



---

# 貨幣與投資

---

韓大遠 黃永強 楊偉文



Scientific and Business World  
2025 年 4 月 出版



# 貨幣與投資

韓大遠  
黃永強  
楊偉文

作者

**韓大遠**

香港樹仁大學  
商業、經濟及公共政策研究中心

**黃永強**

台灣亞洲大學金融學系、金融科技中心及大數據研究中心  
台灣中華醫藥大學附設醫院醫學研究部  
香港樹仁大學商業、經濟及公共政策研究中心  
新加坡南洋理工大學經濟增長中心

**楊偉文**

香港樹仁大學  
經濟及金融學系

## 作者簡介



### 韓大遠

韓大遠自一九九三年至二零一六年於香港樹仁大學經濟及金融學系(前為經濟學系)工作，任職學術助理/、講師/、高級講師/、助理教授。現為樹仁大學商業、經濟及公共政策研究中心成員。菲律賓比立勤大學(Bulacan State University)工商管理博士，英國雪菲爾大學(The University of Sheffield)貨幣、銀行及金融碩士。研究興趣行為財務學、金融衍生工具、公司理財等。文章刊載於家庭及經濟問題期刊(Journal of Family and Economic Issues)、風險金融管理期刊(Journal of Risk and Financial Management)、收益管理國際期刊(International Journal of Revenue Management)，高階決策科學(Advances in Decision Sciences)，ELK 亞太金融與風險管理期刊(ELK Asia Pacific Journal of Finance and Risk Management)等。



### 黃永強

黃永強教授在美國威斯康星大學麥迪森(University of Wisconsin-Madison)分校獲得博士學位，主修商業統計學(統計及金融)，並在香港中文大學(Chinese University of Hong Kong)取得學士學位，主修數學，輔修經濟與統計學。現為亞州大學(Asia University)金融系講座教授。他曾任香港浸會大學(Hong Kong Baptist University)經濟系講座教授及新加坡國立大學(National University of Singapore)風險管理研究所副所長。他名列在「世界名人錄」中，並獲得了阿爾伯特·納爾遜·侯爵(Albert Nelson Marquis)終身成就獎。2017年，侯爵名人錄，並入選「2023年世界前2%的研究人員/科學家」榜單，在「最佳經濟與金融科學家」榜單上，世界排名第788位，台灣排名第一，D-指數為52，在2023年亞洲科學家經濟與計量經濟學排行榜上，以66的H指數、281的i10指數和14925的引用次數在台灣排名第一。他的鄂爾多斯(Erdos)號碼是3。他被社會科學研究網評為前1%，並被RePEc評為台灣頂級經濟學家、亞洲頂級經濟學家和世界頂級經濟學家。他發表了四百多篇論文，包括在一些頂級期刊上發表的論文。他在Google Scholar的引用次數超過17000次，在Researchgate的引用次數超過15000次，在Scopus的引用次數超過16000次。由Google Scholar在2024年3月引用，他的h指數是69，(自2019年以來為46)，他的i10指數是314，(自2019年以來為278)。



### 楊偉文

楊偉文博士現職於香港樹仁大學經濟及金融學系助理教授，畢業於香港樹仁學院（樹仁大學前身，Hong Kong Shue Yan University）文憑課程、英國伯明翰大學（University of Birmingham）碩士學位課程和中國上海財經大學（Shanghai University of Finance and Economics）博士學位課程。楊博士曾在香港多所

大學進行中國、香港和亞洲的經濟研究，包括香港浸會大學、香港科技大學和嶺南大學。楊博士發表關於中國、香港和亞洲經濟問題，都會經濟研究（勞工、退休金和樓價問題）和貨幣經濟研究等論文、顧問報告和專著 50 多篇，並於 2000 年獲北京市哲學社會科學規劃辦公室專家組頒發的“一等研究獎”，也是香港智庫組織香港亞太二十一學會（Hong Kong Society of Asia and Pacific 21, AP 21）成員。楊博士研究興趣包括中華經濟圈、亞太經濟、區域經濟學、聚群經濟學、國際政治經濟學和貨幣經濟學等。

## 鳴謝

### 韓大遠

作者於數年前在各期刊及書所發表文章，蒙各編輯批准重用，重印、翻譯及修改。特此多謝經濟與社會思想期刊(Journal of Economic and Social Thought)，經濟學圖書館(Journal of Economics Library)，中國經濟(The Chinese Economy)，土耳其經濟評論(Turkish Economic Review)，社會與行政科學期刊(Journal of Social and Administrative Sciences)，經濟與政治經濟學期刊(Journal of Economics and Political Economy)，國際收益管理期刊(International Journal of Revenue Management)，ELK 亞太金融與風險管理期刊(ELK Asia Pacific Journal of Finance and Risk Management)及香港公共圖書館館藏資源選介(Library Resources List)。各編輯的指導。亦要感謝李樹甘博士一直以來的鼓勵。本書部分由香港樹仁大學商業、經濟及公共政策研究中心資助。作者感謝本書編輯的寶貴意見，極大改進了本書。

### 黃永強

作者要感謝 Robert B. Miller 和 Howard E. Thompson 一直以來的指導和鼓勵。這項研究得到了亞洲大學、中國醫藥大學醫院、香港恒生大學、新加坡國立大學、香港研究資助局(專案編號 12502814 和 12500915)和台灣科學技術部(MOST, 專案編號 106-2410-H-468-002 和 107-2410-H-468-002-MY3)的支援。

### 楊偉文

作者先感謝韓大遠博士邀請參與這次出版工作，韓博士一直致力經濟學的研究和統籌論文發表的工作，經常跟我討論和分享研究工作和生活體會，是同事，更是好友，常給我發表研究工作的機會，衷心多謝韓博士這些年來的支持和照顧！本次在書中刊出的論文是於 2023 年 6 月 23 - 24 日，由香港樹仁大學，商業、經濟及公共政策研究中心和香港中文大學歷史系，梁保全香港歷史及人文研究中心合辦的「跨學科視角下的香港」國際學術研討會中首次發表，多謝當日研討會的專家學者給本文意見和建議，對後期論文修改工作作出重要的貢獻。此外，要多謝香港樹仁大學，商業、經濟及公共政策研究中心主任李樹甘博士邀請參與是次研討會，讓論文有機會發表。此外，多謝胡佳賢博士和鄧志豪博士一直以來對本人研究工作給予意見，讓我的研究工作更加順利，獲益良多。還要感謝香港中文大學的孔永樂博士(文森特香港與全球化研究中心總監)經常介紹來自各界不同背景的人士給我認識，對我的研究工作和事業發展帶來莫大的助益。最後，感謝我的博士論文導師，上海財經大學金融學院國際金融學系系主任，金洪飛教授對我的論文工作和國際金融與貨幣經濟學習和研究的指導和建議，實在獲益良多。

## 目錄

前言	vi
1 港元結構對香港金融中心地位的影響 楊偉文	1
2 從國際收支新形勢看香港作為國際金融中心的地位 潘志昌 韓大遠	13
3 貨幣學派 楊偉文 韓大遠 黃永強	24
4 小型開放經濟體中貨幣、收入、價格和匯率之間的因果關係： 以香港為例 韓大遠 楊偉文 黃永強	33
5 永久消費與永久收入 韓大遠 黃永強	48
6 中國外商直接投資的區域分佈：主要社會經濟變數的多變數數據 分析 潘志昌 韓大遠	55
7 在中國的外商投資企業：發展與可持續性 韓大遠 黃永強	79
8 在中國採購 韓大遠 黃永強	93
9 在香港銀行股票市場的投資抉擇 韓大遠 黃永強	104
10 人格傾向與投資風險偏好關聯研究 韓大遠	119
11 香港金融衍生品的投資研究 韓大遠 黃永強	133
12 香港金融衍生品的投資研究(續篇) 韓大遠	143
版權頁	

## 前言

本書收錄了兩篇工作論文及十篇的英文期刊文章，經翻譯、延展及彙編成此中文譯本。第一部分貨幣：港元結構對香港金融中心地位的影響，從國際收支新形勢看香港作為國際金融中心的地位，貨幣學派，小型開放經濟體中貨幣、收入、價格和匯率之間的因果關係 - 以香港為例，永久消費與永久收入；第二部分投資：中國外商直接投資的區域分佈 - 主要社會經濟變數的多變數數據分析，在中國的外商投資企業 - 發展與可持續性，在中國採購，在香港銀行股票市場的投資抉擇，人格傾向與投資風險偏好關聯研究，香港金融衍生品的投資研究。期望能出版這合著已久，韓和黃保持牢固的友誼，和研究夥伴(潘志昌、胡佳賢、鄧志豪、楊偉文、曾俊基，區榮光等)的團結精神，大家合作十多年，目的是以文會友，以友輔仁。



# 一、港元結構性問題對香港金融中心地位的影響

楊偉文

## 摘要

2022 年俄烏戰爭爆發後，以美國為首的歐美和部分亞洲國家對俄羅斯實施多輪經濟和金融制裁，包括將俄羅斯部分銀行剔出環球銀行金融電訊協會 (Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication, SWIFT)，令俄羅斯貨幣盧布兌美元的匯價一度急促貶值，其後，俄羅斯針對歐美國家實施以盧布作為石油交易結算貨幣的限制，扭轉了盧布的劣勢。此外，歐美國家凍結俄羅斯央行在歐美的資產儲備，造成各界對私有產權制度和原則的震驚和疑慮。以上歐美各國對俄羅斯的經濟和金融制裁手段，觸動了香港政商學界人士關注，在中美博弈日漸激烈情況下，就地緣政治變化對聯繫匯率 (Linked Exchange Rate System, LERS) 的影響表達了不同意見，其中關鍵在於是否需要考慮建立應急策略為港元與美元「脫勾」作出部署？亦有意見認為除非發生「金融核戰」，否則聯繫匯率不應改變。隨著人民幣在國際貿易中逐漸廣泛使用，新興發展國家對「去美元化」(dedollarization) 意願趨向強烈，南方國家積極推動多種央行數碼貨幣跨境網路(貨幣橋, Multi-central Bank Digital Currency Platform, mBridge)，導致法定數碼貨幣對 SWIFT 系統構成挑戰，加上各國減持美債的趨勢形成，國際金融局勢變化加深了對美元的挑戰，間接影響聯繫匯率的貨幣風險問題，就如一隻借助老虎雄風的狐狸(港元)，當老虎(美元)大勢已去的日子漸近，這隻狐狸會遇上甚麼問題？正是本文嘗試探討這個「狐假虎威」的貨幣問題。

## 1. 引言

2022 年，俄羅斯因地緣政治考慮對烏克蘭採取了「特殊軍事行動」(下稱「俄烏戰爭」)觸發了美國、歐盟、英國、日本、韓國等歐美亞國家聯合採取「全方位政經制裁」行動，其中在 2022 年 2 月 27 日，美國聯同歐盟委員會、法、德、英、意和加拿大決定把大部分俄羅斯銀行剔出 SWIFT 系統，並對俄羅斯中央銀行實施限制措施<sup>1</sup>，瑞士政府在 2 月 28 日宣佈凍結俄羅斯政府和總統普京 (Vladimir Vladimirovich Putin) 在內 336 人在瑞士的資產和銀行帳戶<sup>2</sup>，這些制裁行動被媒體稱為「金融核武」(financial nuclear weapon)<sup>3</sup>。

由於歐美諸國利用 SWIFT 系統作為「武器化」工具，引發香港政商學界對聯繫匯率制度的關注。2022 年 5 月 3 日，香港金融管理局 (Hong Kong Monetary Authority, HKMA, 下稱「金管局」) 總裁余偉文在立法會進行工作簡報時表

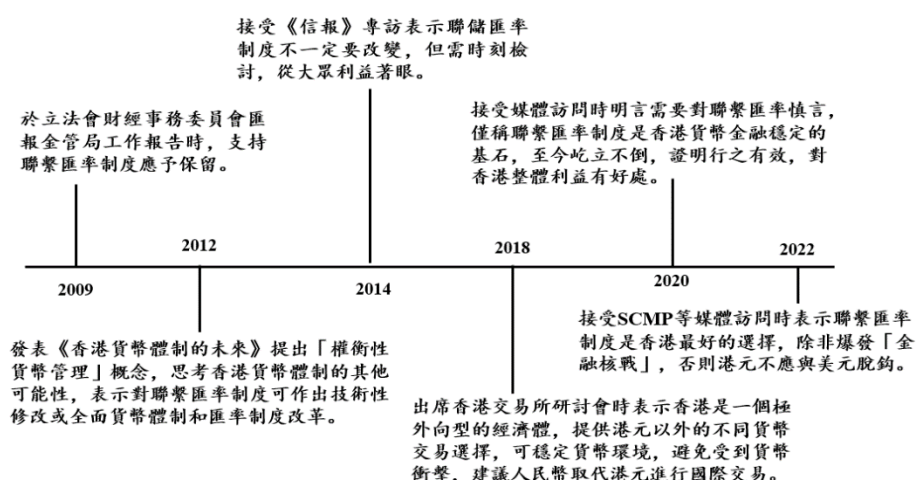
<sup>1</sup> U.S. Department of Treasury (2022), *U.S. Treasury Announces: Unprecedented & Expansive Sanctions Against Russia, Imposing Swift and Severe Economic Costs*, 24 February 2022.

<sup>2</sup> Cumming-Bruce, N. (2022), Switzerland says it will freeze Russian assets, setting aside a tradition of neutrality, *New York Times*, 2 March 2022; Federal Department of Economic Affairs, Education and Research (2023), CHF 7.4 billion of Russian central bank assets held in Switzerland, *Federal Council of the Swiss Government*, 10 May 2023.

<sup>3</sup> Deliso, Meredith (2022), What is SWIFT and why it's being called the 'nuclear' option for Russian sanctions, *ABC News Network*, 27 February 2022.  
[abcnews.go.com/International/swift-called-nuclear-option-russian-sanctions/story?id=83131068](https://abcnews.go.com/International/swift-called-nuclear-option-russian-sanctions/story?id=83131068)

示目前全球地緣政治變化複雜，金管局與銀行界已經商議在不同情境下的「應急預案」，例如香港特區政府的海外資產被凍結或香港銀行體系被剔出 SWIFT 系統的應對準備。余偉文強調香港外匯儲備不少資產存放在歐美地區，因此，有需要作出「應急預案」準備來應對極端情況<sup>4</sup>。證券及期貨事務監察委員會 (Securities and Futures Commission, SFC, 下稱「證監會」) 前主席梁定邦認為目前香港不大可能改變聯繫匯率制度，若香港受到類似俄羅斯遭遇的「金融核武制裁」，港元可考慮直接掛鈎人民幣，透過在港離岸人民幣市場儲備建立新的港元貨幣體系。香港科技大學 (The Hong Kong University of Science and Technology, HKUST) 經濟學系前系主任及榮休教授雷鼎鳴指出目前中美關係日益惡劣，不能排除「金融核武制裁」在香港發生，特區政府應以「底線思維」(bottom-line thinking)<sup>5</sup> 為香港金融體系作出防範性措施和準備，並認為聯繫匯率制度已經不符合目前香港狀況，意味聯繫匯率制度有檢討和修改的需要<sup>6</sup>。但是，金管局前總裁任志剛認為，除非爆發「金融核戰」(financial nuclear bomb)，否則，維持聯繫匯率制度是最適合香港的選擇；若香港受到類似「金融核武」制裁，港元直接掛鈎人民幣是眾多「應急方案」選擇之一，然而，港元直接與人民幣掛鈎存在不少技術性問題，非短時間內可以解決<sup>7</sup>。事實上，任志剛就聯繫匯率制度的「去留問題」曾表達過不同意見(見圖 1)，其中在 2012 發表《香港貨幣體制的未來》詳細討論了香港貨幣體制的法律框架、貨幣體系結構和操作、港元的本質和局限，及貨幣政策自主權和獨立性等問題<sup>8</sup>，下文將就任志剛在《香港貨幣體制的未來》提出的港元問題作出討論。

圖 1：任志剛對聯繫匯率制度的不同時期評論，2009 - 2022



來源：來自不同媒體資料的綜合整理。

<sup>4</sup> 〈為被剔 SWIFT 做預案〉，《明報》，2022 年 5 月 4 日。 [finance.mingpao.com/fin/daily/20220504/1651604772446/為被剔\\_swift\\_做預案](https://finance.mingpao.com/fin/daily/20220504/1651604772446/為被剔_swift_做預案)

<sup>5</sup> 底線思維是一種充分考慮和計算風險的思維模式，以「最惡劣情況」的設定標準作為思考背景，進行策略研究。

<sup>6</sup> 〈聯繫匯率議論再起 梁定邦稱最壞情況下港元轉與人民幣掛鈎〉，《Finance730》，2022 年 5 月 30 日。 [finance730.com.hk/2022/05/30/聯繫匯率議論再起-梁定邦稱最壞情況下港元轉與人/](https://finance730.com.hk/2022/05/30/聯繫匯率議論再起-梁定邦稱最壞情況下港元轉與人/)

<sup>7</sup> 〈任志剛：除非爆發「金融核戰」否則香港應維持聯繫匯率制度〉，《明報》，2022 年 6 月 6 日。 [finance.mingpao.com/fin/instantf/20220606/任志剛-除非爆發「金融核戰」-否則香港應維持聯繫匯率制度](https://finance.mingpao.com/fin/instantf/20220606/任志剛-除非爆發「金融核戰」-否則香港應維持聯繫匯率制度)； Hong Kong should stick to four-decade-old US dollar currency peg as it braces for 'unusual challenges' ahead, HKMA former CEO Yam says. *South China Morning Post*, 6 June 2022, [www.scmp.com/business/article/3180487/hong-kong-should-stick-four-decade-old-us-dollar-currency-peg-it-braces](https://www.scmp.com/business/article/3180487/hong-kong-should-stick-four-decade-old-us-dollar-currency-peg-it-braces)； Yam offers fearful reading on Swift threat. *The Standard*, 25 July 2022, [www.thestandard.com.hk/section-news/section/2/243927/Yam-offers-fearful-reading-on-Swift-threat](https://www.thestandard.com.hk/section-news/section/2/243927/Yam-offers-fearful-reading-on-Swift-threat).

