

# 要素價格均等定理檢定： 橫斷相關追蹤資料單根檢定之應用\*

柴蕙質

中原大學商學博士學位學程博士候選人

楊奕農

中原大學國際貿易學系副教授

從長期動態觀點檢定要素價格均等 (factor price equalization, FPE) 定理較符合真實世界的狀況，但由於要素價格時間序列資料的樣本數通常較少，不論是透過單根檢定或是透過共整合檢定探討要素價格的長期均衡關係，其檢定力都很可能受到影響，使得 FPE 的實證至今仍未能得到一致結論。本文採用 Pesaran (2007) 提出的 CIPS 追蹤資料單根檢定方法，克服樣本數有限之問題，實證結果顯示在本文選取的樣本期間內，去除潛在影響要素價格的共同因素後，OECD 17 個國家與美國間之要素價格長期符合 FPE 推論之關係，而且此結果和 ADF 單根檢定所得到之結論有很大的差異，顯示採用橫斷相關追蹤資料單根檢定方法，可從另一個觀點提供 FPE 是否得到實證支持的重要資訊。

關鍵字：要素價格均等、追蹤資料單根檢定、橫斷面相依

## 壹、緒論

Ohlin 於 1933 年便提出，自由貿易將使貿易國家間的要素價格差異減少的看法，Samuelson 則於 1949 年推衍出要素價格均等 (factor price equali-

---

\* 作者對於本刊匿名評審悉心之指正，以及評審委員給予作者諸多重要之寶貴建議，致使本研究之呈現能更趨嚴謹，深表感謝。本文曾於「台灣經濟學會 2008 年年會」發表，對於陳財家教授及與會學者提供之意見，特此致謝。惟文中若有疏漏之處，當屬作者之責。

收稿日期：98 年 1 月 7 日；接受刊登日期：98 年 12 月 11 日

zation, FPE) 定理，此定理指出，透過自由貿易，不論是絕對要素價格，或是經過生產力調整的相對要素價格，皆會達到均等的狀態 (Jung and Doroodian, 2000: 514-524)。FPE 不僅對於貿易所引發貿易國家要素價格變化之趨勢作出預測，其更重要之意涵在於指出，各國透過貿易開放可間接地經由產品將國內的生產要素輸出至國外，進而改善國內生產要素的要素報酬，例如勞動秉賦較高的國家，其勞動報酬將有機會藉由貿易而有所提升，因此對於貿易開放程度的貿易政策選擇，或是加入自由貿易組織等決策方面，FPE 的理論推測將提供不可忽略的資訊。不過，歷經逾半世紀的觀察，貿易開放國家的要素價格 (例如薪資) 似乎仍存在明顯的差異，使得 FPE 在實證上是否得到支持，成為國際貿易研究探討的重要議題。

在檢定 FPE 時，若採取單一時間點之檢定方式，通常必須考量同一時期各國之要素投入密集度、技術差異等因素，在進行跨國分析時，各國統計資料蒐集不易，且目前已知的實證結果，幾乎皆無法支持 FPE (Bernard et al., 2005)。因此後續 Doroodian and Jung (1995: 223-226)、Jung and Doroodian (2000: 514-524) 等研究，便從長期動態觀點進行檢定，這些研究以勞動力的價格作為替代變數，指出要素價格具有單根的特性，因此透過要素價格時間序列的共整合關係，間接地得到長期 FPE 成立之證據。

但因為勞動力價格替代變數之指標通常為季或年資料，且早期各國的統計資料不一致 (包含勞動力價格衡量單位以及統計頻率不一致)，因此在實證分析時經常會遇到樣本數受限的問題，不論是單一要素價格序列的單根檢定，或是多個要素價格序列的共整合檢定，在樣本數過少時，其檢定力皆很可能受到影響，Berger and Westermann (2001: 525-536) 即以主要工業國家為研究樣本，並進一步根據小樣本修正後共整合檢定統計量，提出僅有部分國家符合 FPE 之推論。即便採用小樣本修正後的共整合檢定統計量，可考量樣本數較小時對檢定結果的影響，但 Johansen 共整合檢定乃基於估計誤差修正模型 (VECM) 進行，模型所包含的變數將隨著分析的樣本國家增加而大幅增加，自由度亦隨之下降，因此在變數時間序列資料較少時，能同時分析的樣本國家數便可能受限，此方法在自由貿易組織所包含會員國擴增的趨勢下，適用性也逐漸降低。除此之外，前述文獻並未透過共整合向量係數

檢定，對各國的共整合關係是否符合 FPE 進行探討，由此可知 FPE 在實證上是否成立，在過去研究仍未得到一致的結論。

本文亦擬從長期動態觀點對 FPE 進行檢定，但檢定方式則引用長期 PPP 的檢定概念，將兩貿易國家間的要素價格相減所得的序列，視為 FPE 偏離值，此偏離值序列若符合定態條件，則表示要素價格偏離 FPE 均衡值僅是暫時之現象，長期 FPE 是成立的；反之，若 FPE 偏離值不符合定態條件，則拒絕 FPE。相較於 Doroodian and Jung (1995: 223-226)、Jung and Doroodian (2000: 514-524) 之研究，本文的檢定方式相當於對兩國要素價格之長期關係設定較嚴格的條件（即檢定共整合向量的係數是否符合  $[1, -1]$ ）。另外，如前面所提到的 FPE 實證文獻所存在的另一個主要問題，FPE 實證分析多以勞動力價格作為要素價格的替代變數，各國資料的衡量方式存在差異，資料統計頻率較低，致使樣本長度有限，單一序列的單根檢定亦可能因為樣本數較小，而導致檢定結果偏誤，所以本文將採用追蹤資料單根檢定克服樣本數有限的問題。

目前文獻已發展出許多追蹤資料單根檢定的方法，其中 Im et al. (2003: 53-74) 推導出的 IPS 檢定統計量，因為基於已被普遍用的 ADF 統計量進行計算，且 IPS 檢定統計量的分配符合常態分配，在操作上相對易懂及可行，但未考量到各序列間的相關性，Pesaran (2007: 265-312) 則提出考量各序列間相關性的 CIPS 檢定統計量，透過模擬方式提供常用顯著程度下的臨界值，特別是在樣本數相當小時（例如  $T = N = 10$ ），Pesaran 亦提供了修正統計量的方法，此修正後的統計量將能提升本文採用小樣本進行檢定時的正確性。此外 CIPS 允許橫斷面資料的相依特性，較 IPS 更具一般性，所以本文將採用 Pesaran 提出的檢定方式，來克服 FPE 檢定時樣本數受限的問題。

由於過去研究發現貿易整合程度對 FPE 是否成立可能造成影響，例如 Gremmen (1985: 277-283) 以迴歸分析估計 EC 國家間要素價格比率偏離的因素（以 hourly compensation 為變數），並指出貿易整合程度對兩國的要素價格比率造成影響，Mohktari and Rassekh (1989: 636-642) 則以 OECD 國家製造業的實質薪資作為樣本，亦有類似的發現。因此本文在選取 FPE 的實證樣本時，以 OECD 國家作為樣本，基於美國是全球最大的進口國，與各

國的貿易關係亦較密切，因此選擇美國作為共同的貿易對手國，檢定美國與 OECD 17 個會員國間之長期 FPE 是否成立。

本研究之主要目的即藉由追蹤資料單根檢定方法，克服 FPE 檢定時普遍遇到的樣本數受限，以及未能直接檢定要素價格一對一長期關係的問題，再次對 FPE 進行檢定。值得在此先說明之處是，本文採用 Pesaran (2007: 265-312) 提出的檢定方式進行檢定，此追蹤資料單根檢定之虛無假設屬於聯合檢定，但對立假設並非聯合檢定之概念。若所得到的實證結果無法拒絕單根的虛無假設，表示所有國家與美國的 FPE 皆不成立的；反之，若拒絕單根的虛無假設，表示 OECD 會員國與美國的 FPE 平均而言是成立的，或大部分的國家與美國的 FPE 成立，並非意指樣本所包含的每一個國家與美國的 FPE 均成立。另一必須說明之處則是在採用 Pesaran 提出的檢定方式時，乃透過橫斷面資料各期之平均值衡量影響各變數之潛在共同因素，此共同因素可視為一隨機趨勢項，和時間趨勢項同時被移除，因此在闡釋檢定結果時，若未討論共同因素是否為定態的情況下，假使拒絕單根的虛無假設，表示在去除潛在的共同因素（例如油價）對各變數造成同時性的影響後，各國與美國之要素價格差異長期符合 FPE 論述之關係。

