



香 港 樹 仁 學 院

國內市場一體化進程的實證檢驗

李樹甘、胡佳賢

香港樹仁學院經濟系

2005年10月

經 濟 學 系

Working Paper Series

**Economics Department
Hong Kong Shue Yan College**

國內市場一體化進程的實證檢驗

李樹甘、胡佳賢

香港樹仁學院經濟系

在過往 20 多年，很多計劃經濟國家轉變為市場經濟。當中的信念是：若政府減少干預，讓有效的市場機制出現，就會給經濟注入了活力，調撥資源也就更有效率。故此市場經濟體制改革的進程及市場化的深度是很多經濟學者及政策制訂者所關心的重要課題。所以自 1995 年開始，美國傳統基金會(The Heritage Foundation)及華爾街日報就開始每年聯合編制並公佈《經濟自由度指數》，為各國政府官員、企業家及學者提供參考，以瞭解各地經濟自由化程度。根據 2005 年的報告，中國內地經濟自由度指數值 3.46，全球 155 個國家和地區名列第 112 位元¹。此外，The Fraser Institute 每年亦發表全球經濟自由度指數評比結果，中國內地在 2004 年評比指數值 5.7，全球 123 個國家名列第 90 名²。這兩種指數涵蓋宏觀經濟領域的各個方面，都強調政府對經濟管制和干預的減少，一般相信，這就是市場經濟標準中最重要內容，是反映市場化程度高低的重要指標；指數值越低表明經濟自由度越高，市場化愈高。但國內一些學者對中國在自由度國際排名方面處於較落後的位置表示質疑³。中國經多年努力於市場經濟改革，經濟上促進了更大範圍的自由，政府管制大量減少，對經濟的直接干預只限於某些關鍵領域，對企業與個人在經濟活動中給予很大的自主權，對外交往的自由度亦明顯提高，自由經濟所要求的市場和法律系統逐步完善，這些改革不難令人相信可以加深市場化程度，但為何中國在全球經濟自由度排名中仍處於較落後的位置？有些學者認為主要是因為國內地區差距過大，市場不統一有關。

國內市場一體化程度的發展:

在中國改革開放之前，行政制度上是一種條塊分割的體制，在經濟上則實行區域性的自給自足，生產不按比較優勢、規模經濟和分工原則⁴。省際間的地區性貿易被視為無關痛癢的剩餘項，造成國內市場分割⁵；在 1978 年中國改革以後，雖然中國政府致力推動內部和國際開放，但政府強調對外開放過於對內開放。Poncet (2003) 指出由 1987 年至 1997 年，中國省內貿易量雖然隨著國際貿易量上升而上升，但省際貿易量逐步下降。這顯示雖然中國在國際一體化程度不斷加深，國際分工中的地位逐漸確立，但與此同時，國內市場分割有加強的趨勢。這是由於改革開放以後，中國在財政體制上實行了

¹ Index of Economics Freedom 摘自 <http://www.heritage.org/research/features/index/>

² Economic Freedom of the World, 2004 Annual Report 摘自 <http://www.freetheworld.com/release.html>

³ 張曉晶(2004)與王小魯(2003)對市場化的量度有詳細的文獻回顧。

⁴ 林毅夫、劉培林(2004)，陳剩勇、馬斌(2004)，周業安(2003)，Xu and [Voon \(2003\)](#) 與 Steinfeld (2004)對地方保護與市場分割有深入的綜述與分析。