<sup>8</sup> 任志剛在《香港貨幣體制的未來》提及的貨幣政策的自主權或管理彈性及金管局的獨立性，被稱為「權衡性貨幣管理」(discretionary monetary management)。

我們看到對香港金融和貨幣體系熟悉並有實戰管理經驗的專家和學者對聯繫匯率制度的去留問題尚且存在南轅北轍或反復思量的現象，足見港元問題的複雜性。在中美博弈不斷升級情況下，碰上「俄烏戰爭」引發國際政局劇變，觸發「去美元化」和「新貨幣體系」(如貨幣橋，金磚國家貨幣)的浪潮，以上變化對以美元為錨(anchor)的聯繫匯率制度會帶來甚麼影響？應如何制訂對策？正是本文探討目的。

文章餘下結構如下：第2部分，回顧1997-1998年亞洲金融風暴有關國際炒家的操作概念，如何利用聯繫匯率制度的結構達到「金融收割」的目的，藉此瞭解聯繫匯率制度的宏觀背景；第3部分，討論任志剛在《香港貨幣體制的未來》提出的港元本質問題，藉此探討聯繫匯率制度的微觀結構問題；完成這兩部分對聯繫匯率制度的宏觀和微觀問題的分析；第4部分，討論「去美元化」的概念，提供相關資料加以說明；第5部分，探討聯繫匯率制度的貨幣戰略概念，即聯繫匯率制度的宏觀和微觀問題(兵凶戰危的國際金融環境和狐假虎威的貨幣結構)與「去美元化」趨勢(老虎失勢的疑慮)的情況下作出對應策略的方向討論；第6部，本文總結。

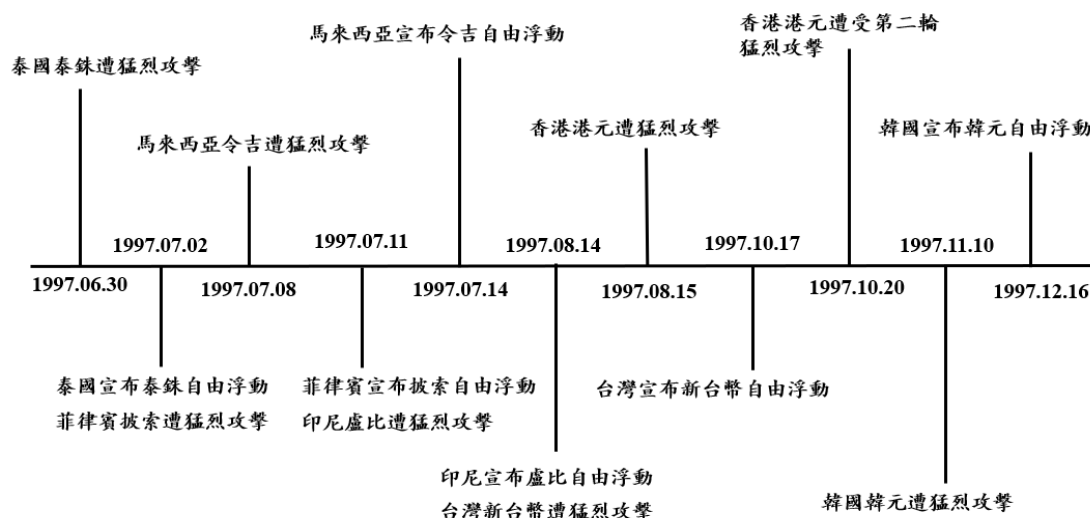
## 2. 亞洲金融風暴(1997-1998)的啟示：金融立體戰

1997年的亞洲金融風暴是一個涉及亞洲多國匯率危機的政經事件，1997年6月30日，泰國貨幣泰銖在外匯市場遭到大量拋售，泰國中央銀行(Bank of Thailand, BOT, 下稱「泰國央行」)在27泰銖兌1美元水準進行「攻防戰」；7月1日，香港回歸中國當日，泰國央行失守，跌穿28泰銖兌1美元關口，泰國央行在一周內消耗50億美元外匯儲備守護泰銖匯率穩定；7月2日，泰國央行宣佈放棄實行14年的固定匯率制度，泰銖實行自由浮動，亞洲金融風暴正式揭開序幕<sup>9</sup>。泰國金融危機快速蔓延周邊國家和地區，馬來西亞、菲律賓、印尼均受到匯價衝擊，8月14日，臺灣新臺幣匯率受到攻擊，10月17日，臺灣宣佈放棄阻止新臺幣貶值策略，市場開始謠傳下一個在「外匯戰」被打倒的地區就是香港，像其他經濟體一樣，香港將會放棄捍衛固定匯率制度，讓港元匯價自由浮動。10月20至23日，外匯市場大量港元沽盤湧現，對沖基金以「所向披靡」的氣勢，營造市場恐慌情緒，揭開「香港站」的亞洲金融風暴<sup>10</sup>。(見圖2)

<sup>9</sup> 財經事務局(1998)，《金融市場檢討報告：問題淺釋》，香港：香港特別行政區政府財經事務局；粵海金融控股研究部，1999，《香港聯繫匯率保衛戰》，香港：青文書屋。

<sup>10</sup> 財經事務局(1998)，《金融市場檢討報告：問題淺釋》，香港：香港特別行政區政府財經事務局；沈聯濤(2020)，《十年輪回：從亞洲到全球的金融危機》，中譯本，楊宇光、劉敬國譯，上海：上海三聯書店；王航(編)(1998)，《阻擊風暴：東亞金融危機中的狙擊與阻擊》，貴州：貴州人民出版社。

圖 2：亞洲地區遭受匯價衝擊的時間線，1997 年 6 - 12 月



來源：沈聯濤，2020，第 422 - 426 頁；王航等，1998。

圖 2 顯示，除香港成功捍衛聯繫匯率之外，其他亞洲國家和地區都先後棄守固定匯率制度，宣佈匯價自由浮動為結束。究竟對沖基金或機構性投機者如何透過聯匯匯率制度組織和操作這場「金融戰」？本文整合各方資料得出「多重操控模型<sup>11</sup>」來說明國際炒家在香港的金融操作。(見圖 3)

圖 3：多重操控模型 - 聯繫金融戰

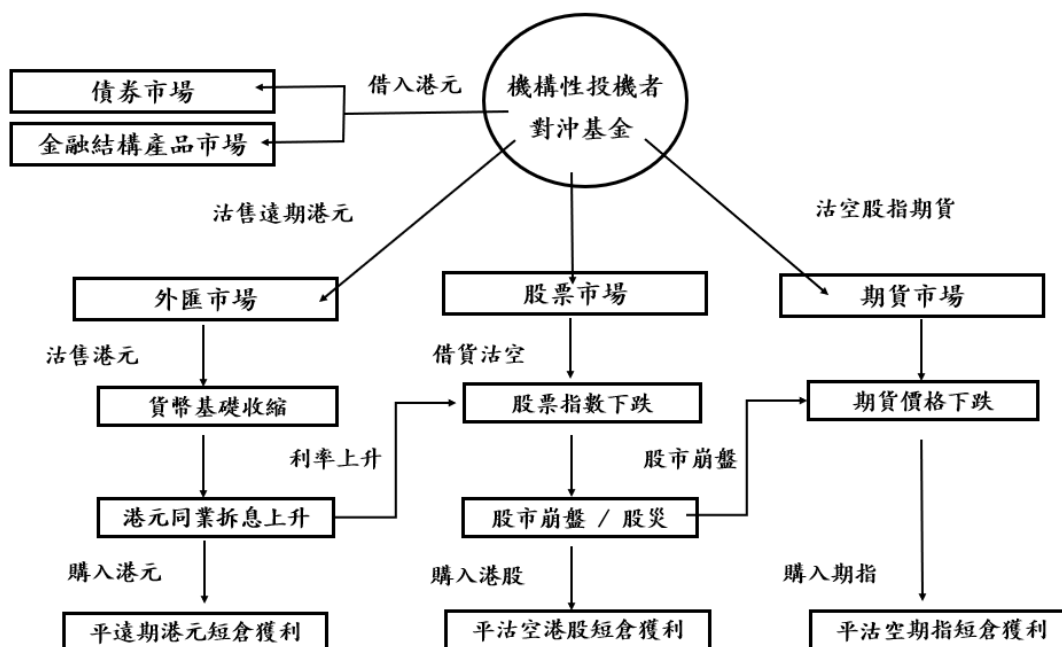


圖 3 展示了國際機構投機者在香港金融體系進行「金融戰」操作的簡化模型，國際機構投機者（主要為對沖基金公司）借入和累積大量港元，通過香港債券市場發行 1 至 2 年期的港元債券進行集資。據金管局資料，債券發行商於 1998 年

<sup>11</sup> 「多重操控」一詞脫變自沈聯濤(2020)《十年輪回：從亞洲到全球的金融危機》的「雙重操作」說法，第 272 頁。

8月發行港元債券融資超過300億港元，按利率溢價高於美元利率5個百分點計算，估計利息開支每天超過400萬港元。這批港元債券發行商包括世界銀行、亞洲開發銀行、北歐投資銀行、歐洲投資銀行、歐洲復興開發銀行、歐洲議會等多邊機構集團，然後與對沖基金透過貨幣掉期交易(currency swap)，讓國際機構投機者累積大量港元<sup>12</sup>。

接著對沖基金公司在期貨市場沽空香港恒生指數期貨(股指期貨，下稱「期指」)，累積大量造空期指短倉。據港交所資料，即月未平倉期指合約，由1998年6月的7萬多張大幅增加到8月的9.2萬張，香港特區政府估計對沖基金公司持有未平倉期指合約大約8萬張，若恒生指數下跌1000點，估計對沖基金公司獲利約40億港元<sup>13</sup>。

當期指短倉部署完成後，對沖基金公司進行下一步計畫，在外匯市場拋售港元，同時利用沽空遠期港元合約和貨幣掉期合約，對沖港元利率上升造成的虧損風險<sup>14</sup>。按貨幣發行局制度(Currency Board System)的運作原則，金管局將被動出售外匯儲備，買入港元，以維持港元匯價穩定，導致貨幣基礎(monetary base)收縮，令銀行同業拆息上升。據金管局資料顯示，1997年10月，國際炒家為了取得資金建立港元短倉，付出了高昂的懲罰性利息。因此，在1998年8月，國際炒家再度衝擊聯繫匯率，先透過「中間人」與發行港元債券的跨國機構進行掉期交易，取得300億港元資本，並鎖定每日利息約400萬港元。1998年8月，炒家大手沽售港元，令貨幣基礎出現嚴重資金短缺，迫使銀行同業拆息大幅飆升，觸發股市崩盤的結果<sup>15</sup>。

在大手沽售港元令市場利率飆升的同時，國際炒家在股票市場進行借貨沽空港股(naked short selling)行動，以加速港股下跌，志在縮短暴露於風險的時間(例如特區政府反擊和執行救市行動所導致的風險)，加快獲利的時間，借貨沽空導致港股跌勢加劇，造成市場恐慌，令整個金融市場失控。

當所有部署按計劃完成，港元匯價受壓，同業拆息飆升，股市崩盤，期指暴跌，國際炒家就按計劃進行「收割」，同時購入港元、港股和期指合約進行平倉「收官」行動。據金管局估計，國際炒家大約持有8萬張未平倉期指短倉，若計畫在1000日內完成目標，他們可以盈虧相抵，若計畫在100日內完成目標，估計國際炒家獲利約36億港元<sup>16</sup>。

<sup>12</sup> 任志剛(1998)，〈捍衛香港的貨幣穩定〉，香港金融管理局編，《香港的貨幣與銀行體系：回顧與前瞻(第二冊)》，香港：香港金融管理局(1999)，第35-41頁。文章轉載自任志剛於1998年10月14日在新加坡舉行TDC Networking Luncheon時發表演詞，並曾載於1998年11月號《金融管理局季報》；任志剛(1998)，〈處理金融危機〉，香港：香港金融管理局。文章轉載自任志剛於1998年11月23日在悉尼舉行Inside Asia Lecture 1998時發表演詞。

<sup>13</sup> 任志剛(1998)，〈處理金融危機〉，香港：香港金融管理局。文章轉載自任志剛於1998年11月23日在悉尼舉行Inside Asia Lecture 1998時發表演詞；沈聯濤(2020)，《十年輪回：從亞洲到全球的金融危機》，中譯本，楊宇光、劉敬國譯，上海：上海三聯書店，第272頁。

<sup>14</sup> 陳永豪、關蔭強(編)(1998)，《再論港元危機》，香港：匯訊出版有限公司；鄭國漢、雷鼎鳴(編)(1998)，《為港元危機斷症》，香港：匯訊出版有限公司。

<sup>15</sup> 任志剛(1998)，〈捍衛香港的貨幣穩定〉，香港金融管理局編，《香港的貨幣與銀行體系：回顧與前瞻(第二冊)》，香港：香港金融管理局，1999，第35-41頁。文章轉載自任志剛於1998年10月14日在新加坡舉行TDC Networking Luncheon時發表演詞，並曾載於1998年11月號《金融管理局季報》；沈聯濤(2020)，《十年輪回：從亞洲到全球的金融危機》，中譯本，楊宇光、劉敬國譯，上海：上海三聯書店，第272頁。

<sup>16</sup> 任志剛(1998)，〈處理金融危機〉，香港：香港金融管理局。文章轉載自任志剛於1998年11月23日在悉尼舉行Inside Asia Lecture 1998時發表演詞。

圖 3「多重操控模型」展示了國際炒家衝擊聯繫匯率不單純靠沽售港元，透過遠期合約或其他結構性金融工具進行套戥 (arbitrage) 行動，賺取匯率和利率差價，而是透過一個複雜的金融操作計畫，利用整個金融市場 (債券市場、外匯市場、期貨市場、股票市場、結構性金融工具、私人銀行市場) 的金融自由度 (financial liberalization) 進行「立體金融戰爭」。事實上，聯繫匯率制度隱藏的金融風險是一場「兵凶戰危」的國際金融博弈，雙方出動的是「全方位」的金融武器，這涉及不同金融產品之間的聯動變化 (dynamic causality)，不同市場法規制度和資訊不對稱 (asymmetric information) 等結構性因素所產生套利機會進行「金融掠奪」計畫。此外，參與集資和不同階段操作部署均涉及眾多機構，股票市場法規與私人銀行結構性金融產品的法規條款存在不同限制和操作，政府對策資料存在外泄風險，會否有人因此能透過內幕交易獲利而導致「道德風險」(moral hazard) 問題，以上各種變數導致整個「多重操控模型」比想像中更為複雜多變，市場的不確性不容忽視，這也是聯繫匯率制度的宏觀經濟背景——「兵凶戰危」的國際金融環境，反映了聯繫匯率制度的宏觀結構性問題。

### 3. 聯繫匯率制度的本質問題：偽國際貨幣

除了上述「多重操控模型」展示政府應對國際炒家金融操作的複雜性，本文稱為聯繫匯率的「宏觀結構性問題」，隱藏的金融風險是一場「兵凶戰危」的國際金融博弈，聯繫匯率還有其自身的「微觀結構性問題」，偽國際貨幣的本質，狐假虎威的貨幣問題。

任志剛在《香港貨幣體制的未來》提出一個非常有意思和值得深思的問題，聯繫匯率下的港元本質問題。一直以來，香港特區政府都強調香港是一個國際的商業都會，作為中國內地與世界各地的國際商業橋樑，提供專業和高端商業服務、多元化資產管理和全面融資集資管道的國際商業中心之一，以強化國際金融中心地位為經濟發展目標之首，在粵港澳大灣區發展計畫中，香港會以成為大灣區的「金融龍頭」作為發展目標，積極開拓人民幣離岸市場<sup>17</sup>和國際資本市場的「複合金融經濟體」。問題是聯繫匯率制度下的港元，是一種以雄厚外匯儲備與美元掛勾的「偽國際貨幣」結構，一種本質是「狐假虎威」的本地流通貨幣作為國際金融的支付工具，但當老虎年老力衰，大勢已去的情況下，像「狐狸」的港元會面對甚麼政經問題？

任志剛在《香港貨幣體制的未來》舉出具體例子說明港元的問題<sup>18</sup>：

每當有大型招股活動，認購超額多倍，此時，通過港元貨幣買賣而流入流出的龐大資金流，以及在港元貨幣市場創造的信貸膨脹，是否有利於維持香港的貨幣與金融穩定。外資擁有以港元為貨幣單位的大量遊資，對香港的貨幣金融穩定當然會有所影響。香港作為中國的國際金融中心，交投活動興旺，自然吸引更多外資 (也包括內地資金) 來進行日漸複雜的金融活動，時有涉及杠杆買賣和衍生工具，相比之下，本地金融活動，以相對小型的香港經濟體為物件，活動數量和複雜程度遠遠比不上這些外資，……他們這些行為卻足以在金融市場，特