實證結果顯示，若採用 ADF 單根檢定各別檢定 OECD 的 17 個國家的 FPE 偏離值，所有國家皆無法拒絕單根的虛無假設，也就是樣本所包含的每一個國家與美國的 FPE 均不成立，但採用 CIPS 檢定統計量則顯示 OECD 的 17 個國家 FPE 偏離值平均而言是定態的，即樣本所包含 OECD 的 17 個會員國，在去除潛在的共同因素影響後，大部分國家與美國的 FPE 是成立的。此結果不但指出 OECD 會員國在自由貿易的前提下，各國與美國的要素價格長期關係很可能符合 FPE 的推論，也顯示出忽略小樣本的問題，很可能造成錯誤的推論，採用追蹤資料單根檢定方法克服樣本受限的問題，確實從不同的觀點提供了 FPE 實證上的重要訊息。

本文後續內容安排如後：第貳節為 FPE 相關實證研究之整理、追蹤資料單根檢定方法的種類及其在實證研究的應用。第參節則為追蹤資料單根檢定方法 CIPS 之介紹。第肆節為實證結果，包含 ADF 檢定結果及 CIPS 之檢定結果。最後第伍節則為結論。

## 貳、FPE 實證文獻及追縱資料單根檢定文獻探討

Samuelson (1949: 181-197) 根據 Heckscher-Ohlin (HO) 理論的相關假設，推衍出要素價格均等 (factor price equalization, FPE) 定理，FPE 可透過兩國之貿易模型推導而得，根據 FPE 可得知，即便兩國之要素秉賦不同，但在符合兩國生產技術相同、對產品偏好相同、無貿易障礙等條件假設下，自由貿易將使兩國生產同一種產品的要素投入比重趨於相同，實質要素價格則會達到均等的狀態，FPE 提供了貿易開放對國內生產要素報酬可能影響之臆測，FPE 的推論是否成立更是貿易政策不宜忽略的參考資訊。但經過了逾半世紀，要素價格均等定理在實證方面之分析，仍相較於理論方面的研究來得缺乏，且未有一致之結論，此乃本研究欲再次對 FPE 進行實證檢定之原因。本節第一部分內容將就 FPE 檢定實證研究方法之趨勢作簡要之介紹，說明從動態觀點檢定 FPE 之原因，並指出目前 FPE 檢定之實證結論，可能因為樣本數受限問題而需要更進一步的探討，另外在本節第二部分內容中，將說明本研究進行實證分析時所選取之單根檢定方法，以及 Pesaran (2007: 265-312) 提出之檢定方法相較於其它檢定方法的優點。

### 一、FPE 檢定之相關實證文獻及樣本數受限之問題

從靜態觀點檢定 FPE 係指以不同國家單一時點之要素價格進行成對檢定。其中，若直接就各國要素價格進行檢定，稱為絕對 FPE (absolute FPE) 檢定 (Bernard et al., 2005)，但大多文獻都發現在不考量各國要素秉賦及要素投入密集度的情況下，絕對 FPE 之實證結果大多拒絕要素價格相等之推論 (Trefler, 1993: 961-987; Ben-David, 1993: 653-679)，因此 Deardorff (1994: 167-175) 提出 lens condition 來修正絕對 FPE，簡要地說，就是將各國的要素秉賦及要素投入密集度變數納入檢定時之考量，文獻中稱之為相對 FPE (relative FPE) 檢定。但至今從靜態觀點檢定相對 FPE 或絕對 FPE 的實證結果，仍鮮少得到支持 FPE 之證據，拒絕 FPE 成立之原因，則不外乎仍歸因於 FPE 理論的各項假設與現實不符。另外由於各國統計資料蒐集不

易（統計之衡量單位不一致，且資料頻率亦有差異），因此後續一些 FPE 檢定之實證研究乃將焦點轉向以同一國家各地區之要素價格進行檢定，避免資料不一致的問題，並依據產業別分群進行檢定，以排除各國要素秉賦及要素投入密集度之影響，例如 Hanson and Slaughter (2002: 3-29)、Bernard et al.(2002)、Bernard et al.(2005) 之研究便分別對美國及英國境內各地區之 FPE 進行檢定。

雖然如前面所述，各國在某個時點確實很可能存在要素秉賦、要素投入密集度或生產技術等不同之生產條件，產品價格亦可能存在暫時性的差異，但各國之差距可能隨著時間調整而縮小，因此各國之要素價格在單一時間點可能不同，不過要素價格間的差異，則會因為各種生產條件差距縮小而呈現收斂之現象，雖然無法得到單一時點 FPE 成立之證據，但只要長期要素價格具有共整合，或是要素價格的 FPE 偏離值呈現收斂或均值回復之現象，仍可證明貿易國家的要素價格長期符合 FPE 理論之預期，從長期動態的觀點檢定 FPE，允許兩國生產條件及物價暫時性的不相等，似乎較符合真實世界的情況，因此後續大部分的實證研究便多從長期觀點進行 FPE 檢定。

比較早期的研究曾經藉由簡單的敘述統計指標進行探討，例如 Tovias (1982: 375-388)，曾以 6 個 EC 國家 (France, Italy, Germany, Belgium, Luxembourg and Netherlands) 的 hourly compensation 為樣本，指出各國的要素價格比率偏離值會隨著時間變動，但卻發現要素價格比率在 1968 年之前有收斂的現象，但之後卻又變發散。Doroodian and Jung (1995: 223-226) 則發現，早期以時間序列檢定 FPE 之研究，大多忽略了要素價格多為非定態時間序列之特性，估計結果有假性迴歸 (spurious regression) 之疑慮，因此以 Johansen 共整合方式進行 EC 國家 (Netherlands, UK, France, Belgium, Germany, Italy and Denmark) 要素價格是否收斂之檢定，其結論間接支持 EC 國家間要素價格符合 FPE，而 Burgman and Geppert (1993: 472-487) 也作了類似之研究，但僅以主要工業國家為研究樣本。Jung and Doroodian (2000: 514-524) 則是以共整合檢定北美和西歐主要製造業國家之要素價格，並透過 ECM 分析長期和短期之收斂狀況，其研究發現北美和西歐之要素價格長期具有共整合關係。

Johansen 共整合檢定必須基於估計 VECM 模型進行，當欲分析的國家增加時，模型的變數也隨之增加，自由度便大幅降低，樣本數有限的問題便愈顯得重要，當樣本較小時，Johansen 共整合檢定之檢定力很可能受到影響，Berger and Westermann (2001: 525-536) 之研究便以小樣本修正後之 Johansen 共整合檢定統計量，對 5 個工業國家 (France, Canada, Germany, Japan, UK and US) 之要素價格進行檢定，將這 5 個國家重新分組檢定後，卻發現僅有部分國家符合 FPE。由此可知 FPE 之實證結果目前尚未有一致的結論，並存在樣本數受限可能導致檢定結果誤判的問題。此外，過去文獻以共整合檢定各國要素價格之長期關係，並未提出 FPE 成立時，共整合向量之理論值，因此無法直接檢定共整合關係是否符合 FPE。

本研究將透過單根檢定，檢定兩國之要素價格偏離 FPE 的序列是否收斂，作為 FPE 之檢定方式。此檢定概念已被應用在長期 PPP 之檢定，即以檢定實質匯率是否收斂，來判斷 PPP 是否成立，例如 Adler and Lehmann (1983: 1471-1487)、Taylor (2006: 1-17) 等人之研究。如前所述，要素價格的統計頻率較低，通常是年資料或季資料，在進行實證分析時，大多都會遇到樣本數受限的問題，例如 Doroodian and Jung (1995: 223-226) 所採用的樣本數為 32，Jung and Doroodian (2000: 514-524) 所採用的樣本數為 32，Tovias (1982: 375-388) 所採用的樣本數為 29。因此本文將採用追蹤資料單根檢定 (panel data unit root test)，以克服要素價格變數樣本數受限的問題。