⁵ 有些學者甚至認為中國在改革以前和初期幾乎不存在區際貿易(趙偉 2001)，只存在人為計畫安排下的區際分工。

財政分權和行政分權⁶，擴大了地方和行業的行政權力。本地區、本部門企業經營的好壞，就直接影響到地方財政收入的高低，當本地區的企業競爭乏力，經濟效益下降，各地政府稅收便減少。為了維持足夠稅收，地方政府便致力保護高利潤的企業 (Bai et al.,2003)⁷；另一方面，各地因面臨競爭而被迫減少生產，失業加劇。為了維持就業，便要保護國有企業，但並不運用市場的手段增強企業的競爭力，而是用行政壟斷方法解決(過勇、胡鞍鋼 2003)。此外，各地方經濟發展嚴重失衡，雖然落後地區的要素成本低於發達地區，但資源仍然向發達地區聚集，各地區為了避免本地的資源和稅收流失、維持就業和經濟發展，便採取貿易壁壘政策：(i)各地方政府運用其行政權力限制外地商品進入本地市場；(ii)限制本地商品、原材料及技術流向外地市場。這樣導致地區間的交易成本大增，阻礙了市場競爭，做成地區壟斷，價格水準因而在地區之間呈現離散分佈，沒有一個統一的市場價格，阻礙建立全國統一開放的市場體系，拖慢了區域經濟一體化的進程。所以，在市場機制尚不完善、法治極不健全的情況下，僅僅依靠民間經濟交往這樣由下而上的市場力量，很難衝破這一體制性的障礙，建立市場一體化。The Fraser Institute 報告認為⁸，中國在自由度排名方面處於落後位置正是因為地區差距過大，地方保護主義造成統一的市場難以形成。由於市場不能統一，公平競爭與自由交易便難以進行：地區封鎖和行政壁壘大量存在，排斥外地產品和服務的分割市場的行為比比皆是，行業壟斷有增無減，在這種狀況下，經濟自由度〔或市場化〕很難提高。雖然中國部分地區的經濟可以說與香港一樣自由，中國的整體經濟增長在過去 20 多年來維持在 10% 左右，非常難得。沿海地區，例如上海，建立了市場經濟。但問題是，總體來看，大部分地區問題很大，政府控制很多，改革開放多年變化仍然不大，中國各地的差距之大與全球差距之大不相上下。世界銀行(World Bank1994)亦指出中國各地區的經濟給人為障礙分成獨立個體，貨品和生產不能自由移動，各地不能結合成一個全國統一的市場，市場經濟果效未能完全發揮。綜合上述各點，中國要達到高度市場化，不單要著重各地的市場機制改善和各地方本身市場化，更要各地間人為制度的障礙消除，從而結合成一個經濟主體更為重要。

不過，Naughton(1999)透過1992年的投入產出表發現在1987年和1992年這段期間各省製造業產品的貿易量顯著提高，正表現國內市場一體化的程度提高。而Bai et al (2003)透過量度發現1985至1997年各省製造業兩位數水準上的行業空間基尼係數，國內市場的一體化程度已提高。Park (2003) 運用與Young(2000)大致相同的資料，但得出的結論是中國市場一體化程度加深。而事實上，中國自上世紀70年代末開始進行市場取向的經濟體制改革，90年代初明確提出建立社會主義市場經濟體制的改革目標，2003年10月，十六屆三中全會通過了《關於完善社會主義市場經濟體制若干問題的決定》，主要是大力推進市場化進程，更大程度地發揮市場在資源配置中的基礎性作用。中國逐步放寬價格

⁶ 陳東琪與銀溫泉(2002)、吳敬璉(1997)分別從制度條件、財政分權與分稅制的實施角度就地方市場分割的成因、危害、表現形式等方面作了詳細的闡述。

⁷ 林毅夫、劉培林(2005)認為不應該從地方保護的角度來解釋：地方政府固然有很大誘因保護利稅率高的行業，鞏固其市場地位；但是，政府不會沒有動機保護利稅率低下的行業……相反，利稅率高的行業可能是競爭力強的行業，反而是不需要保護的。

⁸ 參考 <http://www.freetheworld.com/papers.html>

管制，減少計畫下產出的比重，改善分配制度，大幅度減少政府的干預。而近期的長三角，泛珠三角的興起，是在加強區內經濟融合。所以，就算如國外學者所說，中國在87-97年省際間貿易占總貿易比重達78%之強，遠高於西歐、東盟(ASEAN)與北美自由貿易協定(NAFTA)成員國之間的貿易比重⁹，但在“極差”的環境下經過多年努力，尤其是在97年後，中國市場一體化應該多少有所改善。基於此觀點，我們有需要檢驗市場一體化程度。