<sup>17</sup> 根據 SWIFT 2025 年 2 月的報告，全球最大的人民幣離岸市場在香港，佔總體離岸人民幣金額 78.67%，第二位是英國，佔總體離岸人民幣金額 5.7%，新加坡排第三位，市佔率 3.75%。

<sup>18</sup> 任志剛 (2012)，《香港貨幣體制的未來》，香港：香港中文大學，全球經濟及金融研究所，研究專論第九號，第 13 頁。



別是港元貨幣市場造成短期波動，波幅之急劇可以是本地經濟難以承受的，1997-98年的危機，大家有目共睹。

這就是可能在2018年，任志剛出席港交所研討會時表示可考慮港元以外的不同貨幣交易選擇，以穩定香港貨幣市場環境，建議人民幣取代港元進行「國際交易」的支付工具。(見圖1)

一直以來，特區政府強調外匯儲備是基礎貨幣的數倍之多，足以兌換全數M1的貨幣總量，證明擁有抵禦國際炒家貨幣攻擊的能力。然而，這說法的前題是銀行體系沒有出現大量港元存款兌換外幣的「港元擠提」(Hong Kong dollar run)現象或沒有大量外資兌換外幣撤資的「資本外逃」(capital flight)問題。表1展示了香港外匯儲備長期維持貨幣基礎約1.7-1.6倍，並足以全數兌換M1的港元總量，但外匯儲備占M3貨幣供應量只約四成，這意味著外匯儲備不能應付極端性「港元擠提」的市場恐慌現象，這就是陳乃虎、陳永豪倡議採用「港元認沽期權」機制加強市場信心的「二陳方案」理念<sup>19</sup>，也就是說，捍衛聯繫匯率的核心不是雄厚的外匯儲備，而是穩定市場信心的金融機制。

表1：香港貨幣供應量與外匯儲備，2024年1月 - 2025年1月

	外匯儲備 (百萬港元)	貨幣基礎 (百萬港元)	外匯儲備 /貨幣基礎 (%)	M1貨幣供應 (百萬港元)	外匯儲備 /M1 (%)	M3貨幣供應 (百萬港元)	外匯儲備 /M3
2024年1月	3,307,416	1,910,478	173.1	2,529,149	130.8	8,905,450	40.1
2024年6月	3,250,056	1,926,927	168.7	2,646,669	122.8	9,461,142	38.9
2025年1月	3,283,989	1,994,531	164.7	2,769,457	118.6	10,178,514	38.1

來源：香港金融管理局

註：表中顯示的貨幣供應量已經扣除外幣掉期存款數字。

因此，當「去美元化」造成美元貶值或引發攻擊性拋售的貨幣戰，市場情緒失控造成恐慌性「港元擠提」或「資本外逃」情況下，大量港元兌換成外幣，聯繫匯率最終可能因外匯儲備急促收縮造成被突擊誘因而失守，這也是為何持續有投機者針對「社會情緒」，在各類媒體「放風」表示準備大量資金衝擊聯繫匯率的原因，例如美國對沖基金海曼資本(Hayman Capital)首席投資官凱爾巴斯(Kyle Bass)有關衝擊聯繫匯率的言論<sup>20</sup>。事實上，兌換港元的外幣，不一定是美元，任何一種外幣在「去美元化」情況下，都可能成為港元的「攻擊對手」。問題是香港沒有設立法定儲備規定，銀行無須在金管局結算戶口維持大量結餘，因此，銀行同業拆息對資金流向變得非常敏感，任何一家銀行出售港元都有可能導致基礎貨幣收縮令同業拆息飆升<sup>21</sup>，也就是說，沒有法定儲備規定的聯繫匯率制度存在同業拆息彈性偏高的風險問題。

<sup>19</sup> 陳永豪、關蔭強(編)(1998)，《再論港元危機》，香港：匯訊出版有限公司；鄭國漢、雷鼎鳴(編)(1998)，《為港元危機斷症》，香港：匯訊出版有限公司。

<sup>20</sup> 《香港能否保住聯繫匯率制度？專家：只要不打仗就可以》，《BBC News 中文》，2022年7月29日。  
[www.bbc.com/zhongwen/trad/business-62332833](http://www.bbc.com/zhongwen/trad/business-62332833)。

<sup>21</sup> 任志剛(1998)，〈捍衛香港的貨幣穩定〉，香港金融管理局編，《香港的貨幣與銀行體系：回顧與前瞻(第二冊)》，香港：香港金融管理局，1999，第35-41頁。文章轉載自任志剛於1998年10月14日在新加坡舉行TDC Networking Luncheon時發表演詞，並曾載於1998年11月號《金融管理局季報》。

#### 4. 中美博弈下的貨幣戰：去美元化

關於「去美元化」的具體內容至今沒有較權威性的定義，有關說法主要是隨著「俄烏戰爭」發生，因應歐美為主的經濟體向俄羅斯進行經濟制裁，把大部分俄羅斯銀行剔出 SWIFT 系統，凍結俄羅斯央行在外國的外匯儲備資產和限制俄羅斯盧布在國際市場進行交易等一連串制裁行動的「反制」結果，透過提高「本幣交易」突破歐美制裁封鎖，可以這樣說「去美元化」是建立「美元以外」的「國際交易圈」以對抗歐美的金融制裁方法，也就是把「美元」剔出在這些國家經濟圈的「結算貨幣」體制。這說法跟國際貨幣基金會 (International Monetary Fund, IMF) 的兩份工作論文對「去美元化」定義接近，認為「去美元化」是一種「貨幣替代現象」(currency substitution phenomenon) 和「逆美元化資產替代模式」(asset substitution form of dollarization)，也就是另一貨幣替代美元在交易和資產計價功能的現象<sup>22</sup>，另一份 IMF 報告則認為「去美元化」是使用本幣交易比外幣更能吸引民眾採納的現象<sup>23</sup>。

同樣早於「俄烏戰爭」提出涉及「去美元化」概念的經濟學家是日本濱矩子 (Noriko Hama)，2011 年 3 月 11 日，日本發生關東大地震而引發巨型海嘯，導致日本提供全球零件的供應鏈中斷，導致全球出現短暫經濟恐慌現象。然而，在過去世界局勢出現嚴重不穩定的時候，資本市場會出現資金避險現象，外匯市場出現大量美元買盤，從而推高美元匯價，原因是美元是全球的「關鍵貨幣」，具有最大避險功能。但是，日本發生大海嘯之後，日圓兌美元出現反常的大幅升值現象，濱矩子認為這反映美元失去資金避險功能，用她的說法，就是「美元作為關鍵貨幣」的時代已經結束。濱矩子對「關鍵貨幣」的定義是「能夠建立一個與全世界達到互利關係的國家貨幣」<sup>24</sup>，這個說法跟中國經濟學家翟東升提出的「以美元為基礎的世界經濟體系存在“中心-週邊”結構貨幣體系」，即美元以外的貨幣會向美元中心傾斜，導致美元中心 (內層) 獨厚，其他週邊貨幣 (外層) 被擠壓導致規模細少，形成一種「不對稱的二層結構」的國際貨幣體系，令週邊國家 (美國以外的國家) 幾乎沒有質和量的能力超越「中心」(美元)<sup>25</sup>。

可以這樣說，「去美元化」的核心概念就是減少美元在各方面的使用，包括外匯儲備、國際貿易、大宗商品和金融產品的定價和結算等經濟和金融活動的貨幣功能。雖然中國外匯管理局公佈了 2023 首季外匯收支情況，指出在 2023 年 3 月的中國跨境收支，人民幣跨境交易占比達到 48%，美元跨境交易占比 47%，這是中國在跨境交易中使用人民幣占比首次超越美元<sup>26</sup>，但從國際機構 (如 IMF、SWIFT) 的資料顯示人民幣在各項比例沒有展示「去美元化」的明顯變化 (見表 2)。故此，「去美元化」在「人民幣國際化」、「本幣交易」和「本幣互換協定」的資料變化還有待觀察，現在可能還只是「去美元化」醞釀階段。

<sup>22</sup> Catão, Luis A.V. and Terrones, Marco E. (2016), Financial De-dollarization: A Global Perspective and the Peruvian Experience, *IMF Monetary Paper*, 16/97.

<sup>23</sup> Kokenyne, A., Ley, J. and Veyrune, R. (2010), Dedollarization, *IMF Working Paper*, 10/188.

<sup>24</sup> 濱矩子 (2011)，《從貨幣讀懂世界經濟》，中譯本，孫玉珍譯，台灣：商周出版，2012。

<sup>25</sup> 翟東升 (2019)，《貨幣、權力與人：全球貨幣與金融體系的民主主義政治經濟學》，北京：中國社會科學出版社。

<sup>26</sup> 國家外匯管理局公佈的新聞發布會資料，只有說明人民幣在跨境使用中的佔比不斷上升，2022 年接近 50%，今年一季度佔比進一步提升。資料來自《“2023 年一季度外匯收支數據情況”新聞發布會文字實錄》，國家外匯管理局，2023 年 4 月 21 日，[www.safe.gov.cn/big5/www.safe.gov.cn/safe/2023/0421/22627.html](http://www.safe.gov.cn/big5/www.safe.gov.cn/safe/2023/0421/22627.html)；《中國跨境交易中人民幣使用率首次超過美元 離挑戰「美元霸權」有多遠？》，《BBC News 中文》，2023 年 4 月 28 日，[www.bbc.com/zhongwen/trad/business-65423899](http://www.bbc.com/zhongwen/trad/business-65423899)。



表 2：主要貨幣（美元、歐羅、人民幣）在國際經濟的使用比率，2022 第一季至 2024 第四季

	外匯儲備			國際貿易支討			金融市場交易		
	美元	歐羅	人民幣	美元	歐羅	人民幣	美元	歐羅	人民幣
2022 第一季	58.97	19.96	2.84	41.07	35.36	2.20	87.19	5.66	2.32
2022 第三季	60.10	19.49	2.63	42.31	35.15	2.44	85.27	5.58	4.25
2023 第一季	59.46	19.58	2.58	41.74	32.64	2.26	83.71	6.41	4.50
2023 第三季	59.18	19.56	2.37	46.58	23.60	3.71	84.15	5.43	5.80
2024 第一季	58.94	19.60	2.15	47.37	21.93	4.69	84.13	5.89	5.28
2024 第三季	57.39	20.02	2.17	47.01	22.56	3.61	83.25	5.70	5.66
2024 第四季				49.12	21.74	3.75	81.89	6.50	5.98

來源：IMF，SWIFT

## 5. 貨幣戰略的概念和對應策略的方向

2022 年 2 月 24 日，「俄烏戰爭」開始，以美國為首的已發展經濟體聯手限制俄羅斯的國際經濟活動空間，停止與俄羅斯進行經濟、貿易和金融的往來和合作，終止八成的俄羅斯銀行使用 SWIFT 系統進行國際交易結算，壓縮俄羅斯盧布的貨幣功能和國際空間。戰爭發生一個月後，俄羅斯宣佈使用盧布作為購買俄羅斯石油的結算貨幣，扭轉盧布的形勢，盧布開始升值，這反映貨幣「基礎實力」的重要性。

經濟學家對「貨幣權力」(monetary power) 的結構和運用進行了數十年研究<sup>27</sup>，可惜，相關的理論和看法還未達到共識，未能建立具權威性的理論框架。不過，他們對「貨幣」的本質擁有共同理念，認為「貨幣」不是現代主流經濟學的「純經濟」定義，除了交易、記帳和儲存價值的功能之外，貨幣的另一重要概念是「戰略」功能，運用與貨幣有關的策略達到經濟和政治目的。例如，美國透過貨幣政策影響美元匯率和利率，刺激各地區的金融市場出現不同程度的波動，影響各國對外直接投資 (foreign direct investment, FDI) 流向，達到設定的戰略意圖，如俗稱的「割韭菜」(play for a sucker) 策略或其他政治打壓目的，例如倫敦一個智庫<sup>28</sup>認為美國可透過貨幣政策影響中國的外匯儲備規模和國際資金在中國流向，從而削弱中國外交自信和能力的<sup>29</sup>；另一個例子是在 1956 年，英法聯軍入侵埃及控制蘇伊士運河 (Suez Canal)，藉此向埃及政府施壓，促使埃及政府停止對國際航道實施國有化政策，停止限制其他國家商船在蘇伊士運河的自由航行，然而，美國反對英法的軍事行動，要求英法立刻停火並撤軍，於是，美國政府通知英國，若不停火撤軍，英國將無法動用在美國控制的 IMF 儲備資源，也就是凍結英國在 IMF 的流動性，並在金融市場限制對英國發出口信貸額度，英鎊隨即貶值，最後，英國宣佈停火<sup>30</sup>，這些例子均反映「貨幣」作為戰略工具對政治和軍事的影響力。

<sup>27</sup> 安德魯 (David M. Andrews)、科恩 (Benjamin J. Cohen) 和庫珀 (Scott Cooper) 等經濟學家都曾深入研究貨幣權力的概念和構成的問題。

<sup>28</sup> 查塔姆研究所 (Chatham House)，這智庫正式名稱為「英國皇家戰略研究所」(The Royal Institute of International Affairs)，2013 年，查塔姆研究所被美國賓夕法尼亞大學 (University of Pennsylvania) 的全球關鍵智庫指標評比報告排名為世界第二，美國境外第一。該文作者魯賓 (David Lubin) 是花旗新興市場經濟部主管和查塔姆研究所副研究員。

<sup>29</sup> Lubin, D. (2019), How US Monetary Policy Has Tamed China, *Project Syndicate*, 15 Jan 2019.

<sup>30</sup> Andrews, David M. (edited) (2006), *International Monetary Power*, Cornell University Press, p.7.

聯繫匯率自身的微觀結構特點(偽國際貨幣結構)處於一個極容易吸引國際炒家攻擊的狀態，形成聯繫匯率的宏觀結構的不穩定和高風險(兵凶戰危的宏觀結構)，在今天「去美元化」的複雜國際貨幣環境下，究竟掛勾美元對香港經濟發展和金融穩定是否有利，實在值得三思。無論如何，改變聯繫匯率制度是一個高度敏感的「政治課題」，任何變化都需要周詳部署，但是，國際局勢風雲多變，不能不作任何應急準備。

聯繫匯率最大特點是利用雄厚的外匯儲備掛勾美元，籍著美元的霸權地位建立港元在國際金融的優勢和穩定，這結構的本質就是偽國際貨幣的「狐假虎威」功能，而「去美元化」對港元的最大威脅就是「樹倒猢猻散」的衝擊，引發國際炒家再次籌畫「立體金融戰」在香港進行「金融博弈」，將對香港經濟造成沉重打擊，又或中美博弈惡化，台海局勢緊張引發歐美進行「金融核武」制裁香港，藉以打擊中國的政治和經濟，這都正是聯繫匯率隱藏的最大風險所在，也是需要貨幣戰略準備的原因。

本文引述多位本地專家和學者對聯繫匯率、去美元化和金融核武的看法，他們都不約而同提到港元可直轉掛勾人民幣或以人民幣取代港元進行國際金融的交易結算工具，這正反映港元的第二種特性，港元背後可依靠的「老虎」不只一隻，香港在離岸人民幣市占率超過七成，除了地利和政治因素之外，也反映中國政策的戰略思維和部署，香港只需按這方向繼續發揮港元的「狐假虎威」功能和優勢，也意味著香港特區應該儘早制定一套如何隨時跟人民幣接軌的貨幣戰略方案，正如任志剛指出這裡有大量技術問題是需要時間處理，當中善用現代的金融科技技術和籌備中的「貨幣橋」體系可能是聯繫匯率制度的貨幣戰略備案的重要工具，而中國政府也可利用這隻「狐狸」建立人民幣的國際金融市場的「防火牆」，達到雙贏局面。

## 6.總結

聯繫匯率問題不是一個單純的匯率制度或貨幣政策的經濟問題，它是一個高度政治化和戰略考量的管治問題，如何從戰略思維去研究和分析聯繫匯率制度和港元問題，將是未來中國政府和香港政商學界應該關注的方向，當中涉及跨學科專家共同研究，透過經濟、金融、社會、政治、歷史、軍事、戰略和哲學等綜合視角的認知和思辯，才能為香港的貨幣體系改革和經濟發展戰略作出有實用性的建議。