## 二、追蹤資料單根檢定方法及相關應用文獻

目前文獻中有許多不同追蹤資料單根檢定之方法，追蹤資料單根檢定方法亦已被廣泛地應用於樣本數較有限的實證分析，例如 Basher and Westerglund (2007: 161-164) 及 Ho (2008: 314-316) 應用追蹤資料單根檢定方法在爭議已久的 PPP 實證檢定，Guetat and Serranito (2007: 685-706) 則以單根檢定方法證實 MENA (Middle East and North Africa) 地區的平均每人 GDP 符合追趕定理 (catch-up theory) 等。從追蹤資料單根檢定應用於跨國資料分析的文獻來看，初發展時期的檢定方法，建立於將縱斷面及橫斷面資



料合併之估計方法，例如 Quah (1994: 9-19) 及 Levin et al. (2002: 1-24) (LLC 檢定)，雖然 LLC 檢定相較於 Quah (1994: 9-19) 所提出的檢定方法考量了各國可能存在的特定因素，加上了固定效果的修正，但是將各國資料合併估計的方法皆隱含了各國時間序列某個程度的同質性，例如採用 LLC 檢定時，若拒絕單根的虛無假設時，不但表示各國時間序列收斂，且收斂速度皆相同，在許多 PPP 檢定的文獻中便指出此對立假設明顯地不合理。

因此後續的追蹤資料單根檢定方法便透過各別估計放寬此假設，其中根據對各時間序列橫斷面資料是否相依之假設，可將後續發展的檢定方法大致分為兩類，在假設橫斷面資料獨立的檢定方法方面，Im et al. (2003: 53-74) 提出的 IPS 檢定統計量，透過各別估計 ADF 迴歸模型計算，再計算平均值便可求得，除了維持 ADF 檢定之精神外，各別估計的方式亦允許各時間序列的獨特性，此外，IPS 統計量符合常態分配，概念容易懂且操作簡單，是目前較普遍被採用的檢定方法，不過此方法在變數橫斷面資料的相關程度較高時，便可能有偏誤。而另一類檢定方法，則允許各時間序列的橫斷面資料具有相依性質，透過加入某些工具變數，將造成各時間序列相依的共同因素萃取，只不過大部分檢定方法都限定應用於  $N/T \rightarrow 0 (T \rightarrow \infty)$  或是  $T > N$  之情況。Pesaran (2007: 265-312) 提出的 CIPS 統計量除了考量變數間橫斷面的相關性外，並可適用於  $T < N$  的情況，因此可用來分析多個樣本國家，但時間序列資料較少的情況，且 CIPS 統計量計算方式和 IPS 檢定統計量相近，因此可視為 IPS 的延伸，保留了大部分 IPS 檢定統計量的優點，但較 IPS 更具一般性。

因此本文所採用 Pesaran (2007: 265-312) 提出的 CIPS 追蹤資料單根檢定概念，其實是將各別單根檢定之檢定統計量平均而產生的檢定方法，追蹤資料單根檢定除了可解決前述 FPE 檢定時樣本較少的問題外，FPE 通常所關心的可能是某些區域或組織內，貿易開放程度相當國家間，其要素價格是否相等的議題，因此以追蹤資料單根檢定，來檢定 FPE 在特定區域或貿易組織內平均而言是否成立的問題應是適當的作法。在應用此檢定方法時應注意之處是，追蹤資料單根檢定之對立假設並非是聯合檢定的結果，而是從平均的觀點進行推論。舉例來說，若檢定結果指出拒絕單根的虛無假設，則表



示部分的序列拒絕單根的虛無假設，而非樣本所包含的每一個序列皆拒絕單根的虛無假設。相對小樣本時採用單一序列檢定方法可能造成的錯誤判斷，追蹤資料單根檢定可提供不同面向之重要訊息。

## 參、研究方法

### 一、透過長期觀點檢定 FPE 是否成立

FPE 指出貿易國家要素價格相等的關係，要素價格一對一的關係可以公式表示如下， $W^A$  表示 A 國之要素價格， $W^B$  則為 B 國之要素價格，假設  $W^A$  和  $W^B$  皆以相同貨幣衡量之

$$W_t^A = W_t^B \quad (1)$$

若 FPE 成立，則  $W_t^A$  和  $W_t^B$  之差距即表示如 (2) 式， $\varepsilon_t$  表示偏離 FPE 的值，若  $W_t^A$  和  $W_t^B$  長期是相等的，則外來之衝擊僅會造成兩國要素價格暫時偏離長期均衡值，但衝擊的影響將隨著時間增加而遞減，偏離值將會收斂至長期均衡值，即此偏離值應符合定態條件，故本文將透過檢定  $\varepsilon_t$  是否符合定態條件判斷 FPE 是否成立。

$$\varepsilon_t = W_t^A - W_t^B \quad (2)$$

由於後續實證將以美元衡量各國要素價格，並考量美國是大多數 OECD 會員國的最大貿易對手國，將以美國之要素價格為比較基準，因此各 OECD 樣本國家與美國要素價格之差異表示如下， $\varepsilon_{i,t}$  為  $i$  國的 FPE 偏離值，若此偏離值符合定態條件，則  $i$  國與美國的 FPE 成立。

$$\varepsilon_{i,t} = W_t^i - W_t^{US} \quad i=1\dots N \quad (3)$$

共  $N$  個國家，ADF 單根檢定將各別對  $\varepsilon_i$  序列進行檢定，而 CIPS 單根檢定則根據  $N$  個序列的估計結果進行檢定。

## 二、ADF 單根檢定及 CIPS 單根檢定

### (一) ADF 單根檢定

欲檢定 FPE 偏離值 ( $\varepsilon_{i,t}$ ) 是否為定態, 故令  $y_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$ , ADF (augmented DF) 檢定模型如下,  $\Delta y_{i,t}$  表示  $t$  期變數之一階差分,  $c_{i,0}$ 、 $c_{i,1}$ 、 $\beta_i$  及  $\alpha_{i,j}$  為待估參數, 其中  $c_{i,0}$  為截距項,  $T$  為定性趨勢項 (deterministic trend),  $e_{i,t}$  為殘差項。

$$\Delta y_{i,t} = c_{i,0} + c_{i,1}T + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^q \alpha_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + e_{i,t} \quad (4)$$

在對 FPE 偏離值進行檢定時, 依資料特性可以將模型設定為不含截距項及趨勢項、僅含截距項, 或者同時包含截距及趨勢項。由於要素價格均等定理建立在商品貿易無交易成本之前提下, 允許存在截距項 ( $c_{i,0} \neq 0$ ) 在經濟意義上反應了無法隨時間增加而消除的交易成本, 此時的長期均衡值為一異於零的常數。而定性趨勢項<sup>1</sup> ( $c_{i,1} \neq 0$ ) 則反應了和時間趨勢有關的因素, 例如兩國生產力成長速度不同可能造成薪資增加的速度不一致, 進而形成薪資的差異, 此時 FPE 偏離值仍具有回復至長期均衡值之性質, 只是此時之長期均衡值將和時間有關, 而非一固定常數。<sup>2</sup> 因此在單根檢定迴歸式中包含截距及趨勢項, 可視為前述影響要素價格差異因素之代理變數, 相當於釋放 FPE 中無交易成本, 生產力相同等假設條件。此外在殘差有序列相關的情況下宜加入適當的  $\Delta y_t$  落後期, 以修正殘差自我相關的問題。模型估計所得之係數  $\beta_i$ , 其所對應的  $t$  統計量即為 ADF 統計量, 本文將在殘差無序列相關的情況