檢驗國內市場一體化對微觀及宏觀經濟的含意：

檢驗國內市場一體化對資源運用有很重要的含意。從微觀經濟的角度看，若沒有一個統一的市場，會嚴重妨礙了生產的合理佈局和資源配置優化，降低了廠商的效率¹⁰，直接侵害了生產者的利益¹¹，另一方面，地方貿易保護提高了產品價格，導致消費者福利損失，還給了一些政府部門和官員尋租的機會，獲得大量的非法報酬。地區壟斷看似是保護了本地企業的發展，並改進了當地的就業水準，但卻損害了整個地區所有消費者的福利，可能抵消保護所產生的正向效果。(過勇、胡鞍鋼 2003，範劍勇 2004)。這正如Young (2000)指出中國的漸進式改革策略使得地區間的市場分割日益加劇，並令到中國的經濟增長如履刀鋒。但林毅夫、劉培林(2004)認為，分權式改革雖然和地方保護、市場分割有關，但是很多地方政府財政獨立性比中國強的國家的市場分割和地方保護並不像中國這樣嚴重，甚至在這些國家中，根本就不存在這樣的問題。真正的情況應該是當地方政府承擔趕超任務，或者地方政府自己發動趕超加上地方政府具有一定的經濟和行政權力才會引致地方保護和市場分割。不同的學者對市場分割情況有不同的闡釋，對分割程度有不同意見，所以有需要對國內市場一體化的狀況作出檢驗。

另一方面，國內市場一體化對宏觀經濟，特別在貨幣政策的運用，以致擴大內需，刺激經濟的策略上，都有很重要的含意。假設一國有兩地，若甲乙兩地的經濟情況不一樣，甲地正面對雙位元數字的通脹率，而乙地正受困於雙位元數字的失業率。對症下藥，乙地應要放寬銀根，降低利率，吸引投資以刺激需求或者最低限度不緊縮信貸；而甲地因需求過大引致勞工短缺，工資、價格不斷上升，樓市更炒得火熱，所以最好減少貨幣供應，緊縮信貸，壓止需求，以防止經濟泡沫產生。但是，放寬銀根以刺激乙地就業，就會加劇甲地通脹，收緊銀根以壓止通脹就會使乙地經濟更差，失業率更高。所以貨幣政策在各地經濟不結合下，難有效運作 (Mundell 1961, Mckinnon 1963)，除非一國境內資源流通無阻，乙地的人可以跑到甲地去找工作，這樣可紓緩甲地勞工短缺、工資上升

⁹ 參考 Poncet(2003)

¹⁰ 在這種情況下，出於理性的選擇，一些有優勢資源就想繞過行政干擾，追求更優的配置。另一方面，中國屬於勞動力資源豐富的國家，勞動密集型產品在國際市場上具有很高的競爭力，因而生產這類出口產品的企業就具有自生能力 (林毅夫，2002)，它們就會吸引更多的資源。結果，一部分處於國內貿易領域的資源就會轉向國際貿易領域，這就解釋為甚麼國內貿易比重下降。

¹¹ 鄭毓盛等 (2003) 估計 1978-2000 年間因地方保護和市場分割導致產業損失高達 20%，然而劉培林的估計只 5%左右，且未計產品流動等運輸成本，所以地方保護和市場分割不算嚴重，(參考林毅夫、劉培林 (2005) 轉述劉培林 (2004))，但無論如何，地方保護始終對資源浪費有一定的影響。

的壓力，而無需在甲地緊縮信貸以防範通脹¹²。根據上文推論，若政府欲透過擴大內需以促進經濟增長，必須消除國內市場分割，加深國內市場一體化程度，從而使國內貿易和國際貿易同樣地提高資源配置效率，否則，擴大內需政策只能是事倍功半(沈坤榮、李劍2003)。因此，檢驗國內市場一體化是本文主要的目標。

一價定律與國內市場一體化的檢定¹³:

過往，很多研究都集中在量度中國市場化程度，但基於對市場的本質有不同理解，不同學者採用不同的變數量度市場化，所以產生不一致的量化結果¹⁴。市場化指數的高低缺乏代表性。而市價是市場的重要資訊，其表現最能反映市場化的情況。因此本文採用一價定律(Law of One Price)的原理檢定市場一體化。

國內市場一體化是以全國各地區之間的自由貿易為思考基礎。兩地在同一種的貨幣下，兩地的商品價格應該趨向一致。假若甲地的物品或服務價格過高，廠商就會往乙地購買該物品運往甲地銷售，以賺取差額。在此套戩活動(低買高賣)下，該物品在甲地的供應增多而導致價格下降，而該物品在乙地因需求增加而導致價格上升，這樣直至該物品在兩地價格趨向一致，套戩活動才會停止。這就是「一價定律」的原理。但倘若有貿易障礙，如貿易限制的實施，或兩地的交易費用(transaction costs 或稱制度費用)不同，生產資料稟賦(endowment)不同，地域不同，發展階段不同，及非貿易貨品(non-tradable goods)的存在，導致兩地的價格不能一致。所以價格一致所反映市場一體化，不但在於交易的自由度，也在於交易費用、經濟結構、地理、文化等因素的結合。由於一個地區的物價水準資料並不容易搜集，而一個地區的物價指數資料是較容易獲得的資料，故在研究的實際操作中，我們採用了相對購買力平價理論作為實質經濟整合的基礎¹⁵。若兩地市場一體化，套戩圖利活動會活躍於兩地市場之中，物價的變化應相同，價格水準應為一致。故相對購買力平價理論的確立，便是國內市場一體化的必要條件。