## 參考文獻

- 濱矩子 (Noriko Hama) (2011), 《從貨幣讀懂世界經濟》, 中譯本, 孫玉珍譯, 臺灣: 商周出版, 2012。
- 財經事務局 (1998), 《金融市場檢討報告: 問題淺釋》, 香港: 香港特別行政區政府財經事務局。
- 陳永豪、關蔭強 (編) (1998), 《再論港元危機》, 香港: 匯訊出版有限公司。
- 貨幣政策及市場部 (1994), 〈銀行同業流動資金的管理〉, 中譯本, 香港金融管理局編, 《香港的貨幣與銀行體系: 回顧與前瞻》, 香港: 香港金融管理局, 1996, 第 24 – 33 頁。英文原文並曾載於 1994 年 11 月號《金融管理局季報》。
- 翟東升 (2019), 《貨幣、權力與人: 全球貨幣與金融體系的民主主義政治經濟學》, 北京: 中國社會科學出版社。
- 李永勝 (1999), 《香港金融保衛戰 — 兼論外匯投機》, 瀋陽: 遼寧人民出版社。
- 任志剛 (1998a), 〈捍衛香港的貨幣穩定〉, 香港金融管理局編, 《香港的貨幣與銀行體系: 回顧與前瞻 (第二冊)》, 香港: 香港金融管理局, 1999, 第 35 – 41 頁。文章轉載自任志剛於 1998 年 10 月 14 日在新加坡舉行 TDC Networking Luncheon 時發表演詞, 並曾載於 1998 年 11 月號《金融管理局季報》。
- 任志剛 (1998b), 《處理金融危機》, 香港: 香港金融管理局。文章轉載自任志剛於 1998 年 11 月 23 日在悉尼舉行 Inside Asia Lecture 1998 時發表演詞。
- 任志剛 (2012), 《香港貨幣體制的未來》, 香港: 香港中文大學, 全球經濟及金融研究所, 研究專論第九號。
- 沈聯濤 (2020), 《十年輪回: 從亞洲到全球的金融危機》, 中譯本, 楊宇光、劉敬國譯, 上海: 上海三聯書店。
- 王航 (編) (1998), 《阻擊風暴: 東亞金融危機中的狙擊與阻擊》, 貴州: 貴州人民出版社。
- 粵海金融控股研究部 (1999), 《香港聯繫匯率保衛戰》, 香港: 青文書屋。
- 鄭國漢、雷鼎鳴 (編) (1998), 《為港元危機斷症》, 香港: 匯訊出版有限公司。
- Andrews, David M. (edited) (2006), *International Monetary Power*, Cornell University Press.
- Catão, Luis A.V. and Terrones, Marco E. (2016), Financial De-dollarization: A Global Perspective and the Peruvian Experience, *IMF Monetary Paper*, 16/97.
- Cipriani, M., Goldberg, Linda S. and Spada, Gabriele L. (2023), Financial Sanctions, SWIFT, and the Architecture of the International Payments System, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 1047.
- Cohen, Benjamin J. (2006), The Macrofoundations of Monetary Power, in *International Monetary Power*, edited by David M. Andrews, Cornell University Press.
- Cumming-Bruce, N. (2022), Switzerland says it will freeze Russian assets, setting aside a tradition of neutrality, *New York Times*, 2 March 2022.
- Deliso, M. (2022), What is SWIFT and why it's being called the 'nuclear' option for Russian sanctions, *ABC News Network*, 27 February 2022.
- Federal Department of Economic Affairs, Education and Research (2023), CHF 7.4 billion of Russian central bank assets held in Switzerland, *Federal Council of the Swiss Government*, 10 May 2023.

- Kokenyne, A., Ley, J. and Veyrune, R. (2010), Dedollarization, *IMF Working Paper*, 10/188.
- Latter, T. (2007), *Hong Kong's Money: The History, Logic and Operation of the Currency Peg*, Hong Kong: Hong Kong University Press.
- Lubin, D. (2019), How US Monetary Policy Has Tamed China, *Project Syndicate*, 15 Jan.
- Scott, Robert H. (1984), *Saving Hong Kong's Dollar*, Hong Kong: University Publisher & Printer.
- U.S. Department of Treasury (2022), *U.S. Treasury Announces: Unprecedented & Expansive Sanctions Against Russia, Imposing Swift and Severe Economic Costs*, 24 February 2022.

《“2023 年一季度外匯收支資料情況”新聞發佈會文字實錄》，國家外匯管理局，2023.04.21。

〈為被剔 SWIFT 做預案〉，《明報》，2022.05.04。

〈任志剛：除非爆發「金融核戰」否則香港應維持聯繫匯率制度〉，《明報》，2022.06.06。

《香港能否保住聯繫匯率制度？專家：只要不打仗就可以》，《BBC News 中文》，2022.07.29。

《中國跨境交易中人民幣使用率首次超過美元 離挑戰「美元霸權」有多遠？》，《BBC News 中文》，2023.04.28。

〈聯繫匯率議論再起 梁定邦稱最壞情況下港元轉與人民幣掛《Finance730》〉，2022.05.30。

〈回歸 25 年：細數任志剛歷年聯繫匯率言論變化〉，《Finance730》，2022.06.25。

Hong Kong should stick to four-decade-old US dollar currency peg as it braces for 'unusual challenges' ahead, HKMA former CEO Yam says. *South China Morning Post*, 2022.06.06.

Yam offers fearful reading on Swift threat. *The Standard*, 2022.07.25.

*RMB Tracker: Monthly Reporting and Statistics on Renminbi (RMB) Progress Towards Becoming an International Currency*, SWIFT.

## 二、從國際收支新形勢看香港作為國際金融中心的地位

潘志昌

韓大遠

### 摘要

國際金融中心是一個匯聚來自世界各地的金融機構進行國際資金融通的地方。在這個地方進行的金融交易，包括境內資金供給者與資金需求者的交易、境內資金供給者與境外資金需求者的交易、境外資金供給者與境內資金需求者的交易、境外資金供給者與資金需求者的交易（離岸市場）。

### 1. 引言

自中國證監會於 2007 年發佈《境外中資控股上市公司在境內首次公開發行股票試點辦法(草案)》後，香港已展開港股將被邊緣化的討論，但市場對此題目的討論並不熱烈，直至紅籌股即將回歸之際，國企來港上市速度減慢、才引起關注。若情況持續下去，港股市場交投量可能逐步縮減，香港作為國內企業上市地位將淡化，而紅籌由於屬境外註冊公司，意味其他境外公司未來有機會到國內上市，以及較早前上海交易所邀請香港大型藍籌公司到上海上市，這種跡象都顯示港股勢被邊緣化，一旦待人民幣自由兌換，有些人會擔心香港的國際金融中心地位，將會被上海取代。

根據倫敦市法團發表的 2008 年 3 月全球金融中心指數<sup>31</sup>，當中確認倫敦及紐約是最重要的兩個國際金融中心；雖然香港獲排名第三、四位之間，其指數明顯是屬於低一梯次的組別（見表 1），但值得注意的是，香港是遙遙領先於上海和北京。另外，世界結算銀行資料顯示截至 2008 年 1 底<sup>32</sup>，香港是以對外負債和債權計算全球第十五大的銀行中心，以市值計算全球第七大的證券市場，以外匯交投量計算全球第六大及以外匯及場外衍生工具市場計算全球第七大的金融中心。由此可見，香港是有條件進一步優化其國際金融中心的角色。

作為一個國際金融中心的條件，包括資金進出的自由、匯率的穩定、有龐大資金供給的來源、擁有眾多跨國金融機構、活躍的銀行同業拆借市場、高質素的金融從業員、適當的時區和地理位置、穩健的金融監管制度、司法制度的健全、稅制簡單、有效及廉潔的政府、高效率的會計制度、先進的資訊以及交收系統（Ho, 1990, p. 382）。然而，在現今環球金融出現急遽變化，單靠以上各項內在優勢以維持國際金融中心地位是不足夠的，若要吸引國際金融投資者進來交易，還需要一個有為的政府去捕捉國際金融發展新趨勢和採取迎合市場的措施來協

<sup>31</sup> 由倫敦市法團編制之全球金融中心指數主要是根據人材、營商環境、金融市場的普及程度、基礎建設、以及般競爭力等五大範疇來評定全球 50 個金融中心的得分。The Z/Yen Group for the City of London, the Global Financial Centres Index 3, March 2008. (<http://www.zyen.com/Knowledge/Research/GFCI%203%20March%202008.pdf>)

<sup>32</sup> United Nations, World Investment Report 2007 ([http://www.unctad.org/en/docs/wir2007\\_en.pdf](http://www.unctad.org/en/docs/wir2007_en.pdf))

助發展其競爭力。本文主要是試從香港國際收支近年變動的趨勢來分析香港作為一個國際金融中心的地位。

**表 1：全球主要金融中心排名**

城市名稱	2007年9月		2008年3月		2008年3月	
	金融中心指數	排名	金融中心指數	排名	金融中心指數	排名
倫敦	795	1	806	1	781	1
紐約	786	2	787	2	768	2
香港	695	3	697	3	684	4
新加坡	675	4	673	4	687	3
蘇黎世	665	5	666	5	659	5
法蘭克福	642	6	649	6	633	8
日內瓦	640	7	645	7	638	6
芝加哥	637	8	639	8	638	7
東京	628	9	625	10	611	15
雪梨	621	10	636	9	610	16
上海	554	31	527	30	538	35
北京	493	46	482	36	478	51

來源：The Global Financial Centers Index 3/5, March 2008/09

## 2. 香港國際收支平衡表成份帳的變動趨勢

國際收支平衡表是有系統地載錄，在指定期間內，某經濟體系與世界其他各地的各類經濟交易的統計表。香港的國際收支平衡表包括經常帳及資本及金融帳兩個主要核算帳。

經常帳是主要量度實質資源的流動，包括貨物的進出口、服務的輸入及輸出、從外地應收及應付予外地的收益，以及從外地及往外地的經常轉移。經常帳的交易按總額記錄，反映一個經濟體系向世界各地提供，或從世界各地獲取實質資源的情況。資本帳是用來量度資本轉移及非生產／非金融資產的對外交易<sup>33</sup>；金融帳記錄本地居民與非本地居民之間的金融資產及負債交易。它顯示某經濟體系如何融資以進行其對外交易。金融帳內的交易可歸類為直接投資、有價證券投資、金融衍生工具、其他投資及儲備資產。

表 2 摘錄了自 1998 年到 2008 年香港政府統計處發布之國際收支統計數字。概略觀察這些數據，我們可以發現四個特點：(1) 雖然香港的國際收支中的經常帳在這 11 年都是盈餘（貨物和服務淨流出）而資本及金融帳卻是赤字（投資淨流出），但是它們的絕對值卻具高度相關（ $r=0.93$ ）；(2) 整體的國際收支絕對值在 1998 年及 2008 年分別相當於本地生產總值的 4.1% 及 15.7%，可見國際收支不均衡的情況愈來愈嚴重；(3) 資本及金融帳的流出淨值在這 10 年期間內由 1998 年底 315 億 1 千 5 百萬港元躍升到 2008 年底的 2,158 億 2 千 2 百萬港元，

<sup>33</sup> 資本轉移是指在無經濟價值報償下，固定資產的轉移或債務的減免。與收買或放棄固定資產相連或作為條件的現金轉移亦屬資本轉移。資本轉移主要是債務減免及移民轉移。移民轉移是個人因移民而產生的兩個經濟體系之間的貨物流動及金融項目變動之互相抵銷帳目。收買或放棄非生產、非金融資產包括非由生產而生的有形及無形資產的對外交易。非生產、非金融資產包括土地及地下資產、專利、版權及專營權等。（摘自《香港國際收支平衡統計》，二零零八年第四季，第 62 頁）

平均年增長率 21.2%<sup>34</sup>，比香港本地生產總值的 2.6%<sup>35</sup> 平均年增長率高出很多；  
 (4) 有價證券投資在 2001 年以後從淨流入轉變為淨流出，在 2001 年底到 2008 年底金融資產帳項內的直接投資、有價證券投資、金融衍生工具、和其他投資<sup>36</sup> 的變動淨值分別是 1,216 億 4 百萬港元、負 19,633 億 3 千 8 百萬港元、3,468 億 8 千萬港元、和 5,778 億 1 千 9 百萬港元，可見有價證券投資帳項在香港整個國際收支平衡表中正扮演着一個非常重要的角色。因此以下的分析將集中在有價證券投資帳項。

---


$$^{34} \left( \sqrt[2008-1998]{\frac{215822}{31514}} - 1 \right) \times 100\% = 21.2\%$$

$$^{35} \left( \sqrt[2008-1998]{\frac{1678514}{1292764}} - 1 \right) \times 100\% = 2.64\%$$

<sup>36</sup> 其他投資是指直接投資、有價證券投資、金融衍生工具或儲備資產以外對非本地居民的其他金融申索及負債，包括非作銷售的貸款、貨幣和存款、貿易信貸及金融租賃等。

表 2：香港國際收支平衡表：1998–2008 百萬港元

國際收支帳項	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
經常帳	19,421	79,535	54,494	76,315	96,800	128,240	122,512	156,933	178,166	199,160	238,442
資本及金融帳	-31,514	-83,374	-51,863	-97,359	-151,179	-179,086	-184,640	-182,431	-209,935	-259,247	-215,822
非儲備資產的資本及金融資產(變動淨值)	-84,094	-5,507	20,459	-60,829	-169,720	-171,497	-159,155	-171,732	-163,199	-144,749	48,047
資本轉移	-18,445	-13,812	-12,044	-9,155	-15,686	-8,292	-2,561	-4,939	-2,900	10,338	16,909
貸方	2,923	299	438	322	239	1,028	8,966	7,783	10,992	27,147	35,172
借方	-21,369	-14,611	-12,482	-9,478	-15,925	-9,320	-11,527	-12,723	-13,892	-16,809	-18,263
金融資產(變動淨值)	-65,649	8,305	32,503	-51,674	-154,033	-163,205	-156,594	-166,812	-160,300	-155,086	31,138
直接投資	-17,192	40,511	19,976	96,948	-60,685	63,372	-91,38	49,996	635	-52,577	23,915
有價證券投資	171,052	256,812	190,782	-322,045	-302,484	-264,619	-306,368	-245,017	-207,879	-21,452	-292,474
金融衍生工具	25,550	79,225	1,661	39,640	51,563	78,288	44,319	30,52	25,925	43,534	63,611
其他投資	-245,059	-368,243	-179,917	133,783	157,573	-40,247	196,492	-2,294	21,019	-124,592	236,085
儲備資產(變動淨值)	52,581	-77,867	-78,321	-36,530	18,541	-7,589	-25,486	-10,679	-46,735	-114,498	-263,869
淨誤差及遺漏	12,092	3,839	3,369	21,044	84,329	50,846	62,128	25,498	31,769	60,087	-22,620
整體的國際收支	-52,581	77,867	78,321	36,530	-18,541	7,589	25,486	10,679	45,735	114,498	263,869
香港本地生產總值(GDP)	1,292,764	1,266,668	1,317,650	1,299,218	1,277,314	1,234,761	1,291,923	1,382,590	1,475,357	1,615,016	1,678,514

來源：摘自香港政府統計處，《香港國際收支平衡統計》，二零零八年第四季，第 9-10 頁；2008 香港本地生產總值，香港統計處 2009 年。



### 3.香港有價證券投資的現況

有價證券投資是指對非本地的股本證券及債務證券（例如中長期債券、貨幣市場工具）所作的投資。與直接投資者相比，有價證券投資者在投資非本地企業所發行的股本證券及債務證券時，對該等企業並無持久的利益或在管理方面具影響力。凡持有一間公司不足 10% 的股份，均視為有價證券投資。分析表 3，可以看到 2008 年全年有價證券投資資產增加 1,494 億 4 千萬港元，而負債則減少 1,425 億 3 千 4 百萬港元。合併來看，2008 年有價證券投資錄得 2,924 億 7 千 4 百萬港元淨流出，而 2007 年則錄得 214 億 5 千 2 百萬港元淨流出。2008 年有價證券投資資產的增加主要是由於香港居民持有的非本地股本證券及短期債務證券增加，而有價證券投資負債的減少主要是由於非本地居民減持了香港的債務證券。

表 3：香港國際收支平衡表中有價證券的投資流動淨值

年份	有價證券的投資流動淨值(百萬港元)					總計
	股本證券	債務證券			小計	
		中長期債券	貨幣市場工具			
1998	49,574	115,269	6,209		121,478	171,052
1999	234,005	8,562	14,245		22,807	256,812
2000	228,906	-35,069	-3,054		-38,123	190,783
2001	-183,565	-128,806	-9,674		-138,480	-322,045
2002	-112,034	-174,317	-16,133		-190,450	-78,416
2003	-32,582	-214,996	-17,041		-232,037	-264,619
2004	-222,073	-56,898	-27,396		-84,294	-306,367
2005	-140,063	-92,686	-12,268		-92,698	-232,761
2006	-8,985	-54,796	-144,097		-198,893	-207,878
2007	-200,282	60,439	118,391		178,830	-21,452
2008	-33,402	15,614	-274,685		-259,071	-292,473

自 2000 年起，包括中長期債券和貨幣市場工具的債務證券投資開始出現持續淨流出。踏入 2001 年，中國進入世貿組織，中國資本市場趨向全面開放被肯定，銀行代理證券業務被許可，再加上中國進入世貿組織 A 股 B 股證券交易印花稅稅率統一減為千分之二，刺激股市屢創新高，香港的股票投資者亦被吸引進軍中國，這股力量把原來是淨流入股本證券投資帳項轉變為明顯的淨流出。

表 4 的變異係數以及總和兩項統計量顯示出股本證券流動淨值的波動比中長期債券和貨幣市場工具為低，而它從 2001 年到 2008 年的流動淨值總和是比中長期債券和貨幣市場工具為高，所以，我們可以推論香港金融市場在過去是由股票市場所主導。反過來說，假如香港不去發展股本證券以外的金融工具，如果將來突然有大額股票投資資金的撤離或某些具實力的上市公司遷冊往營商條件比香港好的其它金融中心，這時股票市場的供需必會出現即時性的萎縮，香港的市融市場恐怕難再有翻身的餘地。