- 1 各國的 FPE 偏離值序列所估計出之趨勢項係數可能不同, 在後續 CADF 檢定迴歸中亦允許此異質性, 因此趨勢項可稱之為 heterogeneous linear deterministic trends 或 incidental trends。
- 2 Lothian and Taylor (2000: 759-764) 便提及長期 PPP 檢定時, 生產財貨之生產力成長率可能不同, 進而造成 PPP 的偏離, 文獻上稱之為 Harrod-Balassa-Samuelson effect (HBS effect), 而採用去除趨勢 (de-trended) 之資料, 或在檢定模型中加入定性趨勢項即是考量 Harrod-Balassa-Samuelson effect 之作法 (Paya et al., 2003: 421-437)。生產力不同同樣也可能是造成 FPE 偏離之原因, 生產力成長差異的影響未包含在本文的探討範圍內, 但可以透過趨勢項去除此因素可能造成之影響。

下選取 AIC 較小的模型作為最適模型。虛無假設  $H_0$  為  $y_i$  具有單根性質 ( $H_0: \beta_i=0; H_1: \beta_i < 0$ )，在後續實證分析中以 FPE 偏離值為變數，拒絕  $H_0$  表示 FPE 偏離值符合定態，支持  $i$  國與美國長期 FPE 成立。

## (二) CD 統計量

Pesaran (2007: 265-312) 提出的追蹤資料單根檢定方法，應可同時適用於序列之間為獨立或是相依的狀況，但採用 Pesaran 提出的追蹤資料單根檢定方法前，亦可先根據 Pesaran (2004) 所提供追蹤資料相關係數的衡量指標 CD (cross-section dependence) 統計量，透過 CD 統計量可判斷採用相依假設單根檢定方式的必要性，若相依性很低則不需再重新估計檢定模型，可根據 ADF 統計量，計算 Im et al. (2003: 53-74) 提出的 IPS 檢定統計量進行檢定，但通常所計算出的平均相關係數在 0.5 以上，則建議採用 Pesaran (2007: 265-312) 提出的 CIPS 統計量，才可避免因為相依性而導致的誤判問題。

CD 統計量透過 ADF 檢定模型估計所得殘差計算而來，其計算公式如下：

$$CD = \left( \frac{TN(N-1)}{2} \right)^{\frac{1}{2}} \bar{\rho}_{ij} \sim N(0, 1) \quad (5)$$

其中  $T$  為縱斷面資料長度， $N$  為橫斷面資料長度， $\bar{\rho}_{ij}$  為平均相關係數，其計算公式如下

$$\bar{\rho}_{ij} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (6)$$

其中  $\hat{\rho}_{ij}$  表示  $i$  和  $j$  序列各別估計 ADF 檢定模型所得殘差 (即 (4) 式模型估計所得殘差) 計算出之相關係數。

## (三) CIPS 檢定統計量

同樣令  $y_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$ ，CIPS 是透過估計 CADF (cross-section ADF) 迴歸模型計算而來，CADF 估計式如下：

$$\Delta y_{i,t} = c_{i,0} + c_{i,1}T + \beta_i y_{i,t-1} + \alpha_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{i,t} \quad (7)$$

$\Delta y_{i,t}$  表示  $t$  期變數之一階差分， $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t}$ ， $\bar{y}_t$  即用來表示造成橫斷面資料相依的潛在共同因素， $\Delta \bar{y}_{t-1}$  則為  $\bar{y}_t$  的一階差分， $c_{i,0}$ 、 $c_{i,1}$ 、 $\beta_i$ 、 $\alpha_i$  及  $d_i$  為待估參數，其中  $c_{i,0}$  為截距項， $T$  為趨勢項， $e_{i,t}$  為殘差項。和 ADF 檢定時相似，檢定迴歸式中  $c_{i,0}$  及  $c_{i,1}$  考量了可能造成要素價格差異之因素，若 FPE 偏離值符合定態，則表示去除無法消去的交易成本，生產力成長速度不同，以及造成各國要素價格共同變動的因素（例如石油價格）等影響後，各國與美國之要素價格具有相等的關係。此模型假設透過  $\bar{y}_{t-1}$  和  $\Delta \bar{y}_t$ ，已可有效地解決殘差自我相關的問題，若殘差仍有序列相關，則可加入  $\Delta y_{i,t-1}$  及  $\Delta \bar{y}_{t-1}$ ，或更長的落後期加以修正，因此加入落後期考量之 CADF 迴歸模型一般式可表示如 (8) 式

$$\Delta y_{i,t} = c_{i,0} + c_{i,1}T + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \alpha_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + e_{i,t} \quad (8)$$

(8) 式中之  $p$  即為加入之落後期數，此落後期數依照各變數估計所得殘差的自我相關狀況不同，可能在各變數之估計式中作不同之設定。 $\beta_i$  所對應之  $t$  值 ( $t_i$ ) 稱為 CADF (cross-section ADF)，將之簡單平均即可得到 CIPS 統計量，CIPS 統計量計算公式如下：

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i \quad (9)$$

由於 CIPS 統計量可由 Pesaran (2007: 265-312) 模擬所得的臨界值表，查常用  $p$  值對應的臨界值，理論上依資料特性亦可以將模型設定為不含截距項及趨勢項、只含截距項或同時包含截距及趨勢項，但 Pesaran 之研究所列示常用顯著水準下的臨界值表，係假設各別估計式的模型設定相同，因此後續實證結果中，將以較多模型 AIC 最小之設定為準則，將各序列估計式的截距項及趨勢項作一致之設定。而在 CADF 迴歸模型落後期的設定方面，雖然 Pesaran 所提供的檢臨界值表基於假設 (8) 式  $p=0$  之情況，但該研究提及在殘差可能有序列相關之情況，其所提供的臨界值表仍適於 (8) 式  $p \geq 1$  之情

況，因此在實際估計時，本文將視各序列 CADF 迴歸模型估計所得殘差是否仍有序列相關，允許不同落後期之設定。

另外針對小樣本 ( $10 < N$  or  $T < 20$ ) 的情況，Pesaran 也提出 truncated  $t$  值修正小樣本估計所得的  $t$  值， $t$  值與 truncated  $t$  值之對照公式如下：

$$\begin{cases} t_i^* = t_i & \text{if } -K_1 < t_i < K_2 \\ t_i^* = -K_1, & \text{if } t_i \leq -K_1 \\ t_i^* = K_2 & \text{if } t_i \geq K_2 \end{cases} \quad (10)$$

$K_1$  及  $K_2$  在不同 CADF 迴歸模型設定下介於不同區間，當 CADF 迴歸模型設定不包含截距或趨勢項時： $K_1=6.12$   $K_2=4.16$ ；模型設定僅包含截距時： $K_1=6.19$   $K_2=2.61$ ；模型設定同時包含截距及趨勢項時： $K_1=6.42$   $K_2=1.70$ 。舉例來說，假設估計模型包含截距及趨勢項，若估計所得之  $t$  值  $-10$ ，則未經修正的 CADF 值為  $-10$ ，但因為是小樣本， $-10$  不在  $-6.42$  和  $1.7$  的範圍之內，經過修正後的 CADF 便為  $-6.42$ ，可以看出修正之目的在於減緩因為小樣本可能造成的高估或低估現象，進而降低 CIPS 誤判的可能性。本文亦將依據 truncated  $t$  值計算 truncated CIPS 值，truncated CIPS 值之計算公式如下：

$$\text{truncated CIPS} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i^* \quad (11)$$

前述 CIPS 檢定公式乃假設各國之間存在單一個共同因素，根據 Pesaran et al. (2008) 指出若考量更多共同因素，相當於在 CADF 迴歸式中加入更多解釋變數，加入其它自變數將些微地影響檢定時的臨界值，在實證分析時本文則參考 Bai and Ng (2004: 1127-1177) 主成分分析方式檢驗各國 FPE 偏離值存在大的共同因素個數。若共同因素個數大於 1，則再以 CIPS 檢定統計量對照 Pesaran et al. (2008) 模擬出之臨界值表進行判斷。

追蹤資料單根檢定之虛無假設及對立假設如 (12) 及 (13) 式所示， $N$  表示橫斷面資料長度，若將各序列所估計出的  $\beta$  值由小至大排序，(12) 式之虛無假設則表示所有的  $\beta$  值皆不異於零，而 (13) 式之對立假設則表示第 1 個至第  $N_1$  個