根據上面所述，相對購買力平價理論若在中國國內地區之間成立的話，長遠來說，則各地區物價水準應為一致，即：

$$P_{iu} = P_{ju} \quad (1)$$

P_{iu} 及 P_{ju} 分別指國內兩地區的物價指數的自然對數值。公式(1)代表了 P_{iu} 和 P_{ju} 的長遠關係(long-run relation)。

我們可從公式(2)檢驗相對購買力平價是否在全國各地區之間成立：

¹² 基於此觀點，歐洲經濟一體化的前景令人擔憂，因各地文化的差異和民族性等因素令一些生產要素如人力資源很難真正完全的自由流動。

¹³ 參考李樹甘、楊偉文(2005)。

¹⁴ 不同的計算方法可參考北京師範大學經濟與資源管理研究所(2005)，張曉晶(2004)，王小魯(2003)，樊綱、王小魯(2001)，趙農(2000)，Index of Economics Freedom 和 Economic Freedom of the World 等。

¹⁵ 價格指數並不同物價水準，因它是以基年為 100 的相對價格，所以採用價格指數計算購買力平價就是「相對購買力平價」。

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + \mu_t \quad (2)$$

α 和 β 為參數 (parameters), μ_t 為非均衡誤差項 (disequilibrium error)。

我們首先要檢驗 P_{it} 和 P_{jt} 是否存在協整關係 (cointegrating relation), 亦即兩個變數是否趨向一致。如果協整關係成立, μ_t 便呈「均值反轉定態」(mean-reverting stationary) 或簡稱「定態」(stationary), 這樣, 長遠而言, μ_t 便等於零。當協整關係成立後, 跟著我們要用限制檢定(restriction test)檢驗協整參數 (cointegrating parameters), 即 α 與 β , 分別是否等於零和一。如果限制測試成功, P_{it} 和 P_{jt} 從長遠來說, 是按相同比例一起走動。當以上兩個條件能夠滿足的話, 公式(2)就等於相對購買力平價的公式(1)。

本文用 OLS 方法估計 α 和 β 的數值, 然後用 Covariate Augmented Dickey-Fuller (CADF) 統計值來檢驗 μ_t 是否為定態。CADF 統計值是由 Hansen (1995) 提出, 因為在 CADF 回歸方程式內加入定態的變數, 可使它的統計強度(power)較傳統的 ADF 統計值為大。CADF 回歸方程式如下:

$$\Psi(L)\Delta\mu_t = \mathbf{c} + \mathbf{b}t + \delta\mu_{t-1} + \theta(L)'(\Delta\mathbf{x}_t - \mathbf{u}_x) + \mathbf{e}_t \quad (3)$$

$\Psi(L) = 1 - \Psi_1 L - \dots - \Psi_p L^p$, $\theta(L) = \theta_{q1} L^{-q1} + \dots + \theta_{q2} L^{q2}$, $\mathbf{u}_x = \mathbf{E}(\Delta\mathbf{x}_t)$, $\Delta\mathbf{x}_t$ 是定態的向量。

我們選擇 p , q_1 和 q_2 的數值令 \mathbf{e}_t 成為白噪音(white noise)。試把 $\theta(L)'(\Delta\mathbf{x}_t - \mathbf{u}_x) + \mathbf{e}_t$ 定義為 \mathbf{v}_t , 故 $\sigma_{ve}^2 = \sum_{k=0}^{\infty} (\mathbf{v}_t \mathbf{e}_{t-k})$, $\sigma_e^2 = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbf{e}_t \mathbf{e}_{t-k}$ 和 $\sigma_v^2 = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbf{v}_t \mathbf{v}_{t-k}$ 。用 $\rho^2 = \frac{\sigma_{ve}^2}{(\sigma_e^2 \sigma_v^2)}$ 去量度 \mathbf{v}_t 和 \mathbf{e}_t

的關聯(correlation), 若 ρ^2 接近零(或一), $\Delta\mathbf{x}_t$ 能夠解釋全部(或不能解釋) \mathbf{v}_t 的走動。加入