表 4：香港國際收支平衡表中有價證券組成部份的投資流動統計資料

年份	有價證券的投資 (百萬港元)								
	股本證券			債務證券					
	資產	負債	淨值	中長期債券			貨幣市場工具		
			資產	負債	淨值	資產	負債	淨值	
1998	65,888	-16,314	49,574	123,207	-7,938	115,269	8,349	-2,140	6,209
1999	-235,277	469,159	233,882	34,754	-26,192	8,562	3,175	11,070	14,245
2000	-137,154	366,060	228,906	-35,027	-42	-35,069	555	-3,609	-3,054
2001	-176,892	-6,673	-183,565	-121,260	-7,547	-128,807	-14,840	5,166	-9,674
2002	-122,884	10,849	-112,035	-173,996	-321	-174,317	2,847	-18,980	-16,133
2003	-77,461	44,879	-32,582	-185,200	-29,797	-214,997	-12,680	-4,361	-17,041
2004	-237,423	15,349	-222,074	-70,734	13,835	-56,899	-28,393	997	-27,396
2005	-217,366	77,303	-140,063	-86,048	-6,638	-92,686	-13,446	1,179	-12,267
2006	-121,349	112,364	-8,985	-58,823	4,026	-54,797	-144,410	313	-144,097
2007	-540,607	340,325	-200,282	-18,541	78,980	60,439	-47,999	166,391	118,392
2008	-185,537	152,136	-33,401	146,613	-130,999	15,614	-111,016	-163,671	-274,687
變異係數(%)(CV) <sup>37</sup>	81.65	119.99	414.34	266.88	480.34	195.50	154.60	10672.48	300.78
累計(2001-08)	-1,679,519	746,532	-932,987	-567,989	-78,461	-646,450	-369,937	-12,966	-382,903

來源：摘自香港政府統計處，《香港國際收支平衡統計》，二零零八年第四季，第 21-22 頁，及 33-34 頁

收益是提供生產要素而賺取的所得，包括本地居民從非本地居民（應收收益）或非本地居民從本地居民（應付收益）所賺取的所得。收益組成部分主要分為僱員報酬及投資收益，而投資收益包括了直接投資收益、有價證券投資收益及其他投資收益。有價證券投資收益是指本地居民從投資非本地股本證券（例如股票）及債務證券（例如中長期債券、貨幣市場工具）及非本地居民從投資本地股本證券及債務證券所得的收益。與直接投資者不同，有價證券投資者在投資該等股本證券及債務證券時，對有關企業並無持久的利益或在管理方面的影響力。

觀察表 5，發覺在 1998 年到 2008 年期間內有價證券投資收益的貸方絕對值比借方每年都高出 3 倍以上，即香港居民透過有價證券投資活動從外地賺取的收益要比外地居地從香港賺取的收益高出 3 倍以上。我們試把這 11 年的收益加總，得出香港居民在有價證券投資所賺取的收益是 9800 億 5 千萬港元。這個金額看起來是很大，但只是相當於這期間內香港本地生產總值(GDP)的 6.48%<sup>38</sup>；由此可見一直以來養活香港金融業的並非外地投資者，而是香港市民。另外，我們亦見到中長期債券的投資活動最能賺取高收益，難怪香港財政司長曾俊華先生在他的 2009-20 財政預算案中提出發行政府債券以促進香港債務市場<sup>39</sup>，而金管局(HKMA)亦加緊與中國中央商討讓香港發展境外人民幣債券市場。

$$^{37} \text{變異係數 } CV = \frac{S}{|\bar{X}|} \times 100\%$$

<sup>38</sup>  $\frac{1998-2008 \text{ 有價證券投資淨收益}}{1998-2008 \text{ 香港本地生產總值}} \times 100\% = \frac{980,050\text{M}}{15,131,775\text{M}} \times 100\% = 6.48\%$

<sup>39</sup> 香港政府新聞處，《2009-10 香港財政預算》第 49-52 段。

表 5：有價證券投資組成部份的投資收益

年份	有價證券投資收益的貸方 (百萬港元)				有價證券投資收益的借方 (百萬港元)			
	股本證券	債務證券		總計	股本證券	債務證券		總計
		中長期 債券	貨幣市 場工具			中長期 債券	貨幣市 場工具	
1998	15,351	52,985	6109	74,444	-17,591	-4,949	-2,156	-24,696
1999	20,998	59,287	6007	86,291	-18,663	-5,032	-1,715	-25,410
2000	21,988	65,357	7741	95,086	-20,613	-4,653	-1,634	-26,900
2001	19,631	70,682	6025	96,338	-20,641	-5,002	-1,192	-26,835
2002	21,420	66,175	4613	92,208	-22,252	-4,008	-640	-26,900
2003	36,524	64,858	4407	105,789	-24,704	-3,146	-165	-28,015
2004	50,122	69,762	5050	124,934	-28,715	-2,643	-53	-31,411
2005	52,622	81,733	6240	140,595	-35,128	-3,025	-87	-38,240
2006	59,604	101,131	10330	171,064	-48,582	-2,849	-323	-51,754
2007	82,551	114,801	13625	210,977	-61,123	-4,061	-671	-65,855
2008	93,630	105,527	9465	208,622	-75,336	-4,394	-555	-80,285
總和	474,441	852,298	79,612	1,406,351	-373,348	-43,762	-9,191	-426,301

來源：摘自香港政府統計處，《香港國際收支平衡統計》，二零零八年第四季，第 21-22 頁，及 19-20 頁

總結以上分析，我們可以肯定香港的資本淨外流情況愈來愈嚴重，若這種情況持續下去，香港過往所累積下來的投資基金，遲早都會離開香港流向回報率高的中國大陸。我們明白，資金融通的基本目標是調動閒置儲蓄，以滿足投資需求。若香港要扭轉現在流金流向的劣勢，其中一條可行的途徑就是成為內地融通資金中心（Yam, 1995），即是要扮演引導海外儲蓄及資金至內地投資，引導內地儲蓄及資金至海外投資，以及引導內地儲蓄及資金至其本身的投資的角色。

其實一個城市之所以能受惠於其國際金融中心的地位，主要是從提供金融中介人的服務而直接賺取的企業收入和政府稅務收入，另外還可以透過因之而帶動的區域營運中心業務。但利益背後的代價是要支付作為一個國際金融中心所必須具有的硬件和軟件之費用，和要承擔比其他非國際金融中心為高的金融風險。

#### 4. 面對上海的競爭

2007 年度期間，中港股票市場非常暢旺，2007 年 10 月 31 日香港恆生指數和上海證券指數分別升到歷史高位（見表 6）。中國股市急升是由國內和國內兩股力量所推動的：國內的動力主要是由於民衆的收入大幅上升和銀行私人融資的便利，國民儲蓄累積整厚，就在民衆投資意慾高漲的同時，中國政府除已基本上完善了資本市場的改革外，還進一步引入了合格境內機構投資者概念<sup>40</sup>，使金融市場的供需的廣度和深度。國外的動力，除了市場普遍預期人民幣匯率將會對美元升值外，亦認同中國經濟生產力仍然明顯高於各工業先進國家，於是包括香港投資者和海外投資者（主要是來自美元區）蜂擁進入中國股市，希望低買高賣，從中獲利。

<sup>40</sup> 例如批核銀行為合格境內機構投資者，經銀行向國內市民銷售金融產品，可達一百陸拾億美元；批核互惠基金及股票經紀為合格境內機構投資者，向國內市民銷售基金及股票，亦約達一百陸拾億美元。

**表 6：過去年半期間香港恆生指數和上海證券指數變動的比較**

日期	香港證券交易所		上海證券交易所	
	恆生指數收市價	股票成交量(萬股)	上證指數收市價	股票成交量(萬股)
31-03-2009	13,576.02	285,488.88	2,373.21	1,426,954.96
31-10-2007	31,638.22	410,855.36	5,954.77	710,295.65
變動率	-57.09%	-30.51%	-60.15%	100.90%

來源：香港雅虎財經網 <http://hk.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EHSI> 以及  
中國雅虎財經網 <http://yahoo.compass.cn/stock/history.php?code=sh000001&type=history>

香港在 2006 年至 2007 年，很多內地國營和私營企業都跑來香港進行新股要上市集資。為保證新股上市集資成功，包銷商偏向把初次公開招股價訂在明顯低於預期市價的水平；於是，每當新股上市，都可以見到銀行門口有很多人排隊遞交申請表格。就因為這種羊群效應，為香港股市帶來了一陣子的光輝，使香港當時成為世界上證券集資最多的市場。

但是，好景不常，2008 年底的環球金融海嘯，世界各國無一幸免。香港和中國股市亦跟隨外圍走勢，從 2007 年 10 月 31 日高位迅速大幅下跌：2009 年 3 月 31 日的恆生指數收市價和上證指數收市價分別比當日下跌 57.09% 和 60.15%。觀察表 6，我們發現有一處很奇怪的地方，這就是上海證券交易所的股票成交量不但沒有像香港一樣減少，而且還上升了超過一倍。除了中港兩地股票市場的供求遊戲規則有相異之處和投資者的構成有所不同外，站在市場的承接力來看，香港股票市場是明顯的比不上中國。根據香港證券及期貨事務監察委員會整理出來的世界主要證券交易所市值排名統計資料（見表 7），可以發現在 2005 年底到 2008 年底的三年內，

**表 7：2005 與 2008 世界主要證券交易所的市值比較**

證券交易所名稱	2008 年 12 月底			2005 年 12 月底		
	市值	排名		市值	排名	
	(10 億美元)	世界	亞洲	(10 億美元)	世界	亞洲
美國(紐約證券交易所)	9,209	1	--	13,167	1	--
日本(東京)	3,116	2	1	3,954	2	1
美國(納斯達克)	2,396	3	--	3,525	3	--
泛歐交易所	2,102	4	--	2,607	5	--
英國(倫敦)	1,868	5	--	3,036	4	--
中國(上海)	1,425	6	2	--	--	--
香港	1,329	7	3	982	9	2
德國(證券及衍生工具交易所)	1,111	8	--	1,398	7	--
加拿大(多倫多)	1,033	9	--	1,479	6	--
西班牙	948	10	--	1,048	8	--
瑞士	880	11	--	881	10	--
澳洲	693	12	4	821	11	3

來源：摘自香港證券及期貨事務監察委員會，<http://www.sfc.hk/sfc/doc/TC/research/stat/a01.pdf>; 《中國統計年鑒—2006》，22-16。

中國科學院公布《2009 年中國城市競爭力藍皮書》，分析兩岸三地共 294 個主要城市間的競爭力，香港繼續維持其首位排名，緊隨在後排各十名以內的域市分別是深圳、上海、北京、台北、廣州、青島、天津、蘇州和高雄。在表 8 中，雖然大部份評分項目上香港都是站在領先水平，但在經濟規模和基礎設施方面，均不及上海。世界不少國家都有不只一個金融中心<sup>41</sup>，香港和上海之間雖存在着

<sup>41</sup> 1911 年以前美國的金融中心在波士頓，後來紐約金融業突飛猛進，成為美國乃至世界的金融中心。直至今日，波士頓仍是個大都會，雖然不如紐約有名，生活質素仍然不錯。(宋恩榮，2006)

競爭，但兩者關係是分工合作為重，香港主力對外，上海則着重提升國家的綜合實力。我們明白，兩個區域經濟的發展並不一定是一個零和賽局，如果能夠互相配合，必定會出現一個雙贏的局面。

**表 8：香港與上海競爭力的比較**

競爭類別	全國最具競爭力排行	
	香港	上海
經濟規模	2	1
生活質量	1	2
人才競爭	1	3
資本競爭	1	2
基礎設施	2	1
綜合區位	1	2
政府管理	1	2
企業管理	3	7
開放競爭	1	8
總排名	1	3

來源：中國科學院，《2009 年中國城市競爭力藍皮書》

雖然上海將會取代香港作為東亞地區的國際金融中心的威脅似乎是香港金融界揮之不去的噩夢，但是一些對上海經濟發展有研究的學者（宋恩榮，2006）指出，如果上海不能改變制度上的限制，將難以超越香港。舉例說，如果中國金融機構的國有化比例不能明顯下降，和全外資擁有金融機構的比例不能明顯下降，表 8 中的企業管理和開放競爭兩個項目是沒有辦法跟香港比較。所以，上海取代香港作為東亞地區的國際金融中心的事實，是絕對不會在十年以內出現。

## 5. 結論

繼 2008 年底因雷曼兄弟迷你債券的不負責任推銷手法導致投資大眾對銀行信心大失之後，在 2009 年初又因電訊盈科私有化被受質疑是「有組織拆票」的訴訟事件再令投資大眾懷疑上市公司的公信力。無疑，這些事情都會影響到香港作為一個國際金融中心的聲譽。所以，為保持目前的地位，無論在金融從業員的專業知識和道德操守、金融機構的公司治理、金融風險的預警系統、政府對金融市場秩序的規範和監管、以及投資大眾的投資教育等等，都必須加強和改善。最近中國政府宣布上海和香港作為人民幣貿易結算的試點，又提出約在十年內把上海建成國際金融中心，觸發了香港金融業界警覺到危機感。現在正好藉著環球金融海嘯凸顯了香港金融體系的優點和不足之處，香港宜配合今後環球和中國金融業發展的方向，在決定了自己的定位之後，就要盡快部署發展策略，務使香港的金融業務能夠蒸蒸日上，為香港創造更多的財富。

## 6. 後記

此文章已於 2013 年 4 月被收錄在香港公共圖書館館藏〈香港的經濟自由和競爭力：相生還是相剋？〉資源選介內，索書號：561.9391 4443。據 2024 年 9 月全球金融中心指數報告，香港位列第三，僅次於紐約及倫敦；以競爭力分類，香港在營商環境、人力資本、基礎設施、聲譽及綜合各方面，均名列三至四名

左右，但在金融業發展水平，排名第 8，遜於紐約、新加坡、上海、倫敦、舊金山、洛杉磯、芝加哥，原因為何？探究香港的經濟自由及競爭力，有必要重新研究。此文章內的數據雖採用自 1998 年至 2008 年國際收支平衡表，但從表上得到的分析仍有可取之處，依舊不失其可讀性，可作學子入門之用。

## 參考文獻

- Eiteman, D.K. and Stonehill, A.I. (1989), *Multinational Business Finance*, 5<sup>th</sup> ed., Addison-Wesley,
- Ho, Richard Yan-Ki; Scott, Robert Haney; and Wong, Kei Ann (1990), *The Hong Kong Financial System*, Oxford University Press; pp. 381-405.
- Yam, Joseph (1995), *Hong Kong as an International Financial Centre*, the Quarterly Bulletin, HKMA, August 1995 Issue.
- United Nations, *World Investment Report 2007*
- The Global Financial Centers Index 3/5, March 2008/08, City of London.