序列的  $\beta$  顯著異於零，但第  $N_1+1$  個之後的序列  $\beta$  則很接近 0。由此可以看出追蹤資料單根檢定之虛無假設屬於聯合檢定，但對立假設允許部分參數不顯著異於零，因此並非聯合檢定之概念。在闡釋檢定結果時，根據 (9) 式計算 CIPS 檢定統計量，和 Pesaran (2007: 265-312) 或 Pesaran et al. (2008) 提供的臨界值相較，若無法拒絕  $H_0$ ，表示各國與美國間的 FPE 偏離值皆為非定態，故 FPE 不成立；若拒絕  $H_0$  則表示 FPE 偏離值平均而言符合定態，支持長期 FPE 成立，但不表示所有國家與美國間之 FPE 皆成立。

$$H_0: \beta_i = 0, \quad i = 1 \dots N \quad (12)$$

$$H_1: \beta_i < 0, \quad i = 1 \dots N_1; \quad \beta_i = 0, \quad i = N_1 + 1 \dots N \quad (13)$$

## 肆、實證結果分析

### 一、樣本及資料來源說明

本文的實證分析將以 OECD 統計資料庫所公佈 1990-2003 年 17 個 OECD 國家 (Australia, Belgium, Austria, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Italy, Japan, Korea, Luxembourg, Netherlands, New Zealand, Norway, Spain and UK) 平均每人每年勞動薪資 (labour compensation per employee) 為要素價格之替代變數，<sup>3</sup> 此薪資變數統一以美元計價 (OECD 資料已透過以 PPP 轉換成美元)，橫斷面樣本數  $N=17$ ，縱斷面樣本數  $T=14$ 。採用 OECD 公佈之資料基於兩個原因：由於不同資料庫所包含各國勞動力價格的衡量單位或是統計頻率有些差異，OECD 的資料以一致的單位衡量，其公佈的資料在跨國比較時應是一具公信力的指標，另外 OECD 包含較多國家的一致性指標，可符合採用追蹤資料單根檢定時所需的最低橫斷面樣本數。此外 OECD 所包含的會員國間自由貿易的特性和 FPE

3 若以平均每小時的勞動薪資為替代變數，則因為工時統計資料， $T$  或  $N$  大小取捨下會小於 10，則低於本研究欲採用檢定方法的下限 ( $T \geq 10; N \geq 10$ )，在 Gremmen (1985: 277-283) 之研究亦採用平均每人的勞動薪資 (labour compensation per employee) 作為要素價格之替代變數。



的假設條件較為相近。由表 1 各國 FPE 偏離值的敘述統計量可以發現除了比利時 (Belgium) 的平均每人每年勞動薪資曾高於美國外, 其它國家在樣本期間內仍大多低於美國。後續將以各國薪資與美國薪資之 FPE 偏離值為分析變數, 若 FPE 偏離值符合定態, 則表示支持樣本所包含國家與美國間的 FPE 長期是成立的。

表 1：各國 FPE 偏離值敘述統計量

	Australia	Belgium	Austria	Canada	Denmark	France
平均數	-12786	-464	-8429	-7964	-15033	-8277
最大值	-9592	2009	-6264	-5296	-11856	-5969
最小值	-18797	-3914	-12546	-14038	-21058	-13913
偏態係數	-0.879	-0.431	-0.948	-0.907	-0.956	-1.389
峰態係數	2.334	3.519	2.272	2.253	2.671	4.139
	Japan	Korean	Luxembourg	Netherlands	New Zealand	Norway
平均數	-16495	-23281	-1818	-8198	-17831	-13397
最大值	-12039	-18931	-37	-5982	-12966	-10728
最小值	-21943	-28927	-4246	-12681	-26065	-16905
偏態係數	-0.407	-0.542	-0.410	-0.922	-0.790	-0.534
峰態係數	1.937	2.292	1.641	2.541	2.200	1.978
	Finland	Germany	Italy	Spain	UK	
平均數	-14704	-5834	-12747	-14075	-7453	
最大值	-11584	-2941	-7763	-10108	-4583	
最小值	-19838	-9439	-21263	-22502	-9049	
偏態係數	-0.748	-0.362	-0.791	-0.767	1.260	
峰態係數	2.576	2.249	2.334	2.060	3.818	

註：1. 要素價格單位：平均每人每年的勞動薪資／美元

## 二、ADF 單根檢定及 CIPS 單根檢定結果

### (一) ADF 單根檢定結果

本節先對各別對 OECD 國家之 FPE 偏離值進行單根檢定, 模型設定原則為在殘差無序列相關前提下, 選取 AIC 值最小之模型設定, 表 2 為各個國家與美國的 FPE 偏離值 ADF 單根檢定之結果, 對應表 3 的 ADF 臨界值,

表 2：ADF 單根檢定結果

	模型設定	落後期	AIC	Q <sub>6</sub>	ADF
Australia	None	0	17.164	6.465	2.207
Austria	CT	2	15.274	5.071	-2.327
Belgium	CT	0	17.110	4.659	-0.808
Canada	CT	1	16.680	4.975	-0.571
Denmark	None	0	16.690	4.705	2.863
Finland	None	0	17.148	4.493	1.882
France	None	0	16.980	0.848	2.033
Germany	CT	0	16.787	5.762	-0.907
Italy	None	0	16.996	7.205	3.610
Japan	CT	2	16.355	2.385	-2.124
Korea	CT	2	17.485	3.164	-1.781
Luxembourg	CT	2	15.943	7.153	-2.033
Netherlands	None	0	15.816	2.414	3.330
New Zealand	CT	1	17.343	3.109	-0.381
Norway	None	0	16.619	6.511	1.825
Spain	CT	0	16.604	2.194	-1.169
UK	CT	0	15.057	4.859	-2.647

註：1. None 表示 ADF 估計模型不包含截距項及趨勢項；C 表示 ADF 估計模型包含截距項；CT 表示 ADF 估計模型包含截距項及趨勢項。

2. AIC 為 Akaike information criterion，Q 值則為 Ljung-Box Q 統計量，下標為自我相關之落後期數，Q 統計量近似於  $\chi^2$  分配，自由度為自我相關之落後期數， $\chi^2_{(6)}$  顯著水準為 10% 之臨界值為 10.64，5% 之臨界值為 12.59，1% 之臨界值為 16.81，檢定結果顯示各 ADF regression 估計所得殘差在 5% 的顯著水準下皆無自我相關。

表 3：ADF 單根檢定臨界值表

模型設定	10%	5%	1%
None	-1.604	-1.971	-2.755
C	-2.701	-3.120	-4.058
CT	-3.363	-3.829	-4.886

註：1. None 表示 ADF 估計模型不包含截距項及趨勢項；C 表示 ADF 估計模型包含截距項；CT 表示 ADF 估計模型包含截距項及趨勢項。

可發現各國之 FPE 偏離值檢定結果皆無法拒絕單根之虛無假設，表示樣本所選取 17 個 OECD 會員國與美國之 FPE 皆不成立，即無法支持這 17 個 OECD 任一會員國與美國 FPE 成立。

ADF 檢定之估計式所得之殘差相關係數如附表 1，大部分兩兩國家間的殘差相關係數都在 0.5 以上（除了盧森堡之外），表示各國 FPE 偏離值之間很可能具有相依的特性，根據 Pesaran (2007: 265-312) 所提供 panel data 平均相關係數的衡量指標 CD (cross-section dependence) 可得知前述各國 ADF 檢定模型估計所得之殘差，所計算出的平均相關係數約為 0.605，CD 統計量則約為 23.805，相較於標準常態分配 5% 的臨界值 (2.86) 大很多，表示應考量變數間的相關性問題，因此採用 CIPS 檢定應較 IPS 檢定更加適合。