$\Delta\mathbf{x}_t$ 可使 σ_e^2 變小, 從而增加否定錯誤的不協整假定(null hypothesis of non-cointegration)

之統計強度。CADF 統計的臨界值受不同的 ρ^2 值所影響, 要用 Monte Carlo 的方法自行

模擬出來。我們跟從 Im(1996)的建議, 用定態向量 $[(\mathbf{v}_t^3 - 3\sigma_v^2 \mathbf{v}_t)' (\mathbf{v}_t^2 - \sigma_v^2)']'$ 代表向量

$\Delta\mathbf{x}_t$ 。

此外, 當協整關係成立後, 我們便可對協整參數進行限制檢定。不過因為 P_{it} 和 P_{jt} 的時間數列通常是非定態(non-stationary), 用傳統的 t 統計值對 α 和 β 進行限制測試, 會引起虛假的結果(spurious results)。我們改用 Fully-modified (FM) OLS t 統計值 (Phillips, 1995) 來進行限制檢定, 因為當協整關係成立的時候, FM-OLS t 統計值的分配函數在大樣本值(large sample size)的情況下就會趨向傳統的 t 分配函數, 所以避免了在進行限制測試時出現的虛假結果。

實證結果:

本文的數據取自國內地區包括各省，直轄市及自治區(北京，上海，重慶，天津，河北，山西，內蒙古，遼寧，吉林，黑龍江，江蘇，浙江，安徽，福建，江西，山東，湖北，湖南，廣東，廣西，海南，四川，貴州，雲南，西藏，陝西，甘肅，青海，寧夏和新疆)的城市物價指數。物價的資料一般所選取的樣本時期為1995年1月至2004年10月(重慶的物價格資料則始於1998年1月，西藏的資料始於1999年1月)。

本文首先對各地區之物價指數進行單根(unit root)的檢定(表一)。檢驗結果顯示各地區之物價指數呈非定態。跟著便對公式(2)進行協整測試，我們先以廣東的物價為 P_{jt} ，其他各地區的物價為 P_{it} 。取廣東為基礎，因為廣東是中國在經濟改革時最早開放的省份，市場化程度很高，根據“中國各省區市場化程度的最新報告(2004)”，廣東在2000-2002年市場化程度皆排行第一。

協整關係檢定(表二)顯示廣東的物價對北京，河北，湖南，內蒙古，江西，吉林，遼寧，寧夏及天津的物價存在協整關係，並且從 FM-OLS t 統計值的分析中，通過了限制協整參數的檢定，即 α 值限制為零， β 值限制為一，顯示相對購買力平價於廣東與這些地區之間成立。另外，廣東的物價對安徽，福建，甘肅，廣西，貴州，海南，河南，湖北，陝西，山東，上海，山西，四川，西藏及浙江的物價也存在協整關係，不過， α 值和 β 值分別偏離零和一，也不能通過協整參數的限制檢定，FM-OLS t 統計值呈顯著水準。顯示廣東與這些地區之間的貿易套戩活動雖然存在，但由於種種原因，如區際的貿易障礙未能完全消除，經濟結構的不盡相同，使相對購買力平價於廣東與這些地區之間不能完全確立，廣東的物價與這些地區的物價不能按相同比例移動(尤以西藏為甚， β 值嚴重偏離一，只有 0.348)。

廣東的物價對重慶、青海、新疆、雲南和黑龍江的物價更呈不協整關係，顯示廣東與這些省市之間的市場一體化並不確立，貿易套戩活動受到很大的阻礙¹⁶。

以上分析只用廣東的物價為基礎，如果廣東的物價與某些省市的物價存在協整關係，理論上，該些地區之間的物價也存在協整關係。不過，重慶、青海、新疆、雲南和黑龍江的物價不與廣東的物價協整，這便有需要檢驗它們之間是否存在協整關係。從表(三)可見，黑龍江與雲南、青海和新疆的物價，及新疆與青海的物價存在協整關係。不過，只有新疆與青海的物價之間的 α 和 β 值符合相對購買力平價的理論要求。黑龍江與雲南、青海和新疆之間的貿易套戩使它們的物價協整，但 α 值和 β 值不能通過限制檢定。重慶的物價對其他地區的物價，與及青海對雲南和新疆對雲南之間的物價皆不存在協整關係，顯示這些地區內出現市場分割。