第 36 期全球金融中心指數，2024 年 9 月，英國 Z/Yen 集團，中國(深圳) 綜合開發研究院

香港政府統計處，《香港國際收支平衡統計》，二零零八年第四季。

香港政府統計處，《2008 香港本地生產總值》，二零零九年。

香港政府統計處，對外直接投資統計，《香港統計月刊》專題文章，二零零九年一月。

香港證監會季刊 2007 年春季，45-49 頁。

香港政府新聞處，《2009-10 香港財政預算》，2009 年 3 月。

宋恩榮(2006)，即使上海超越香港又如何？宋恩榮、梁嘉銳主編，《中港經濟熱點：挑戰與機遇》，明報仙版社有限公司，2-5 頁。

潘志昌和韓大遠，《從國際收支新形勢看香港作為國際金融中心的地位》，香港樹仁大學經濟學系，Working Paper Series，2009 年 4 月，ISBN: 978-962-8719-94-5

### 免責聲明

本章是作者(潘志昌和韓大遠)在以下發表的文章的延展版本。

香港公共圖書館館藏「香港的經濟自由和競爭力：相生還是相剋？」資源選介，於 2013 年 4 月編印。

《從國際收支新形勢看香港作為國際金融中心的地位》，香港：香港樹仁大學經濟學系，2009。

索書號：561.9391 4443

### 三、貨幣學派

楊偉文

韓大遠

黃永強

#### 摘要

本文重點回顧了貨幣、收入、價格和匯率之間的因果關係。同時，回顧與貨幣學派相關的理論和實證文獻。

#### 1. 引言

經濟學家一致認為，貨幣供應量增長率的重大變化會影響經濟活動。然而，這些變化如何傳遞到經濟的層而上，以及，這種傳遞的時間仍然是有爭議的。貨幣學派理論起源於貨幣數量論 (Friedman, 1987)，由等式表示： $MV = PY$ ，其中  $M$  代表貨幣總供應量， $V$  代表貨幣流通速度， $P$  代表一般價格水準， $Y$  代表實際國民收入（或充分就業產出）。貨幣學派者認為  $V$  是可預測的。雖然認識到  $V$  的價值可能會隨著時間的推移而變化，但他們認為其長期趨勢是相當穩定的。他們進一步認為， $Y$  傾向於遵循長期的自然決定趨勢，因此經濟總是向充分就業狀態調整。根據這些論點，認為經濟本質上是穩定的貨幣學派者得出結論，從長遠來看，貨幣供應量的增加不會對實際產出和就業產生影響，但會提高物價水準。在被稱為貨幣學派的廣義理論範圍內，經濟活動的水準取決於貨幣需求和供應之間的關係。貨幣供應量由貨幣當局決定。對金錢的需求是個人希望以金錢的形式持有其部分收入的願望。因此，對貨幣的需求主要取決於收入、利率、價格和價格預期。當個人希望持有的貨幣數量大於或小於貨幣當局供應的數量時，就存在貨幣不平衡。

本文跟據韓(Hon, 2015 和 2018) 文章翻譯及延展而成，其餘部分組織如下：第 2 節文獻回顧；第 3 節結論。

#### 2. 文獻回顧

由於個人試圖保持期望和實際貨幣持有量之間的平等，他們改變了他們的消費習慣，以恢復他們的貨幣平衡。因此，這些行動影響了當前的經濟活動水準。總支出的變化最終會影響通貨膨脹率。在短期內，生產者無法區分總需求（支出）的永久性和暫時性變化。這種資訊問題導致生產者最初改變生產而不是價格。例如，貨幣供應量增長的下降會造成一種情況，即個人希望持有比實際持有的更大的貨幣餘額。為了增加他們的貨幣持有量，他們減少了支出。生產商最初的反應是減少產量，因為他們不確定對其產品的需求疲軟是否會持續下去。因此，在短期內，貨幣增長的下降導致實體經濟活動放緩；如果足夠明顯並持續足夠長的時間，它可能會產生經濟衰退。只有當支出的下降被確定為永久性時，



生產者才會降低價格，並將產量提高到與生產資源和技術的長期增長相一致的正常水準。換言之，從長遠來看，貨幣緊縮對實際產出的影響會減弱；而對通貨膨脹率的影響保持不變。

根據貨幣學派理論，通貨膨脹被定義為持續的、快速上升的物質水平。貨幣學派者堅持說，通貨膨脹無時無處都是一種貨幣現象。因此，他們斷言通貨膨脹主要是由不斷增加的貨幣供應量引起的。從長遠來看，在其他條件相同的情況下，貨幣增長率的永久性變化應該反映在通貨膨脹率的相應變化上。這一結果的含義是顯而易見的：長期控制貨幣增長對於控制通貨膨脹是必要的。如果短期貨幣增長波動，實際產出（和就業）增長也將同樣波動。換言之，短期內足夠不穩定的貨幣增長，即貨幣增長相對於其趨勢的頻繁和實質性下降，可能導致經濟衰退。因此，它應該盡量減少短期貨幣增長的可變性，並大大增強經濟穩定增長環境的潛力。

最明確的貨幣學派替代方案是最近有影響力的貨幣學派主的理性預期版本。這種觀點堅持認為，貨幣存量的不可預測的變化主要是由隨機的政策決定產生的，與同時期私營部門的發展沒有系統性地聯繫在一起。Lucas (1972) 支援這種貨幣學派，它依賴於在共同主體之間引入持久的信息不對稱。理性預期方法意味著，如果貨幣存量能夠以平穩可預測的方式增長，那麼實際波動就會更小。我們使用盧卡斯總供給曲線來確定一般價格水準和通貨膨脹率，如下所示。

盧卡斯總供給曲線：

$$y_t - y_n = f(p_t - E_{t-1} p_t)$$

如果  $p_t > E_{t-1} p_t \Rightarrow y_t > y_n$

這裡：

$y_t$ ：實際產出水準

$y_n$ ：自然產出水準

$p_t$ ：現行價格水準

$E_{t-1} p_t$ ：公眾對同期價格水準的先前預期。

如果您是供應商並且您的產品價格上漲，您應該期望增加產量。但是，價格上漲是由於需求的相對增加，還是只是通貨膨脹的產物？如果你知道它是通貨膨脹的產物，你就不會增加產出，因為你知道你的產出沒有額外的需求。該模型表示，如果現行價格與預期價格不同，則產出將偏離其趨勢值。我們可以按如下方式重新排列模型。

$$y_t = y_n + f(p_t - E_{t-1} p_t)$$

我們知道數量方程：

$$p = \left(\frac{V}{Y_R}\right) m_t^s$$

人們通過觀察貨幣供應量來形成對價格的預期。

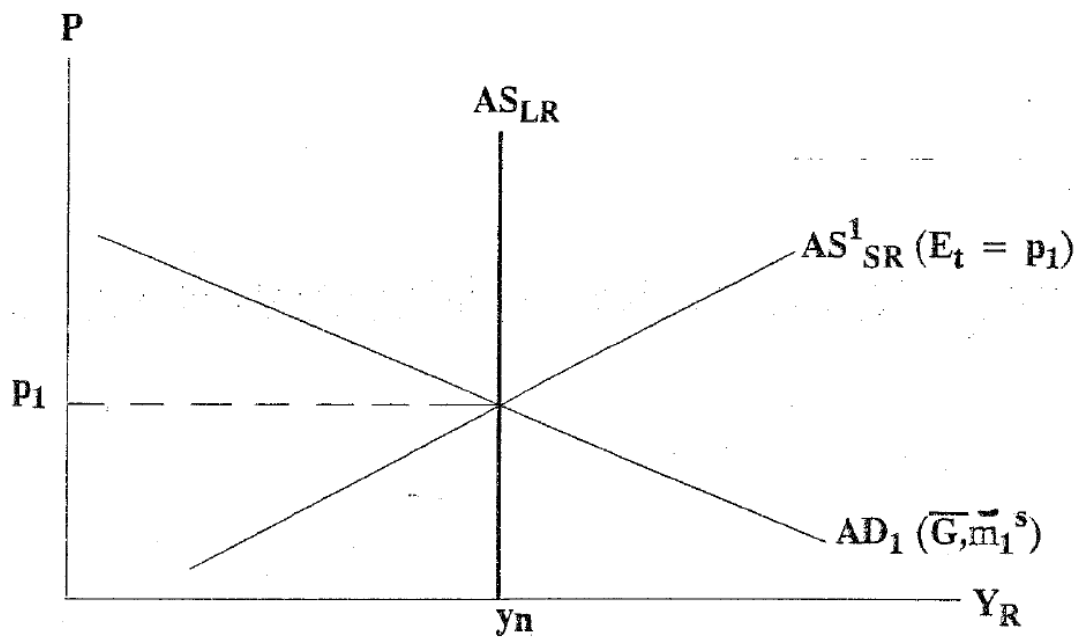
$$y_t = y_n + f(m_t^s - E_{t-1} m_t^s)$$

$$y_t = y_n + f(m_t^s - m_t^e)$$

其中  $m_t^s - m_t^e =$  貨幣驚喜 (money surprise)。

如果人們在預測  $m_t^s$  時犯了錯誤，那麼，他們在預測通貨膨脹時犯了錯誤，我們就會得到產出偏差。任何央行都無法在短時間內製造「貨幣驚喜」。這是因為人們瞭解它，而中央銀行只有偶爾使用這種技術才能實現這一目標。我們可以使用圖 1 更清楚地解釋 Lucas 總供給 (AS) 曲線。

圖 1：



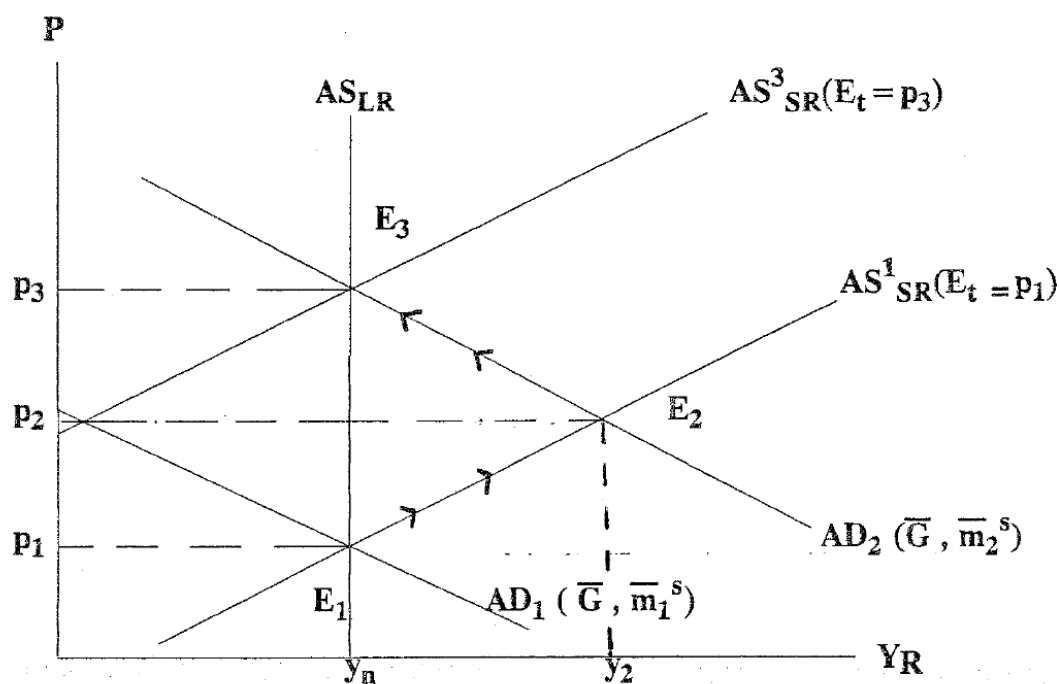
$$y - y_n = f(p_t - E_{t-1} p_t)$$

$$y = y_n + f(p_t - E_{t-1} p_t)$$

如果  $E_{t-1} p_t = p_t$  (價格預期無誤差)

然後  $y = y_n$  (在這裡，從長遠來看，貨幣是中性的)

圖 2：



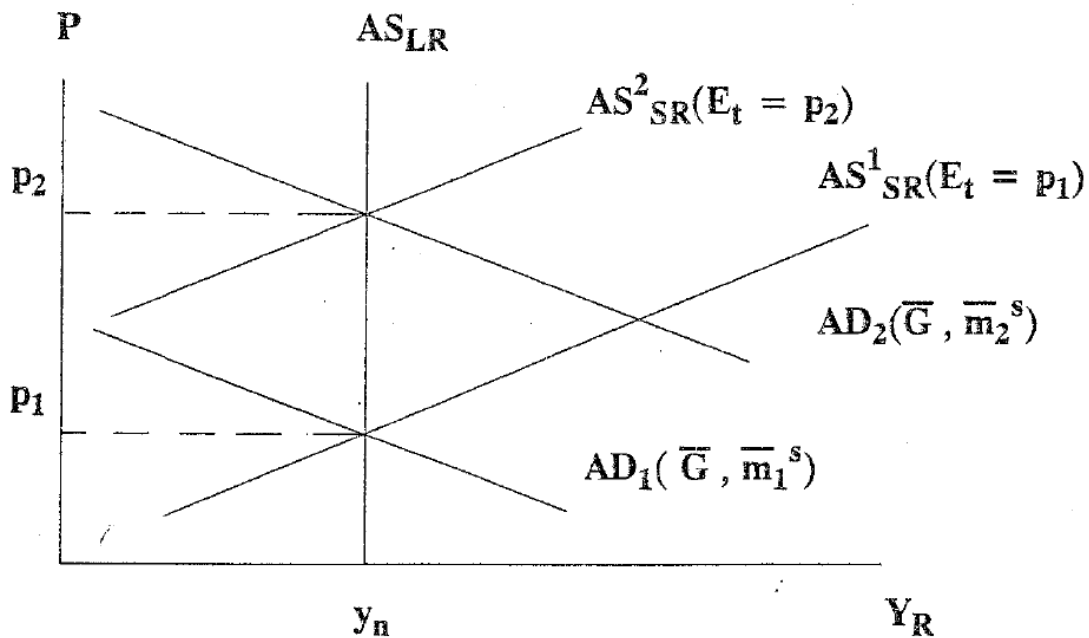
如圖 2 所示，初始充分就業均衡  $E_1$  受到貨幣存量增加的干擾，貨幣存量增加將總需求  $AD_2$  向上移動。短期均衡是產出 ( $y_2$ ) 和 ( $p_2$ ) 產量都增加的點  $E_2$ 。物價上漲是因為產出和就業擴張提高了工資，而企業將這些成本增加轉嫁到更高的價格上。只要產出高於  $y_n$ ，工資成本和均衡價格就會上升。從短期均衡開始  $E_2$ ，向上移動的總供應計劃導致產量下降和價格上漲，如箭頭所示。調整一直持續到  $E_3$  價格與貨幣存量的增加成正比地上漲。至此，產出和就業已恢復到充分就業水準。因此，從長遠來看，貨幣擴張不會產生實際產出效應。人們在對價格水平的預期中犯了錯誤，因此貨幣供應增加 ( $+\Delta m^s$ ) 對短期內實際產出的變化有實際影響。然而，在全面調整後，貨幣供應增加對價格水準有長期影響，對實際產出沒有長期影響。如果人們在對價格水平的預期中沒有犯錯誤（他們沒有被愚弄），那麼貨幣供應增加 ( $+\Delta m^s$ ) 只會對價格水平產生直接影響，而對產出和就業沒有影響。這是長期飛利浦曲線的基礎。因此，經過一段時間後，預期通貨膨脹率將趕上實際通貨膨脹率。從長遠來看，實際通脹率和預期通脹率是相等的。長期飛利浦曲線描述了當實際和預期通貨膨脹率相等時，通貨膨脹和失業之間的權衡（如果有的話）。過去通貨膨脹率居高不下時，人們不容易被愚弄。然而，如果通貨膨脹從未出現過，人們就更有可能犯錯誤。這是因為人們從過去吸取教訓。

一些證據表明，貨幣供應量的不可預測變化會導致實際產出發生變化，但其他證據也表明，貨幣供應量的可預測變化會導致實際產出發生變化，因為這些國家的合同和價格黏性 (sticky prices)。黏性為經濟學中的一個廣泛使用的概念，用來表示某一種變數變化較為緩慢。較為典型的為「價格僵固」，在個體經濟

學中指在動態的競爭市場模型下，由於市場壓力等因素，其產品價格和工資仍然保持在一定的水準上。其包括貨幣幻覺、不完全訊息和公平性考慮等原因。當然也有人短期中薪資的調整慢於市場中產品的價格變化。短期內，薪資會因為勞動合約而沒有辦法隨意調整，即使物價改變，薪資仍然沒辦法在短期內跟著改變。在總體經濟學中，黏性價格可以用於解釋為什麼市場在短期內難以達到平衡。

在高通脹國家，人們不會被愚弄，一旦價格開始上漲，他們就會調整他們的預期（見圖 3）。如果人們正確地理解了貨幣擴張，供給曲線就會隨著需求曲線的移動而移動，這是沒有錯誤的，貨幣供應量的變化將立即反映在價格  $p_1$  上漲到  $p_2$  和產出  $(y_n)$  不變上。

圖 3：



「盧卡斯批判」是，如果預期是理性的，那麼許多計量經濟學模型所估計的結構類型就不是恆定結構，也不會是政策不變的。相反，這將取決於政府正在推行的政策。我們考慮巴羅(Barro)模型如下。

$$Y_t = \pi_1 W_t + \pi_2 DM_t + \pi_3 X_{t-1} + \pi_4 Z_{t-1} + V_t$$

這裡：

$Y_t$  : 實際產出。

$W_t$  : 一個變數或多個變數，用於確定產出的自然水準。

$DM_t$  : t 期貨幣數量的增長率。

$X$  和  $Z$  : 其 t-1 週期的值部分決定了 t 週期的貨幣增長的變數。

$\pi_i$  : 估計係數。

如果用這種模式來說服政府改變其政策，那麼非理性的的期望模型  $Y_t$  會崩潰，而理性預期不會。

盧卡斯(Lucas)的觀點是，如果對一個變數的期望是理性的，那麼它們將由控制該變數的過程決定。因此，當政策制度發生變化時，不允許預期變化的經濟估計模型可能存在嚴重缺陷，因為每當政策制度發生變化時，它們就會開始糟糕地預測經濟行為。盧卡斯(Lucas, 1973)專注於測試預測。總需求越是不可預測，任何給定的不可預測的總需求變動對實際產出的影響就越小。Barro (1997)，與 Barro 和 Rush (1980) 檢驗說，只有總需求的不可預測成分，才會影響實際變數，如產出和實際失業。Gordon、Mishkin 和 Pesaran (1991) 討論了對 Lucas 和 Barro 測試的一些值得注意的批評和擴展。

戈登(Gordon)將他的解釋總結如下：在某種程度上，產出不受預期貨幣變化的影響.....這更多的是因為貨幣對支出的影響有限，而不是因為實際產出與預期的支出變化無關。換句話說，政策無效.....與盧卡斯提出的模型相比，與戰後早期凱恩斯學派模型中提出的因素更相關。Mishkin 延長了對貨幣、名義收入和通貨膨脹的滯後，並發現總需求的預期變化對美國經濟具有重要的產出和就業影響。最後，Pesaran 將巴羅模型與另一種凱恩斯學派模型進行了對比，發現他可以拒絕巴羅模型，前提是凱恩斯(Keynesian)模型是正確的；然而，他無法在巴羅模型為真的假設下拒絕凱恩斯學派模型。這個問題的另一個方面涉及政府政策的可信度。最近關於這一主題的理論文獻使用了公眾和中央銀行行為之間的博弈模型，如下所示。