## (二) CIPS 檢定結果

根據 Pesaran (2007: 265-312) 提出之檢定方法，同樣先將各國的 FPE 偏離值時間序列分別估計 (8) 式，並允許不相同的落後期，以修正殘差自我相關的問題，因為 Pesaran 所提供的模擬值是各估計式在截距項及趨勢項設定相同情況下之結果，因此本文將模型一致設定為包含截距項及趨勢項，選擇此設定方式的原因有二，一為參考 Enders (2004) 所示的單根檢定步驟，包含截距項及趨勢項的模型設定考量了最多的可能因素，若在此設定下可拒絕單根的虛無假設，則可不需再進行其它不含截距或趨勢項模型設定的檢定結果。另外一原因則是各國的 CADF 估計式估計結果顯示，在無殘差序列相關前提下，大部分國家包含截距項及趨勢項估計所得的 AIC 最小。另外，由於各國 CADF 估計式的殘差可能有序列相關之現象，應各別加入  $\Delta y_{i,t-1}$  及  $\Delta \bar{y}_{t-1}$  落後期使殘差符合無序列相關之假設，估計 CADF 迴歸式之前，並未能確知各國是否需加入落後期修正殘差自我相關之問題，以及各國應加入之落後期長度，故先以所有樣本國家的 FPE 偏離值各期平均計算  $\bar{y}_t$ ，再視各國 CADF 估計式的殘差自我相關狀況加入適當的落後期數予以修正，原則上仍以無序列相關為前提，AIC 較小為準則選擇  $\Delta y_{i,t}$  及  $\Delta \bar{y}_t$  之落後期數。下表列示了各國 FPE 偏離值估計所得的 CADF 值，根據 CADF 值便可計算出 CIPS 檢定統計量。

表 4：各國 FPE 偏離值序列估計所得的 CADF 值

	模型設定	落後期	AIC	Q <sub>6</sub>	CADF	Truncated CADF
Australia	CT	2	15.284	4.457	-2.439	-2.439
Austria	CT	1	13.888	3.521	-3.263	-3.263
Belgium	CT	1	13.649	3.456	-10.841	-6.420
Canada	CT	0	14.971	4.366	-3.713	-3.713
Denmark	CT	0	14.757	3.824	-1.976	-1.976
Finland	CT	1	14.527	1.859	-3.538	-3.538
France	CT	0	15.763	4.088	-2.511	-2.511
Germany	CT	2	14.881	5.437	0.473	0.473
Italy	CT	1	14.341	3.543	-4.534	-4.534
Japan	CT	2	11.863	5.170	-5.900	-5.900
Korea	CT	2	13.803	5.119	-4.247	-4.247
Luxembourg	CT	1	15.254	2.144	-3.742	-3.742
Netherlands	CT	2	12.269	5.506	-3.185	-3.185
New Zealand	CT	1	14.767	3.890	-3.287	-3.287
Norway	CT	0	14.864	1.397	-1.089	-1.089
Spain	CT	2	12.555	5.499	-3.056	-3.056
Uk	CT	2	14.248	4.289	-0.680	-0.680

註：1. 模型設定為 CT 表示 CADF 迴歸式包含截距項及趨勢項。

2. AIC 為 Akaike information criterion, Q 為 Ljung-Box Q 統計量, 下標為自我相關之落後期數, Q 統計量近似於  $\chi^2$  分配, 自由度為自我相關之落後期數,  $\chi^2_{(6)}$  顯著水準為 10% 之臨界值為 10.64, 5% 之臨界值為 12.59, 1% 之臨界值為 16.81, 檢定結果顯示各 CADF regression 估計所得殘差在 5% 的顯著水準下皆無自我相關。
3. CADF 則為各別估計 CADF regression 所得的 CADF 值; Truncated CADF 為依小樣本調整後的 CADF 值。

根據表 4 的 CADF 值代入 (9) 式可計算出 CIPS 統計量 = -3.384, 由於考量橫斷面及縱斷面樣本介於  $10 < N(T) < 20$  可能造成的偏誤, 本文亦根據 (10) 式列示小樣本修正後的 CADF 值, 列示於表 4 的最末欄, 並以 (11) 式計算出 Truncated CIPS 統計量 = -3.124。

由於前述 CADF 檢定公式僅考量單一個共同因素, 若共同因素大於 1 個時, 檢定所對照的臨界值將有些不同, 因此在分析 CIPS 檢定統計量之前, 先以主成份分析檢驗各國的 FPE 偏離值可能存在多少個共同因素。主成份分析方法可指出一群變數中主要的決定成份, 透過主成份分析可將變數轉換成較少個數的獨立成份, 並可看出各成份對原本變數變異的解釋程度, 根據 Bai

and Ng (2004: 1127-1177) 指出可透過對一階差分後之變數進行主成份分析，將變數分成共同因素及特定因素兩部分 (idiosyncratic)，便可得知可能的共同因素數量，以及共同因素占原變數之解釋程度。因此以下將以各國要素價格一階差分為變數進行主成份分析，檢視在 CADF 迴歸式中考量單一共同因素是否適當。主成份個數的選取原則，除了可透過衡量所選取的主成份，其能解釋之變異達原本變異的某個比例以上進行選取之外，在變數單位相同的情況下，標準化之資料也可以由特徵值來選取，特徵值比較接近 0 的主成份通常可被忽略，或是選取特徵值高於所有特徵值總和平均之主成份 (Johnson, 1998)。表 5 列出 FPE 偏離值的主成份分析結果，可以發現第一個主成份之解釋比重即達到近 65%，第二個之後的主成份能提升的解釋比重低於 10%，所有特徵值總和平均約為 3.115，僅第一主成份之特徵值大於此平均值。另外圖 1 所示之特徵值變化狀況也可得知第二主成份之特徵值相較雖然大於 1，但由附表 1 的相關係數大致可以看出盧森堡要素價格與其它國家的相關係數較低，且在附表 2 所列示各變數的主成份負荷量，亦可看出各變數的主成份負荷量相近，但盧森堡要素價格第一主成份之負荷量明顯較低，而盧森堡要素價格第二主成份之負荷量則明顯較高，故前述 CADF 迴歸式中考量單一共同因素應可衡量大部分國家潛在共同之因素。

進行檢定時 CIPS 所對應的臨界值將參考 Pesaran (2007: 265-312) 所提供的模擬結果，該研究所列示之臨界值表適用於 (8) 式  $p \geq 0$  情況，此外對照 Pesaran et al. (2008) 提供  $p \geq 1$  設定下的模擬結果，可知當落後期增加，所對應之臨界將更趨近於 0，即相當的 CIPS 值將更容易落在拒絕域，拒絕存在單根之虛無假設，因此採用 Pesaran 所提供的臨界值表 II(c)，雖較為保守

表 5：各國的 FPE 偏離值主成份分析結果

主成份	特徵值	特徵值變動	各主成份解釋比重	累計解釋比重
1	11.027	9.581	0.649	0.649
2	1.446	0.201	0.085	0.734
3	1.245	0.074	0.073	0.807
4	1.171	0.483	0.069	0.876
5	0.687	0.209	0.040	0.916