¹⁶ 當協整關係被否定後，公式(2)不可稱為協整回歸方程式， α 和 β 值亦不可稱為協整參數，故對 α 和 β 值進行限制檢定是沒有意義的。

總結：

市場經濟體制改革的進程及市場化的深度是很多經濟學者及政策制訂者所關心的重要課題。中國多年努力於市場經濟改革，經濟上促進了更大範圍的自由，大量減少政府管制，對經濟的直接干預只限於個別關鍵領域，而國內企業與個人在經濟活動中享有很大的自主權，對外交往的自由度亦明顯提高，經濟自由所要求的市場體系和法律體系逐步完善，這些改革理應令市場化程度加深，但中國在反映市場化程度的全球經濟自由度排名中仍處於較落後的位置，有些學者認為主要因為國內地區差距過大，地方保護主義、排斥外地產品和服務的分割市場的行為嚴重，公平競爭與自由交易難以進行，行業壟斷有增無減，在這種狀況下，貨品和生產要素不能自由移動，各地不能結合成一個全國統一的市場，市場經濟果效未能完全發揮。不過，另一些學者透過其他量度方法，發現國內市場一體化的程度提高。此外，國內市場一體化對資源運用，貨幣政策的實施，以致擴大內需與刺激經濟的策略上，都有很重要的含意，這都顯示有需要對市場一體化的狀況作出檢驗。

由於對市場本質有不同理解，市場化的量度產生不一致的結果，本文透過相對購買力平價原理檢定中國國內市場一體化的進程。運用協整分析法對各省市地區的整合進行檢定。我們發現大多數的地區之間的物價水準協整，顯示這些地區之間在樣本研究期內有整合趨勢。不過，這些地區的物價並非按同一比例波動，即 β 值在公式(2)中不能限制為一， α 值不能限制為零，顯示各地區之間的貨物貿易上可能仍存在若干分割及障礙。

一價定律或相對購買力平價原理所依靠的物價調節過程，是需要很長的時間去完成。由於資料年期所限，本文的實證結果只建基於一個較短的樣本期；此外，物價水準的協整，也可能受到其他因素如宏觀經濟政策等影響。這待將來有更長的數據的時候，可一併作更深入的研究。

【參考文獻】

- 陳剩勇、馬斌 (2004) 區域政府合作：區域經濟一體化的路徑選擇 《政治學研究》2004 年第 1 期
- 沈坤榮、李劍 (2003) 中國貿易發展與經濟增長影響機制的經驗研究(南京大學商學院 210093) http://www.usc.cuhk.edu.hk/webmanager/wkfiles/3091_1_paper.doc
- 範劍勇 (2004) 市場一體化、地區專業化與產業集聚趨勢——兼談對地區差距的影響 《中國社會科學》2004年第6期
- 周業安 (2003) 地方政府競爭與經濟增長 《中國人民大學學報》2003 年第 1 期
- 李樹甘、楊偉文 (2005) 香港與內地區域經濟整合近況的實證研究 《CEPA與新世紀的內地香港經濟關係》王躍生、張德修及李樹甘主編 中國發展出版社 2005年1月 第18-39 頁
- 過勇、胡鞍鋼 (2003) 行政壟斷、尋租與腐敗—轉型經濟的腐敗機理分析 《經濟社會體制比較》2003 年第 2 期
- 林毅夫 (2002) 發展戰略、自生能力和經濟收斂 《經濟學季刊》2002 年 第 1 卷 第 2 期
- 趙偉 (2001) 區域開放：中國的獨特模式及其未來發展趨向 《浙江學刊》2001年第2期。
- 陳東琪、銀溫泉 (2002) 打破地方市場分割 《中國計畫出版社》 2002年 第20-50頁
- 吳敬璉 (1997) 試論政府在體制轉軌中的作用 《中國黨政幹部論壇》1997 年第 4 期
- 張曉晶 (2004) 中國市場化進程報告：現狀分析與未來預測 《管理世界》2004 年第 3 期
- 趙 農 (2000) 關於市場化測度若干問題的看法 <http://www.unirule.org.cn/Academia/neibu2000-zhaonong.htm>
- 北京師範大學經濟與資源管理研究所(2005) 《中國市場經濟發展報告 (2005) 》中國商務出版社
- 鄭毓盛、李崇高(2003) 中國地方分割的效率損失 《中國社會科學》2003年第01期
- 樊綱、王小魯 (2001) 中國市場化指數 《經濟科學出版社》 2001年版。
- 林毅夫、劉培林 (2004) 地方保護和市場分割：從發展戰略的角度考察 經濟發展論壇工作論文 <http://fed.ccer.edu.cn/pub/workingpaper/200522421195077994.pdf>
- 王小魯 (2003) 中國的市場化進程 國務院發展研究中心資訊網 <http://www.drcnet.com.cn/>
- 中國各省區市場化程度最新報告 2004 國民經濟研究所