#### 貨幣政策博弈：基本模型

##### I 產出關係

$$(1) y = y_n + (m - m^e)$$

##### II 社會福利函數=決策者的目標函數

$$(2) W = -m^2 + 2(y - y_n)$$

##### III 政策制定者的目標函數 ( m )

$$(3) W = -m^2 + 2(m - m^e)$$

##### IV 公共效用函數

$$(4) U = -(m - m^e)^2$$

基本貨幣政策博弈的收益表：

表 1：政策制定者的收益表（來自等式 3）

政策制定者選擇 (m)	公眾期待 ( $m^e$ )	
	0	1
0	0	-2
1	1	-1

表 2：公眾收益表（來自等式 4）

政策制定者選擇 (m)	公眾期待 ( $m^e$ )	
	0	1
0	0	-1
1	-1	0

來源：Cukierman (1986 年)，第 6-7 頁。

在表 1 中，從貨幣當局的角度來看，通貨膨脹顯然是主導策略，無論公眾預期的通貨膨脹率如何， $m = 1$  的收益都更高。在表 2 中，出現通脹偏差是因為一旦公眾的通脹預期確定，貨幣當局就有動機通過通貨膨脹來增加就業。政策制定者被認為對貨幣供應量的控制不完美，並且不確定自己的未來目標。如果他預計未來比現在更關心就業，他將通過選擇相對較低的當前貨幣增長來增加他在未來相對較低的通貨膨脹率下創造驚喜的能力。如果他預計未來對就業的關心比現在少，他會選擇更快的當前貨幣增長（和更快的通貨膨脹）。重要的一點是，政策制定者在選擇當前的貨幣增長率時，必須預測自己未來不確定的目標。政策制定者還必須考慮扭轉通脹預期的成本。Fisher (1984) 強調了隨著公眾的期望調整速度的重要性，以確定通貨緊縮政策行動的成本。預期調整得越快，通貨緊縮的產出成本就越低。根據 Cukierman (1986) 的說法，如果未來通貨膨脹的最佳預測指標由以下等式給出。

$$m_i^e = (\rho - \lambda)m_{i-1} + \lambda m_{i-1}^e + (1 - \rho)B_0 A$$

在統計學術語  $m_i^e$  中，是以  $m_{i-1}$ 、 $m_{i-2}$  …… 為條件的期望  $m_i$  值。該等式將預期貨幣增長指定為上一期預期  $m_{i-1}^e$  和  $B_0 A$  ( $B_0 A$  可識別為無條件平均貨幣增長) 的加權平均值。Cukierman 認為，可信度是公眾認識到政策制定者目標確實發生了變化的速度。當政策是自由裁量權的，而政策制定者的目標（只有他自己知道）在不斷變化時，這種可信度的概念似乎是恰當的。上等式中的參數 ( $\lambda$ ) 是衡量可信度的自然且方便的指標。使用這種衡量標準，可信度越高，貨幣控制越精確。

Dornbusch (1976a 和 1976b) 提出了粘性價格貨幣模型 (sticky-price monetary model)，該模型假設國內水準價格具有粘性，但貨幣市場和外匯市場會立即調整以適應任何干擾。它認為存在未覆蓋的利息平價： $r = r^* + x$  [

其中  $r$  是國內利率， $r^*$  是國外利率， $x$  是貶值率(rate of depreciation) ]。如果國內貨幣當局啟動擴張性貨幣政策(expansionary monetary policy)，國內物價水準無法立即調整（黏性價格）。貨幣擴張帶來的壓力必須在某個地方感受到。從長遠來看，匯率將按照等式貶值： $P = EP^*$ （其中  $P$  是國內價格水準， $P^*$  是國外價格水準， $E$  是匯率）。然而，存在一個問題： $LM$  曲線的右移將降低國內利率。這意味著，要使等式（ $r = r^* + x$ ）成立，必須預期本國貨幣會升值（ $x < 0$ ）。長期貶值的需要與預期升值之間的這種明顯不一致是調整過度(overshooting)的根源。

### 3. 結論

Bilson (1978) 展示了國際貨幣體系的惡性循環觀點。惡性循環觀點基於這樣一種信念，即靈活的匯率制度具有明顯的動態不穩定傾向，匯率變化構成了通貨膨脹壓力的獨立來源。對於這種惡性循環假說的檢驗，至少可以提出兩個主要目標。首先，這種方法忽略了匯率是一個內生變數這一事實。因果關係檢驗可能表明匯率導致價格，而正確的解釋只是匯率比價格對基本經濟條件變化的反應更快。其次，惡性循環假說是，討論背後的隱性經濟模型忽視了支出 - 降低了匯率在調整過程中的作用。惡性循環假說的支援者所描述的價格、工資和匯率動態模式，可以推匯出一個經濟體在有管理的靈活匯率制度下運作的一般均衡模型。儘管匯率似乎導致了價格和工資的後續變動，但 Bilson 已經證明，匯率貶值和國內價格上漲的可能原因是擴張性的貨幣供應。當資產價格、匯率和利率在拍賣市場上確定，而工資和商品價格是由合同確定的時，基本經濟條件的變化，首先反映在拍賣價格中，從而產生這些價格引起合同價格變化的印象。惡性循環假說的支援者認為，價格和工資的快速調整限制了貨幣政策的有效性，而貨幣政策在更開放的經濟體中可能不太有效。然而，對於試圖直接增加對國內生產商品的需求或供應的政策，卻得出了相反的結論。在這些情況下，價格和工資的快速調整不僅能更大程度地刺激產出和就業，而且有助於減輕價格和成本的通貨膨脹壓力。緊縮的貨幣政策可能不可行，因為這導致了失業率的增加。作為替代方案，人們發現擴張性需求或供應政策既能刺激產出和就業，又能降低價格和成本的通貨膨脹。對政策的唯一必要限制是，需求的增加不得直接或間接地通過貨幣供應量的擴大來融資。實際收入的增加將增加對貨幣的需求。貨幣需求的增加將導致國際收支順差的出現，而這種盈餘將因匯率升值而消除。匯率升值將通過降低進口最終和中間產品的成本來減輕工資和價格的通貨膨脹。這一結論不應被解釋為一貫的赤字融資政策。在評估政策的長期影響時，必須權衡實際收入水準提高的好處與國際債務水準的增加。

## 參考文獻

- Barro, R. J. (1997a). Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. *The American Economic Review*, 67(2), 101-115.
- Barro, R. J. and Rush, M. (1980). Unanticipated Money and Economic Activity. the National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 23 – 73.
- Bilson, J. F. O. (1978). The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 25(1), 48-75.
- Cukierman, A. (1986). Central bank behavior and credibility – some recent theoretical development. Federal Reserve Bank of St. Louis, 5-17.
- Dornbusch, R. (1976a). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Dornbusch, R. (1976b). Exchange rate expectations and monetary policy. *Journal of International Economics*, 6(3), 231–244.
- Enoch, C. A. (1979). The direction of causality between the exchange rate, price and money. Working Papers, Bank of England, Discussion paper. No. 7, 1-36.
- Fisher, F. M. (1984). *Microeconomics Essays in Theory and Applications*. Cambridge Books Online.
- Friedman, M. (1987). Quantity Theory of Money, in Eatwell J., Milgate M., and Newman P. (ed.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Macmillan.
- Hon, T.Y. (2015). A Review of Monetarism. *Journal of Economic and Social Thought*, Vol.2, Issue 4, 300-308.
- Hon, T.Y. (2018). *Monetarism and behavioral finance*. Istanbul: KSP Books. ISBN: 978-605-2132-55-5 (e-Book)
- Lucas, R. E. Jr., (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.
- Lucas, R. E. Jr., (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *The American Economic Review*, 63(3), 326-334.
- Pesaran, M. H. (1991). Estimation of a simple class of multivariate rational expectations models: A test of the new classical model at a sectoral level. *Empirical Economics*, 16(2), 211-232.

### 免責聲明

本章是韓大遠在以下期刊發表的文章的翻譯及延展中文版本。

經濟與社會思想期刊(*Journal of Economic and Social Thought*). 2(4), 300-308. 2015. 可下載於：

<https://journals.econsciences.com/index.php/JEST/article/view/552>



## 四、小型開放經濟體中貨幣、收入、價格和匯率之間的因果關係： 以香港為例

韓大遠

楊偉文

黃永強

### 摘要

本文研究了香港收入、價格、匯率和貨幣供應量之間的因果關係。我們使用格蘭傑因果關係(Granger causality)概念來尋找這種關係的存在。本章介紹了兩個獨立的雙變量分析(bivariate analyses)的結果：一個涉及貨幣和收入，另一個涉及貨幣和匯率。本章的一個值得注意的結果是，它們之間沒有因果關係。

### 1. 引言

因果關係是一個基本概念，可以幫助我們理解事件和現象是如何相互聯繫的。它涉及發現變數之間的關係並確定一個變數如何影響另一個變數的行為。1969年，該領域的著名學者克萊夫·格蘭傑(Clive W. J. Granger)在《計量經濟學》上發表了「格蘭傑因果關係」的概念，此後被廣泛用於測試時間因果關係和分析具有共同趨勢的經濟時間序列(Granger, 1980 和 1988)。他將因果關係定義為取決於使用過去某個時間點的所有資訊，最佳及最小平方法預測的方差(variance of the best least squares prediction)。這些測試是使用文獻中稱為「格蘭傑因果關係」的概念進行的。1987年，格蘭傑(Granger)和恩格爾(Engle)研究了協整(cointegration)的概念，並因此於2003年共同獲得了諾貝爾經濟學獎。

本文跟據韓(Hon, 2015 和 2018)文章翻譯及延展而成，其餘部分組織如下：第2節文獻回顧；第3節框架；第4節數據；第5節結果；第6節結論；第7節後記。

### 2. 文獻回顧

研究人員仍然依賴因果關係來揭示經濟研究中有意義的因果關係。例如，Gbenga 和 Daniel (2024) 旨在解釋尼日利亞(Nigeria's)經濟中貨幣供應量與通貨膨脹率之間的關係。為了加深我們對該國貨幣供應量與通貨膨脹率之間經濟關係的理解，該研究試圖闡明這些波動的影響。用於本分析的數據包括1990年至2022年的年度時間序列數據，來自Central Bank of Nigeria (CBN)統計公報。實證結果表明，貨幣供應量的各個組成部分共同導致了通貨膨脹率，而貨幣供應量的各個指標則表現出不同的後果。廣義貨幣供應量和匯率呈負相關，儘管在確定奈及利亞通貨膨脹率方面意義不大。相反，利率對通貨膨脹率有積極影響。根據這些結果，可以得出一些政策影響。對於政府來說，在制定貨幣政策時，必須認識到貨幣供應量的增加往往會對通貨膨脹率產生積極的反

應。此外，政府必須注意利率和通貨膨脹率之間的關係。因此，本研究建議奈及利亞中央銀行瞭解貨幣供應量在加強通貨膨脹率調整中的作用，並制定有助於經濟正常運作的貨幣政策，最終導致穩定的價格水準。

Paul、Inore 和 Kimat (2023) 使用 1977 年至 2020 年的長期年度數據在巴布亞紐幾內亞(Papua New Guinea)進行了一項研究。他們的研究揭示了消費者價格通脹、貨幣供應量、基納-美元(Kina-USD)匯率和實際 GDP 之間的長期協整關係。他們的錯誤更正模型(error-correcting model)發現，消費者價格通脹是由貨幣供應量、基納美元匯率和實際 GDP 引起的。根據該理論，貨幣供應量呈正信號(positive sign)，基納-美元貶值呈正信號，實際 GDP 呈負信號。

方差分解結果表明，匯率自然對數中的高幅度衝擊是由消費價格的一個標準差衝擊產生的，證實了購買力平價理論。該理論斷言，消費者價格的上漲會導致貨幣貶值。此外，貨幣供應量的一個標準差衝擊對消費者價格指數的自然對數和匯率的自然對數產生了重大衝擊，這支援了貨幣學派者的假設，即貨幣供應量是導致通貨膨脹和匯率貶值的重要政策變數。最後，名義匯率貶值解釋了巴布亞紐幾內亞等開放經濟體的通貨膨脹。

此外，Shi, Stan 和 Phillips (2020) 進行了一項研究，重新審視了 1959 年至 2014 年美國貨幣與收入之間因果關係的變化。他們提出了三種方法來發現因果關係中的變化點，所有這些方法都可以在不對數據進行去趨勢化的情況下實現。這些方法包括正向遞歸演算法(forward recursive algorithm)、滾動視窗演算法(rolling window algorithm)和遞歸演化演算法(recursive evolving algorithm)。他們在滯後增強向量自回歸(vector autoregressive)框架中利用了格蘭傑因果關係的子樣本檢驗。該研究還提供了這些子樣本 Wald 檢驗的極限分佈。他們開發了引導方法，以在實現遞歸測試演算法(recursive testing algorithms)時控制族的大小(family-wise size)。這套模擬實驗表明，遞歸演化窗口演算法(recursive evolving window algorithm)提供了最可靠的結果，其次是滾動視窗方法。另一方面，發現前向擴展窗口程式的性能最差。在 1980 年代的沃爾克(Volcker)時期，滾動視窗和遞歸演化方法都表明存在從金錢到收入的格蘭傑因果關係。然而，正向演算法未能在整個樣本周期內找到任何因果關係的證據。

### 3. 框架

首先使用協整理論來檢驗兩個變數之間是否存在長期均衡關係。建立協整後，構建因果關係度量以量化變數之間的各種類型的反饋。協整理論是由 Granger 和在 Engle and Granger (1987) 等一系列文章中發展起來的。一對變數的協整可以定義如下。在差分(differencing)  $d$  次後具有穩態、可逆、非確定性自我迴歸滑動平均(Autoregressive moving average, ARMA)表示的序列是階數  $d$  的協整，表示為  $x_t \approx I(d)$ 。因此，零階協整 ( $I(0)$ ) 的級數本身是平穩的，而  $I(1)$  級數的最簡單例子是隨機漫步(random walk)。對於一對要協整的變數，一個必要（但不是充分）條件是它們以相同的順序進行協整。如果兩者  $x_t$  和  $y_t$  都是  $I(d)$ ，則線性組合  $z_t = x_t - \alpha y_t$  通常也是  $I(d)$ 。但是，如果存在一

個常數標量  $\alpha$ ，使得  $\mathbf{z}_t \approx I(\mathbf{d} - \mathbf{b})$ ， $\mathbf{b} > \mathbf{0}$ ， $x_t$  和  $y_t$  被稱為  $\mathbf{d}$  階的協整，則  $\mathbf{b}$  表示  $(x_t, y_t) \approx CI(\mathbf{d}, \mathbf{b})$ 。

協整模型旨在通過基於均衡理論的計量經濟學模型來解釋因(dependent)變數和自(independent)變數之間的經濟關係。簡單來說，隨著自變數的變化，因變數將顯示相關的運動(movement)。這種類型的因果關係代表了一種長期穩定的平衡狀態。短期效應，如季節性或隨機干擾因素，不應構成長期嚴重干擾，除自變數外的其他因素，不應影響因變數與自變數之間穩定均衡關係的建立。為了建立代表長期均衡關係的計量經濟學模型，必須確保自變數無法解釋的因變數的殘差部分(residual portion)不會阻礙或干擾(interfere)兩個變數之間建立穩定的均衡關係，並且殘差序列(residual sequence)是平穩的。綜上所述，協整模型基於「長期均衡」的經濟概念建模，通過穩定模型殘差序列來驗證協整模型的線性組合是否平穩。

在本章中，我們最關心的是  $x_t$  和  $y_t$  都是  $I(1)$  和  $\mathbf{z}_t \approx I(\mathbf{0})$ 。雖然  $x_t$  和  $y_t$  可能每個都有無限方差，但線性組合  $\mathbf{z}_t$  是平穩的。我們主要使用基於 Fuller (1976) 和 Dickey 和 Fuller (1979, 1981) 工作來測試單位根(unit roots)和協整。首先，我們測試單整(integration)以找到  $\mathbf{d}$  的單整階數(order of integration)。

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

如果  $x_t$  是隨機漫步，它暗示  $\alpha_1 = 0$  ( $\alpha_0 = 0$ ); 或者，如果  $x_t$  是隨機變數，則表示  $\alpha_1 < 0$ 。我們設定假設如下。

$$\begin{aligned} H_0: x_t &\approx I(1) \\ H_1: x_t &\approx I(0) \end{aligned}$$

我們按普通最小平方法(ordinary least squares, OLS)運行回歸：

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

因此，我們可以找到  $t$  - 統計量並與擴張的迪基-福勒檢定(Augmented Dickey-Fuller, ADF)表進行比較。如果  $t$ - 統計量的  $\hat{\alpha}_1$  值在統計上不顯著，我們接受原假設 [ $x_t \approx I(1)$ ]。另一方面，如果  $\hat{\alpha}_1$  顯著，那麼，我們拒絕原假設 [ $x_t$  是  $I(0)$  而不是  $I(1)$ ]。假設我們得到所有結果以接受上述方程的虛無假說(null hypothesis)，那麼，我們可以對二次差分變數(twice differenced variable)進行回歸，如下所示。

$$\Delta^2 X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta^2 X_{t-i} + \varepsilon_t$$

同樣，我們可以計算  $t$ - 統計量並與擴張的迪基-福勒(ADF)表進行比較。如果  $t$ - 的值在  $\hat{\alpha}_1$  統計上不顯著，我們得出結論  $\Delta x_t \approx I(1)$  [或  $x_t \approx I(2)$ ]。或