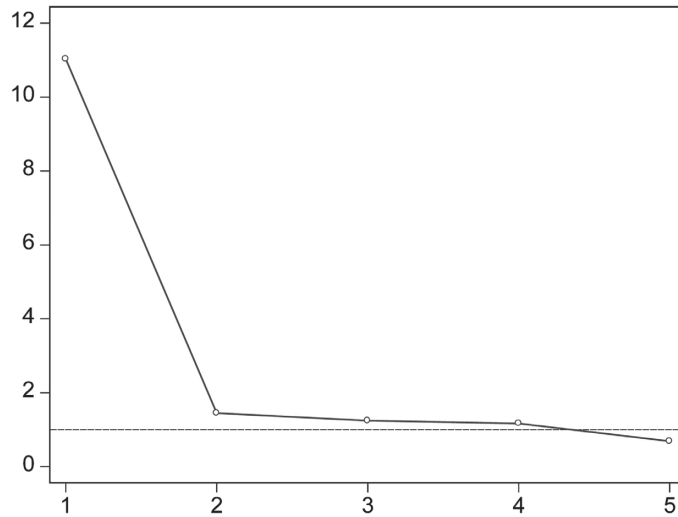


圖 1：特徵值之陡坡圖

但仍能維持推論結果時的適切性。

表 6 的臨界值即摘錄自 Pesaran (2007: 265-312) 所提供的模擬結果，對照表 6 可以發現，不論以 CIPS (-3.384) 或是依據小樣本調整的 Truncated CIPS (-3.124) 來看，在 5% 的顯著水準下都拒絕存在單根的虛無假設，即去除共同因素影響後的 FPE 偏離值平均而言具有均值回復之特性，兩國要素價格偏離均衡值是暫時性的。如前所述，此檢定結果在於假設共同因素只有一個的情況下所對應的臨界值會較低，若考量可能存在二個以上的共同因素，Pesaran et al. (2008) 所列示  $N = T = 20$ ，CADF 迴歸式包含截距和常數項之情況下，再加入一個因素之 5% 臨界值為 -2.90，再加入二個因素之 5% 臨界值為 -3.01，若更謹慎地檢驗檢定結果，假設包含 3 個共同因素（對原變數變異之解釋程度已達 80%），應仍可拒絕存在單根之虛無假設。因此本文的實證結果指出，在排除潛在的共同影響因素之後（例如油價、投資或產出等變數持續性的成長），平均而言樣本選取之 OECD 國家與美國之要素價格符合 FPE。

由前面各國 FPE 偏離值的單根檢定實證結果可知，若以 ADF 檢定各別對單一國家的 FPE 偏離值進行單根檢定，則任一國家皆無法拒絕單根之虛無假設，根據 ADF 之結果可能誤判樣本所選取 17 個 OECD 會員國與美國



表 6：CIPS 臨界值表 (模型設定為 CT,  $N=15$ ,  $T=10$  及 15 之 CIPS 臨界值)

	10%	5%	1%
$T=10$	-2.89 (-2.78)	-3.11 (-2.97)	-3.61 (-3.31)
$T=15$	-2.69 (-2.68)	-2.83 (-2.82)	-3.09 (-3.07)

註：CT 表示模型設定包含截距及趨勢項；( ) 內為 truncated CIPS 所對應的臨界值，參考來源為 Pesaran (2007: 281)。

之 FPE 皆不成立。但是若以 Pesaran (2007: 265-312) 所提出的追蹤資料單根檢定，修正各別時間序列資料長度不足可能造成的偏誤，卻發現拒絕各國的 FPE 偏離值皆具有單根之特性，也就是說樣本所選取 17 個 OECD 會員國與美國之 FPE，在本研究所選取的樣本期間內平均而言是可能成立的，並非所有國家與美國之 FPE 皆不成立。

值得特別討論的是在過去 OECD 國家的要素價格探討文獻中，部分研究基於盧森堡的專業化程度較高而將之排除在樣本外，但本文並未將之排除，檢定結果也顯示將盧森堡包含在樣本內，亦得到 OECD 國家與美國間 FPE 成立之結果。由進出口總值來看，雖然與其它國家對美國的進出口總值相較，盧森堡與美國的貿易程度確實較低，例如 2006 年日本對美國的貿易總值是盧森堡對美國貿易總值的 25 倍，但是 OECD 國家包含許多歐盟國家，相對其它國家與歐盟的進出口總值相較，盧森堡對歐盟國家的貿易程度則不低，例如 2006 年日本對歐盟國家的貿易總值僅是盧森堡對美國貿易總值的 5 倍而已，根據檢定結果可能隱含，即便盧森堡直接對美國的貿易程度不高，亦可能透過多國（例如歐盟國家）間接地與美國進行貿易，而使得要素價格趨於一致。

## 伍、結論

要素價格均等定理 (FPE) 是 Heckscher-Ohlin (HO) 定理所衍生的重要推論，距離 Samuelson (1949: 181-197) 提出自由貿易將使絕對或相對要素價格均等的理論，已超過半個世紀，FPE 始終未能在實證上得到一致的結

論。由於 FPE 提供了貿易開放可能對要素投入比重，以及對要素價格影響之推測，因此不僅在理論上需要實際資料的驗證，FPE 對於實務的貿易政策亦提供了重要訊息，故的確有探究的價值，雖有部分文獻透過要素價格共整合關係間接得到支持跨國 FPE 成立的實證證據，但礙於要素價格變數的時間序列資料樣本數普遍較小，而使得 FPE 是否成立仍存在爭議 (Berger and Westermann, 2001: 525-536)，此外過去文獻僅以 Johansen 共整合檢定，提出要素價格間長期是否具共整合關係之證據，但未能直接透過共整合係數向量，檢定此共整合關係是否符合 FPE 對要素價格一對一關係之假設。

本研究在檢定 OECD 會員國間 FPE 是否成立時，仍遵循從動態的觀點檢定 FPE，但在檢驗要素價格是否收斂時，針對前述 FPE 實證文獻中的不足，實證分析時，引用許多文獻進行長期 PPP 檢定的概念，以 OECD 17 個會員國與美國之要素價格差異，表示 FPE 偏離值，透過檢定此偏離值是否具有單根特性來判斷 FPE 長期是否成立。爲了克服要素價格變數的時間序列樣本數有限的問題，以及考量各國的偏離值可能具有相依的特性，本文引用了 Pesaran (2007: 265-312) 所提出的追蹤資料單根檢定 (CIPS 單根檢定)，CIPS 單根檢定檢定結果顯示拒絕所有樣本國家的 FPE 偏離值具有單根之特性，也就是說樣本所選取 17 個 OECD 會員國與美國之 FPE 在本研究所選取的樣本期間內，在去除造成各國要素價格同時變動的潛在因素後，平均而言是成立的 (可能僅有部分國家不符合 FPE)，而有趣之處是，以 ADF 單根檢定各別國家 FPE 偏離值，卻顯示所有國家和美國的 FPE 皆不成立，可以發現 CIPS 單根檢定之結果和 ADF 單根檢定所得的結論有相當大的差異。本文的實證結果除了得到 OECD 國家與美國要素價格長期具有穩定關係的證據外，亦可得知，在樣本的時間序列長度受限時，以追蹤資料單根檢定作較嚴謹的驗證或比較，應是值得參考的方法。

在此應再重申的一點是本文所採用的追蹤資料單根檢定方法，乃基於各別時間序列單根檢定平均的概念，檢定結果應解釋爲部分或大部分 OECD 會員國與美國的 FPE 平均而言是成立的，但並非樣本所包含的每一個國家與美國的 FPE 均成立，另外在未探討影響各國要素價格的共同因素是否也是定態的情況下，在檢定結果的闡釋上必須相當謹慎。雖然此單根檢定方法在

單一各國的問題探討上受到限制，但在樣本受限的情況下，卻能從另一角度來探討自由貿易組織或自由貿易區域中，會員國間要素價格的長期關係是否符合理論的可能性，進而探討或比較不同組織或區域的效益。此方法基於透過將各別統計量平均之概念計算出單一個檢定統計量，將之應用於具有某些共同特性的資料探討，在推論時較不易受到極端資料之影響，也能較合理地適用於各個樣本國家，因此在同一國家不同區域之 FPE 檢定時，亦可借助追蹤資料單根檢定方法克服單一時間序列樣本數分析時之不足。另外本文所採用的 FPE 檢定觀念乃透過偏離值長期是否收斂進行判斷，此概念進行其它平價理論或是匯率決定理論之檢定時也常被應用，在以統計頻率較低資料進行實證時，配合追蹤資料單根檢定亦可能是未來研究以平均的觀點取代各別檢定觀點可行的方式之一。

## 參考資料

- Adler, M. and B. Lehmann  
1983 "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run," *The Journal of Finance* 38(5): 1471-1487.
- Bai, J. and S. Ng  
2004 "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration," *Econometrica* 72(4): 1127-1177.
- Basher, S. A. and J. Westerlund  
2007 "Is There Really a Unit Root in the Inflation Rate? More Evidence from Panel Data Models," *Applied Economics Letters* 15(3): 161-164.
- Ben-David, D.  
1993 "Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence," *The Quarterly Journal of Economics* 108(3): 653-679.
- Berger, H. and F. Westermann  
2001 "Factor Price Equalization? The Cointegration Approach Revisited," *Review of World Economics* 137(3): 525-536.
- Bernard, A. B., S. J. Redding, P. K. Schott, and H. Simpson  
2002 *Factor Price Equalization in the UK?* Retrieved Dec 21, 2009, from <http://ssrn.com/abstract-id=316585>
- Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott  
2005 *Factor Price Equality and the Economies of the United States*. Retrieved Dec