http://www.neri.org.cn/h_fenxi_b/2004/200407.pdf

2005 Index of Economics Freedom

<http://www.heritage.org/research/features/index/countries.cfm> °

Bai, C., Y. Du, Z. Tao and S. Y. Tong (2003), Protection and Regional Specialization: Evidence from China's Industries, William Davidson Working Paper 565.

Hansen, B. E. (1995). Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing, *Econometric Theory*, 11, 1148-1171.

Im, K. S. (1996), Least Squares Approaches to Non-Normal Errors, DAE working paper 9603, University of Cambridge.

McKinnon, R. I. (1963), Optimal Currency Areas, *American Economic Review*, 53(4): 717–725.

Mundell, R. A. (1961), A Theory of Optimal Currency Areas, *American Economic Review*, 51, 657–665.

Naughton, B. (1999) , How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets ? Conference for Research on Economic Development and Policy Research , Stanford University

Park, A. and D. Yang (2003), “Blunting the Razor’s Edge: Regional Development in Reform China”, Mimeo. Hong Kong.

Phillips, P. C. B. (1995), Fully Modified Least Squares and Vector Autoregressions, *Econometrica*, 63, 1023-78.

Poncet, S. (2003), Measuring Chinese domestic and international integration? *China Economic Review*, 14, 1 –21

Steinfeld, E. (2004), From Mao to Market: Rent Seeking, Local Protectionism, and Marketization in China, *The Journal of Asian Studies*, 63 (3), 787-8

World Bank (1994), China: Internal Market Development and Regulation, World Bank, Washington, D.C.

Xu, X. and [J. P. Voon \(2003\)](#) Regional Integration in China: A Statistical Model, *Economics Letters*, 79(1), 35-42.

Young, A. (2000), ‘The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China’, NBER Working Paper 7828.

表一 單根的檢驗結果

地區	CADF [ρ^2]	地區	CADF [ρ^2]	地區	CADF [ρ^2]
北京	-1.813[0.873]	甘肅	-2.982[0.859]	四川	-2.466[0.948]
河北	-2.376[0.813]	廣西	-2.683[0.916]	西藏	-2.514[0.549]
湖南	-1.927[0.658]	貴州	-2.837[0.941]	浙江	-1.436[0.955]
內蒙古	-2.589[0.682]	海南	-2.923[0.907]	重慶	-1.880[0.890]
江西	-2.427[0.879]	河南	-2.688[0.935]	青海	-1.699[0.731]
吉林	-1.877[0.973]	湖北	-2.419[0.900]	新疆	-2.232[0.996]
遼寧	-2.456[0.918]	江蘇	-1.828[0.896]	雲南	-1.866[0.998]
寧夏	-1.637[0.733]	陝西	-1.873[0.927]	黑龍江	-2.774[0.983]
天津	-1.884[0.963]	山東	-2.984[0.947]	廣東	-2.695[0.931]
安徽	-1.715[0.966]	上海	-1.942[0.697]		
福建	-2.399[0.759]	山西	-2.682[0.519]		

注：計算 CADF 統計值的時候， p 、 q_1 和 q_2 的選取是根據統計的顯著水準來決定。

CADF 統計值作為單根的檢驗，其臨界值可參考 Hansen(1995)。

*/**/**代表呈 1%/5%/10%的顯著水準。

表二 協整關係檢定的結果 (廣東的物價為基礎)

