為公司及投資人不可或缺的資金流通管道之一，而過去文獻對於期貨市場發展的好壞有兩面看法。持較為保留的觀點認為，期貨使得交易成本降低，卻吸引了更多投機者進入市場，而造成市場的不穩定性提高；另一派較為開放的看法則認為，期貨交易可促進市場資訊流通速度加快，使干擾因子可以更快的被市場價格反應，而達到穩定市場價格的作用。在本文以東京穀物交易所的咖啡期貨商品為例，並採用東京即溶咖啡消費物價指數的市場實務資料研究分析之下，實證結果顯然較為支持開放期貨交易的看法，與前述 Ross 在 1989 年衡量資訊流動與波動性變化之模型所提出的論點相呼應。在期貨商品推出後，市場資訊流通速度更為快速，且受干擾因子影響的時間縮短，顯示市場資訊在引入期貨商品後能更迅速反應在價格上。

由於金融性商品多存在不對稱性現象，即壞消息對於市場波動性影響較好消息影響來的大，而本文分析結果未有顯著證據證明此項論點。在期貨對於市場波動性影響增加的實證結果下，本研究進一步利用 GARCH-M 模型分析，市場波動性增加是否導致投資者對於風險貼水要求更高。結果發現在期貨開放前後，並沒有顯著證據說明，當投資者面對資產風險增加時風險溢酬也跟著提高，只能說明風險溢酬與當期風險無顯著相關。而由 GARCH-M 模型分析結果，可再次說明期貨對於市場資訊傳遞速度確實有正面的影響，對於農產品市場而言，引入期貨商品可幫助現貨市場交易系統更為穩定。

近年來由於全球氣候劇烈變化，以及開發中國家人口快速成長，糧食安全議題已引起各國政府注意，抑制節節高漲的糧食價格勢必為政府在處理國家經濟及國內外貿易的首要政策目標。雖台灣目前尚未推出農產品期貨商品，國內進出口商未來對農產品避險的需求一定會較以往增加許多，而本研究以咖啡期貨為例，探討引入期貨對現貨價格波動性與市場資訊流動效率影響，正可給予政府未來推出相關期貨產品的參考依據。

參考文獻

中文文獻：

- 史綱、李存修、林炯焄、臧大年、劉德明、黃敏助，1993。期貨交易理論與實務。
台北：中華民國證券暨期貨市場發展基金會。
- 周雨田、巫春洲、劉炳麟，2004。「動態波動模型預測能力之比較與實證」，*財務金融學刊*。12 卷，1-25。
- 周雨田、李志宏、巫春洲，2002。「台灣期貨對現貨市場的資訊傳遞效果分析」，*財務金融學刊*。10 卷，2 期，1-22。
- 邱建良、吳佩珊、邱哲修，2004。「亞洲外匯市場行為之探討—不對稱門檻 GARCH 模型之應用」，*台灣管理學刊*。4 卷，2 期，187-202。
- 張阜民、李見發、陳郁菁、邱國欽，2009。「台灣股價指數現貨、摩根台股指數現貨與摩根台股指數期貨之價格發現研究」，*朝陽學報*。14 期，411-439。
- 黃也白，1994。「股價指數期貨上市對股價波動性的影響」。碩士論文，台灣大學財務金融學系。
- 廖四郎、徐守德、王銘杰，1997。「台灣遠期美元外匯市場風險溢酬之研究」，*財務金融學刊*。5 卷，2 期，27-43。

英文文獻：

- Antoniou, Antonios and Phil Holmes, 1995. "Futures trading, Information and spot price volatility: evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures contract using GARCH," *Journal of Banking and Finance*. 19: 117-129.
- Bollerslev, Tim, 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*. 31(3): 307-327.
- Bollerslev, Tim, Ray Y. Chou, and Kenneth F. Kroner, 1992. "ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence," *Journal of Econometrics*. 52: 5-59.
- Cox, Charles C., 1976. "Futures Trading and Market Information," *Journal of Political Economy*. 84(6): 1215-1237.
- Domowitz, Ian and Craig S. Hakkio, 1985. "Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market," *Journal of International Economics*. 19: 47-66.
- Engle, R. F., 1982. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica*. 50: 987-1007.
- Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robbins, 1987. "Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model," *Econometrica*. 55: 391-408.
- Garbade, Kenneth D. and William L. Silber, 1982. "Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets," *Review of Economics and Statistics*. 64:

289-297.

- Glosten, L. R., Ravi Jagannathan, and David E. Runkle, 1993. "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *The Journal of Finance*. 48(5): 1779-1801.
- Hasbrouck, Joel, 1995. "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery," *The Journal of Finance*. 50(4): 1175-1199.
- Intercontinental Exchange, 2010. *ICE Coffee Brochure*. United States: Intercontinental Exchange.
- Ljung, G. and George Box, 1978. "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*. 65: 297-303.
- Poskitt, Russell, 2009. "Price Discovery in Electronic Foreign Exchange Markets: The Sterling/ Dollar Market," *The Journal of Futures Markets*. 30(6): 590-606.
- Ross, Stephen A., 1989. "Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *The Journal of Finance*. 44: 1-17.
- United States Department of Agriculture, 2010. *Foreign Agricultural Service*. New York: United States Department of Agriculture.
- Weaver, Robert D. and Aniruddha Banerjee, 1990. "Does Futures Trading Destabilize Cash Prices? Evidence for U.S. Live Beef Cattle," *The Journal of Futures Markets*. 10(1): 41-60.
- Yoo, Jisoo and G. S. Maddala, 1991. "Risk Premia and Price Volatility in Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*. 11(2): 165-177.

網站資料：

全日本咖啡協會(All Japan Coffee Association)<http://coffee.ajca.or.jp/index.html>

洲際交易所(Intercontinental Exchange) <https://www.theice.com/homepage.jhtml>

倫敦國際金融期貨交易所(London International Financial Futures Exchange)
<http://www.euronext.com/landing/liffeLanding-12601-EN.html>

國際咖啡組織(International Coffee Organization) <http://www.ico.org/>