- 21, 2009, from <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp0696.pdf>
- Burgman, T. A. and J. M. Geppert  
1993 "Factor Price Equalization: A Cointegration Approach," *Weltwirtschaftliches Archiv* 129(3): 472-487.
- Deardorff, A. V.  
1994 "The Possibility of Factor Price Equalization Revisited," *Journal of International Economics* 36(1-2): 167-175.
- Doroodian, K. and C. Jung  
1995 "Factor Price Equalization: Revisited," *Applied Economics Letters* 2(7): 223-226.
- Enders, W.  
2004 *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Gremmen, J. H.  
1985 "Testing the Factor Price Equalization," *Journal of Common Market Studies* 23(1): 277-283.
- Guetat, I. and F. Serranito  
2007 "Income Convergence within the MENA Countries: A Panel Unit Root Approach," *The Quarterly Review of Economics and Finance* 46(5): 685-706.
- Hanson, G. H. and M. J. Slaughter  
2002 "Labor-market Adjustment in Open Economies Evidence from US States," *Journal of International Economics* 57(1): 3-29.
- Ho, Tsung-wu  
2008 "Testing Seasonal Mean-reversion in the Real Exchange Rates: An Application of Nonlinear IV Estimator," *Economic Letters* 99(2): 314-316.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin  
2003 "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics* 115(1): 53-74.
- Johnson, D. E.  
1998 *Applied Multivariate Methods for Data Analysts*. London: International Thomson Publishing Company.
- Jung, C. and K. Doroodian  
2000 "Labor Costs Convergence in Manufacturing between North America and Western Europe 1960-1991," *Journal of Economic Studies* 27(6): 514-524.
- Levin, A., C. F. Lin, and J. Chu  
2002 "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties," *Journal of Econometrics* 108(1): 1-24.
- Lothian, J. R. and M. P. Taylor  
2000 "Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability: A Reply to Cuddington and Liang," *Journal of International Money and Finance* 19(5): 759-764.
- Mohktari, M. and F. Rassekh  
1989 "The Tendency towards Factor Price Equalization among OECD Countries,"

- The Review of Economics and Statistics* 71(4): 636-642.
- Paya, I., I. A. Venetis, and D. A. Peel  
2003 "Further Evidence on PPP Adjustment Speeds: The Case of Effective Real Exchange Rates and the EMS," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65(4): 421-437.
- Pesaran, M. H.  
2004 *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. Retrieved Dec 21, 2009, from [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=572504](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=572504)  
2007 "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence," *Journal of Applied Econometrics* 22(2): 265-312.
- Pesaran, M. H., L. V. Smith, and T. Yamagata  
2008 *Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure*. Retrieved Dec 21, 2009, from [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1086555](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1086555)
- Quah, D.  
1994 "Exploiting Cross-section Variations for Unit Root Inference in Dynamic Data," *Economics Letters* 44(1): 9-19.
- Samuelson, P. A.  
1949 "International Factor-price Equalization Once Again," *The Economic Journal* 59(234): 181-197.
- Taylor, M. P.  
2006 "Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean-reversion in Economic Thought," *Applied Financial Economics* 16(1): 1-17.
- Tovias, A.  
1982 "Factor Price Equalization in the EEC," *Journal of Common Market Studies* 21(6): 375-388.
- Trefler, D.  
1993 "International Factor Price Differences: Leontief Was Right!" *The Journal of Political Economy* 101(6): 961-987.

## 附 錄

附表 1：各國 ADF 檢定估計式殘差之相關係數

	Australia	Austria	Belgium	Canada	Demark	Finland	France	Germany	Italy	Japan	Korea	Luxembourg	Netherlands	New Zealand	Norway	Spain	UK
Australia	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Austria	0.628	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Belgium	0.299	0.127	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Canada	0.605	0.691	0.374	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Demark	0.802	0.629	0.543	0.778	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Finland	0.872	0.678	0.441	0.678	0.788	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
France	0.602	0.365	0.831	0.480	0.797	0.736	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Germany	0.647	0.743	0.332	0.868	0.671	0.722	0.417	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Italy	0.636	0.564	0.410	0.724	0.715	0.753	0.597	0.836	1.000	—	—	—	—	—	—	—	—
Japan	0.522	0.714	0.464	0.529	0.554	0.635	0.597	0.756	0.638	1.000	—	—	—	—	—	—	—
Korea	0.412	0.613	0.459	0.761	0.574	0.579	0.535	0.770	0.555	0.818	1.000	—	—	—	—	—	—
Luxembourg	0.103	-0.033	0.239	0.555	0.282	0.201	0.162	0.597	0.574	0.281	0.534	1.000	—	—	—	—	—
Netherlands	0.723	0.611	0.634	0.616	0.847	0.831	0.847	0.493	0.566	0.513	0.545	0.004	1.000	—	—	—	—
New Zealand	0.646	0.695	0.622	0.783	0.861	0.689	0.737	0.730	0.813	0.624	0.549	0.267	0.738	1.000	—	—	—
Norway	0.703	0.770	0.463	0.947	0.830	0.798	0.614	0.856	0.827	0.593	0.696	0.399	0.758	0.897	1.000	—	—
Spain	0.621	0.691	0.482	0.622	0.830	0.576	0.700	0.581	0.713	0.635	0.484	0.104	0.699	0.923	0.758	1.000	—
UK	0.700	0.722	0.228	0.650	0.693	0.541	0.442	0.656	0.695	0.568	0.407	0.129	0.489	0.836	0.753	0.886	1.000



附表 2：要素價格一階差分之主成份負荷量

	第一主成份	第二主成份	第三主成份	第四主成份	第五主成份
Australia	0.251	-0.126	-0.263	-0.010	-0.338
Austria	0.238	0.087	-0.118	-0.284	-0.157
Belgium	0.197	-0.118	0.520	0.383	0.029
Canada	0.255	0.072	-0.067	-0.369	0.177
Demark	0.267	-0.280	-0.095	0.016	-0.113
Finland	0.262	0.006	-0.179	0.137	-0.264
France	0.246	-0.287	0.282	0.268	0.101
Germany	0.249	0.066	0.124	-0.427	-0.050
Italy	0.272	0.143	0.002	-0.052	0.211
Japan	0.266	0.186	-0.092	0.240	-0.243
Korea	0.274	0.190	0.120	-0.012	-0.233
Luxembourg	0.080	0.655	0.481	-0.030	-0.122
Netherlands	0.265	-0.290	0.100	0.099	-0.156
New Zealand	0.261	0.018	-0.057	-0.097	0.518
Norway	0.267	0.082	-0.226	0.023	0.015
Spain	0.252	-0.182	0.128	-0.100	0.410
UK	0.121	0.383	-0.415	0.521	0.317

# **Factor Price Equalization: An Application of Panel Unit Root Test with Cross-Section Dependence**

Hui-chih Chai

Ph.D. Candidate, Ph.D. Program in Business, Chung Yuan Christian University

Yi-nung Yang

Associate Professor

Department of International Trade, Chung Yuan Christian University

## **ABSTRACT**

It is more plausible to test evidence of FPE as a long-run phenomenon, because prices are sticky in the short run. But many empirical results are subject to finite sample bias. In this article, we suggest an alternative approach to test FPE in the long run. The panel unit root test proposed by Pesaran (2007) is used to test the stationarity of FPE deviation for 17 OECD members. This panel unit root test has the advantage of satisfactory size and power even for relatively small values of  $N$  and  $T$ , and also permits cross-sectional dependency. The empirical results support the proposition of factor price equalization in 17 OECD countries during the 1990–2003 period when common factor is removed from the data.

**Key Words:** factor price equalization, panel unit root,  
cross-section dependence