地區	α	β	CADF [ρ^2]	FM-OLS $t(\beta=1)$	FM-OLS $t(\alpha=0)$
北京	0.007	1.003	-4.742* [0.966]	0.069	0.035
河北	-0.076	1.018	-6.729*[0.630]	0.506	0.453
湖南	-0.505	1.111	-4.643*[0.943]	1.437	1.414
內蒙古	-0.280	1.063	-4.813*[0.965]	1.314	1.272
江西	-0.236	1.053	-5.589*[0.972]	0.983	0.941
吉林	0.075	0.985	-3.873**[0.995]	0.383	0.405
遼寧	-0.155	1.035	-4.473*[0.998]	0.748	0.720
寧夏	-0.233	1.052	-4.232*[0.740]	0.741	0.719
天津	0.044	0.992	-3.888**[0.964]	0.181	0.216
安徽	-0.375	1.083	-4.496**[0.946]	1.808***	1.775***
福建	-0.438-	1.096	-5.934*[0.972]	1.710***	1.692***
甘肅	-1.094	1.238	-3.780**[0.764]	4.568*	4.538*
廣西	-0.720	1.155	-3.934**[0.959]	2.354**	2.363**
貴州	-0.955	1.209	-3.827**[0.913]	2.762**	2.734**
海南	0.828	0.820	-4.919*[0.981]	6.636*	6.591*
河南	-0.888	1.193	-3.566***[0.888]	5.665*	5.622*
湖北	-1.467	1.319	-4.985*[0.950]	7.845*	7.810*
江蘇	-0.579	1.127	-4.564*[0.901]	3.336*	3.310*
陝西	-1.383	1.300	-4.277*[0.870]	11.820*	11.797*
山東	-0.437	1.097	-6.071*[0.754]	2.958*	2.885*
上海	-0.590	1.131	-4.785*[0.779]	2.187**	2.139**
山西	-0.411	1.092	-4.358*[0.785]	2.424**	2.351**
四川	-0.967	1.212	-3.971**[0.975]	4.025*	3.975*
西藏	3.004	0.348	-3.861**[0.731]	8.656*	8.659*
浙江	-0.508	1.112	-5.3682*[0.984]	3.149*	3.092*
重慶	3.250	0.293	-2.173[0.942]	-----	-----
青海	-0.574	1.129	-2.484[0.985]	-----	-----
新疆	-0.706	1.155	-3.489[0.973]	-----	-----
雲南	-0.938	1.205	-2.360[0.863]	-----	-----
黑龍江	-0.089	1.020	-3.143[0.999]	-----	-----

注：計算 CADF 統計值的時候， p , q_1 和 q_2 的選取是根據統計的顯著水準來決定。

CADF 統計值作為協整檢驗，其臨界值要自行模擬。

*/**/**代表呈 1%/5%/10%的顯著水準。

表三 協整關係檢定的結果 (P_{ii} / P_{jj})

地區	α	β	CADF [ρ^2]	FM-OLS $t(\beta=1)$	FM-OLS $t(\alpha=0)$
黑龍江/雲南	1.096	0.762	-3.940**[0.938]	5.114*	5.095*
黑龍江/青海	0.843	0.816	-3.907**[0.928]	3.447*	3.396*
黑龍江/新疆	0.812	0.824	-3.723**[0.837]	3.870*	3.853*
新疆/青海	0.172	0.961	-4.325*[0.987]	1.465	1.385
黑龍江/重慶	2.772	0.399	-2.392[0.832]	-----	-----
重慶/青海	0.279	1.057	-2.408[0.934]	-----	-----
重慶/新疆	1.759	0.617	-2.542[0.926]	-----	-----
重慶/雲南	3.099	0.326	-1.983[0.836]	-----	-----
雲南/青海	0.095	0.978	-2.063[0.985]	-----	-----
雲南/新疆	0.291	0.937	-2.009[0.984]	-----	-----

注：計算 CADF 統計值的時候， p, q_1 和 q_2 的選取是根據統計的顯著水準來決定。

CADF 統計值作為協整檢驗，其臨界值要自行模擬。

*/**/**代表呈 1%/5%/10%的顯著水準。

All Rights Reserved
Copyright © 2005 by Hong Kong Shue Yan College

Important Note

The working paper series is a series of occasional papers funded by the Research and Staff Development Committee. The objective of the series is to arouse intellectual curiosity and encourage research activities. The expected readership will include colleagues within Hong Kong Shue Yan College, as well as academics and professionals in Hong Kong and beyond.

All opinions, information and/or statements made in the papers are exclusively those of the authors. Hong Kong Shue Yan College and its officers, employees and agents are not responsible, in whatsoever manner and capacity, for any loss and/or damage suffered by any reader or readers of these papers.

Please address any comments and further inquiries to:

Dr. Shu-kam Lee
Working Paper Coordinator
Department of Economics
Hong Kong Shue Yan College
10 Wai Tsui Crescent
Braemar Hill Road
North Point
Hong Kong
Fax: 28068044
Tel: 25707110
Email: sklee@hksyc.edu