者，如果  $t$ - 的值在  $\hat{\alpha}_1$  統計上顯著，我們建議  $\Delta x_t \approx I(0)$  [或  $x_t \approx I(1)$ ]。此外，本文還集中於兩個檢驗：Sargan - Bhargava (1983) 杜賓-瓦森(Durbin-Watson, DW) 檢驗和協整回歸殘差的擴張的迪基-福勒 (ADF) 檢驗。本模型的協整回歸具有以下形式：

$$X_t = INT + \alpha Y_t + \varepsilon_t$$

請注意，此等式只是具有截距項 (INT) 的隨機版本。Engle 和 Granger (1987) 報告了蒙特卡羅模擬(Monte Carlo simulation)為共整合性回歸(cointegrating regression)的杜賓-瓦森(DW) 統計量生成的臨界值表；對於 1%、5%和 10%的檢驗量，以及 100 個觀測值，這些值分別為 0.511、0.386 和 0.322。擴張的迪基-福勒(Augmented Dickey - Fuller, ADF) 檢驗是通過首先運行協整回歸並找到殘差  $e = x - \hat{x}$  來計算的，我們運行以下回歸：

$$\Delta e_t = \phi_0 + \phi_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta e_{t-i} + U_t$$

檢驗統計量的計算公式為  $\phi_1$  到其估計的標準誤差。估計的殘差級數， $U_t$  是雜訊(white noise)。t 比率稱為擴張的迪基-福勒(ADF) 統計量。如果有必要在輔助回歸中添加一個或多個滯後第一差分(lagged first differences) 以誘發近似雜訊干擾，則滯後水準的「t - 比率」(擴張的迪基-福勒統計量)的臨界值近似為 -3.77、-3.17 和 -2.84，標稱檢驗量為 1%、5% 和 10%，樣本量為 100 個觀測值。Granger (1987) 和 Engle and Granger (1987) 證明瞭一個定理，表明兩個變數之間存在錯誤更正形式(error-correction form, ECF) 對於它們協整是必要和充分的。Granger (1969) 提出的因果關係定義基本上指出，如果 X 的歷史可以用來更準確地預測 Y，而不僅僅是 Y 的歷史，那麼 X 會導致 Y。這種因果關係的觀點導致了片面的分散式滯後方法。該測試包括估計以下兩個方程：

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m1} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n1} \beta_i X_{t-i} + e_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = b_0 + \sum_{i=1}^{m2} \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n2} \delta_i Y_{t-i} + e_{2t} \quad (2)$$

在運行兩個方程時，假設 X 和 Y 是平穩的時間序列，並且  $e_{1t}$  和  $e_{2t}$  是不相關的。在採用此測試程式時，必須決定變數的滯後長度和實現平穩的適當濾波器。如果等式 (1) 中 X 滯後值的估計系數與一組的零顯著不同，則稱存在從 X 到 Y 的單向因果關係(Unidirectional causality)，而  $\delta_i$  的集合在統計上為零。類似地，如果作為一個組， $\delta_i$  在統計上與零不同，但  $\beta_i$  事實並非如此，則稱存在從 Y 到 X 的單向因果關係。對於雙向因果關係(bidirectional causality) 的發生， $\beta_i$  和  $\delta_i$  的集合在統計上都是非零的。值得注意的是，當  $X_t$  和  $Y_t$  是協整的，單向或雙向因果關係，將找到。錯誤更正模型(error correction

model, ECM) 和協整模型(cointegration model)是基於「長期均衡」概念的兩種計量經濟學模型，用於平穩時間序列分析。然而，錯誤更正模型與協整模型的不同之處在於，它關注的是短期的「不平衡過程」，而不是長期的平衡結果以及模型殘差(model residuals)是否平穩(stationary)。雖然錯誤更正模型是對兩個變數之間「長期均衡」關係的邏輯推論，但現實世界中的經濟運行是由「非均衡過程」驅動的。這種非均衡過程會產生經濟和金融數據，因此有必要使用動態非均衡過程來近似經濟理論的長期均衡狀態。因此，非線性自我迴歸分配遞延 (autoregressive distributed lag, ADL) 模型是最常見的建模方法。本研究從理論上概述了水準向量自我迴歸 (vector autoregressions, VAR) 和 Johansen 的錯誤更正模型 (ECM) 中格蘭傑因果關係的 Wald 檢驗。該理論基於 Toda 和 Phillips (1991) 的結果，並允許隨機(stochastic)和確定性趨勢(deterministic trends)以及任意程度的協整。我們推薦了一些基於錯誤更正模型的高斯最大似然估計(Gaussian maximum likelihood estimation)進行格蘭傑因果關係檢驗的操作程式。這些程式適用於測試一個變數對另一組變數的因果效應的重要實際情況，反之亦然。本研究還通過模擬練習研究了這些測試程式的採樣特性。將錯誤更正模型中的三個順序因果關係檢驗與向量自我迴歸的水平和差異的傳統因果關係檢驗進行比較。

#### 4. 數據

所有數據均來自數據流(Data Stream)及香港統計月刊(Hong Kong Monthly Digest of Statistics)。分析涵蓋 1981 年第一季度至 1988 年第四季度。使用季度數據，因為人們認為這更合適。貨幣供應量的定義是：

M1: 貨幣供應量定義 1. (總計) -

公眾的紙幣和硬幣，以及客戶在銀行和持牌銀行的活期存款。

M2: 貨幣供應量定義 2. (總計) -

M1 加上客戶於持牌銀行的儲蓄及定期存款，以及由持牌銀行發出及持有於貨幣界別以外的可轉讓存款證。

M3: 貨幣供應量定義 3. (總計) -

M2 加上客戶在持牌及註冊存款公司的存款，以及由貨幣部門以外的存款公司簽發的可轉讓存款證。

港幣 M1、港幣 M2 及港幣 M3 是這些定義的港元組成部分。

國內生產總值 (Gross domestic product, GDP) 是衡量一個國家或領土國內境內居民生產的商品和服務價值的總計，扣除其在折舊準備金 (或資本消耗) 之前的進口內容。

這兩個消費物價指數系列來自 1984-1985 年進行的住戶開支調查。它們根據家庭支出的百分比分配來定義，具體如下。

指數	覆蓋家庭的 大致百分比	1984/85 年度每月 開支幅度
消費物價指數 (A) CPI(A)	50	港幣 2,000 - 港幣 6,499 元
消費物價指數 (B) CPI(B)	30	港幣 6,500 - 港幣 9,999 元

有效匯率指數 (effective exchange rate indexes, EERI) 衡量港元對 15 個主要貿易夥伴貨幣的加權平均匯率變動。由於沒有 1981 年第一季度至 1988 年第四季度的本地生產總值季度數據，因此我們間接得出了這些數據。我們使用國內出口總額 (total domestic export) 數據來估算季度 GDP。一種可行的方法是，將作為年度數據 ( $GDP_A$ ) 的 GDP，回歸到作為年度數據的國內出口總額 ( $DX_A$ ) 上。我們找到截距項 ( $INT_A$ ) 和斜率 ( $S_A$ )，然後將整個方程除以 4，得出 GDP 的估計值為季度數據 ( $GDP_Q$ )，如下所示。

$$GDP_A = INT_A + S_A DX_A$$

$$\frac{GDP_A}{4} = \frac{INT_A}{4} + S_A \frac{DX_A}{4}$$

$$GDP_Q = INT_Q + S_A DX_Q$$

## 5. 結果

用於檢查長期均衡關係的協整技術被用作我們研究的基礎。按季取得香港 1981 年第 1 至 1988 年第 4 季的按季數據，包括 M1、M2、M3、本地生產總值 (GDP)、甲類消費物價指數 (CPIA)、乙類消費物價指數 (CPIB) 及有效匯率指數 (EX)。首先，我們檢驗了上述宏觀經濟變數序列中的單位根 (unit root)，其結果報告在表 1 中。

表 1：用於 M1、M2、M3、GDP、CPIA、CPIB 和 EX 序列的單位根

	$\hat{T}_{\mu}$		$\hat{T}_{\mu}$
$\Delta(LM1)$	1.5147	$\Delta^2(LM1)$	-4.2591
$\Delta(LM2)$	-2.2058	$\Delta^2(LM2)$	-3.1581
$\Delta(LM3)$	-1.9659	$\Delta^2(LM3)$	-3.3597
$\Delta(LGDP)$	-0.9689	$\Delta^2(LGDP)$	-6.4374
$\Delta(LCPIA)$	-0.6387	$\Delta^2(LCPIA)$	-2.2867
$\Delta(LCPIB)$	-0.6658	$\Delta^2(LCPIB)$	-2.2169
$\Delta(LEX)$	-2.1046	$\Delta^2(LEX)$	-3.5625

備註：

LM1 是對數中的貨幣供應量定義 1 (總計)；

LM2 是對數中的貨幣供應量定義 2 (總計)；

LM3 是對數中的貨幣供應量定義 3 (總計)；

LGDP 是以對數表示的國內生產總值；

LCPIA 是消費者價格指數 (A)，以對數表示；

LCPIB 是消費者物價指數 (B)，以對數表示；

LEX 是對數中的有效匯率指數。

用於 M1、M2、M3、GDP、CPIA、CPIB 和 EX 序列的單位根。對於 5% 和 10% 的顯著

性水準，統計量的  $\hat{T}_{\mu}$  臨界值分別為 -2.93 和 -2.60 (臨界值取自 Fuller, 1976)。在所有七種情況下，我們都無法拒絕方程

$$\left[ \Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{2 \text{ or } 4} \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \right]$$

框架中單位根虛無假設 (null hypothesis)。此外，當數據序列兩次差分 (twice differenced) 時，假設 LM1 (貨幣供應量定義 1 (總計) 對數)、LM2 (貨幣供應量定義 2 (總計) 對數)、LM3 (貨幣供應量定義 3 (總計) 對數)、LGDP (以對數表示的國內生產總值)、LEX (以對數表示的有效匯率指數) 可以與拒絕區域  $\{\theta: \theta < -2.93\}$  的階數 I(1) 協整；LCPIA (對數中的消費者價格指數 (A)) 和 LCPIB (對數中的消費者價格指數 (B)) 可以與拒絕區域  $\{\theta: \theta < -2.93\}$  的階 I(2) 協整。我們對每種可能的組合進行了協整回歸，在 LM1、LM2、LM3、LGDP 和 LEX 上交替歸一化。這些回歸報告在表 2 協整回歸 (1981-1988) 中。

表 2：協整回歸 (1981-1988)

(1)	M1-GDP	LM1=-12.1554+2.1204 LGDP LGDP=6.6037+0.3869 LM1	DW=1.2154 DW=1.3319
(2)	M1-EX	LM1=27.9125-3.6631 LEX LEX=6.1524-0.1348 LM1	DW=0.1859 DW=0.2802
(3)	M2-GDP	LM2=-20.9363+3.1256 LGDP LGDP=7.3037+0.272 LM2	DW=0.9488 DW=1.0967
(4)	M2-EX	LM2=40.9633-6.0007 LEX LEX=6.0426-0.1046 LM2	DW=0.2423 DW=0.3679
(5)	M3-GDP	LM3=-15.8753-2.6727 LGDP LGDP=6.5321+0.328 LM3	DW=1.1085 DW=1.2585
(6)	M3-EX	LM3=36.3688-4.9858 LEX LEX=6.2935-0.1226 LM3	DW=0.2143 DW=0.3422

DW 統計量在 5% 水準下的近似臨界值為 0.386，具有拒絕區域  $\{DW|DW > 0.386\}$ ；結果在很大程度上是不變的，可以選擇歸一化變數。僅對於 M1-EX、M2-EX 和 M3-EX 回歸，Durbin-Watson 統計量才會低於 I(1) 殘差檢驗的 5% 臨界水準。對於所有其他回歸 (M1-GDP、M2-GDP、M3-GDP)，Durbin-Watson 統計量足夠大，可以在 5% 檢驗大小時拒絕 I(1) 殘差的虛無假設 (null hypothesis) 值。通過檢查協整回歸殘差中單位根的 Dickey-Fuller 檢驗統計量，可以確認這種印象，表 3 協整回歸殘差的擴張的迪基-福勒 (Augmented Dickey - Fuller, ADF) 檢驗統計量中報告了這些統計量。5% 水平的擴張的迪基-福勒 (Augmented Dickey - Fuller, ADF) 統計量的近似臨界值為 -3.17，拒絕區域。

表 3：協整回歸殘差的擴張的迪基-福勒檢驗統計量

Normalised on	LM1	LM2	LM3	LGDP	LEX
(1)M1-GDP	-2.3741			-3.3502	
(2)M1-EX	-1.4423				-2.8429
(3)M2-GDP		-6.5804		-6.9287	
(4)M2-EX		-2.3317			-2.8652
(5)M3-GDP			-4.8429	-6.3616	
(6)M3-EX			-2.1172		-2.9077

除 M1-EX、M2-EX 和 M3-EX 組合外，對於等於或低於 5% 顯著性水準的所有變數組合 (M1-GDP、M2-GDP、M3-GDP)，殘差中單位根的虛無假設均被拒絕。在某些情況下，我們可以使用擴張的迪基-福勒 (Augmented Dickey - Fuller, ADF) 統計量或 Durbin-Watson 統計量來拒絕 I(1) 殘差的虛無假設；即我們發現 M1-GDP、M2-GDP 和 M3-GDP 之間的協整。如果存在協整，則可以對相關變數的水平進行因果關係檢驗 (X 導致 Y，反之亦然)。如果協整不存在，則一種方法仍可能對數據進行差異化，並對差分 (即平穩) 序列 ( $\Delta Y$  導致  $\Delta X$ ;  $\Delta X$  導致  $\Delta Y$ ) 進行因果關係檢驗 我們檢查 M1-GDP、M2-GDP、M3-GDP、M1-EX、M2-EX、M3-EX、GDP-M1、GDP-M2、GDP-M3、EX-M1、EX-M2 和 EX-M3，以找到附錄估計誤差修正表中報告的錯誤修正表。估計期為 1981 年第 2 季度 - 1988 年第 4 季度。括弧中的數位是異質變異數穩健的標準誤 (heteroscedastic-consistent standard errors) [White(1980)]，括弧中的數位是臨界值。DW 是 Durbin-Watson 統計量。



附錄 估計錯誤更正形式

(1) M1-GDP

$$\Delta LM1_t = 0.0515 - 0.4248\Delta LGDP_t + 0.0123(LM1-LGDP)_{t-1}$$

(0.0179)      (0.2145)                      (0.0584)

$$R^2 = 0.1256 \quad DW=2.948 \quad LM(4,24)=4.0557$$

[2.78]

N(2)=64.6271      WH(1,29)=1.2776      Q(10)=13.3706  
 [5.99]                      [4.17]                      [18.31]

ARCH(12)=11.5602      CHOW(3,25)=0.1916  
 [21.03]                      [2.99]

(2) M1-EX

$$\Delta LM1_t = -0.0352 - 0.3003\Delta LEX_t + 0.0126(LM1-LEX)_{t-1}$$

(0.2)                      (0.5254)                      (0.0339)

$$R^2 = 0.0154 \quad DW=2.7635 \quad LM(2,24)=2.5631$$

[2.78]

N(2)=24.5252      WH(1,29)=0.000124      Q(10)=10.3977  
 [5.99]                      [4.17]                      [18.31]

ARCH(12)=12.4071      CHOW(3,25)=0.384  
 [21.03]                      [2.99]

(3) M2-GDP

$$\Delta LM2_t = 0.1062 - 0.0983\Delta GDP_t - 0.0197(LM2-LGDP)_{t-1}$$

(0.0321)      (0.1046)                      (0.0168)

$$R^2 = 0.0854 \quad DW=1.0025 \quad LM(4,24)=2.6914$$

[2.78]

N(2)= 28.4925      WH(1,29)=1.1702      Q(10)=18.2935  
 [5.99]                      [4.17]                      [18.31]

ARCH(12)=18.6475      CHOW(3,25)=0.0262  
 [21.03]                      [2.99]

(4) M2-EX

$$\Delta LM2_t = 0.1986 + 0.0741\Delta LEX_t - 0.0166(LM2-LEX)_{t-1}$$

(0.0891)      (0.2487)                      (0.0112)

$$R^2 = 0.074 \quad DW=0.9869 \quad LM(4,24)=2.5877$$

[2.78]

N(2)=11.2233      WH(1,29)=12.3122      Q(10)=17.4107  
 [5.99]                      [4.17]                      [18.31]

ARCH(12)=18.0208      CHOW(3,25)=0.1994  
 [21.03]                      [2.99]

(5) M3-GDP

$$\Delta LM3_t = 0.0928 - 0.0167\Delta GDP_t - 0.0167(LM3-LGDP)_{t-1}$$

(0.0236)      (0.0548)                      (0.0113)

$$R^2 = 0.0813 \quad DW=1.637 \quad LM(4,24)=0.8951$$

[2.78]

N(2)=1.7875      WH(1,29)=2.8958      Q(10)=10.8333  
 [5.99]                      [4.17]                      [18.31]

ARCH(12)=15.2786      CHOW(3,25)=0.1524  
 [21.03]                      [2.99]

---

(6) M3-EX

---

$$\Delta LM3_t = 0.1431 - 0.001788 \Delta LEX_t - 0.0106 (LM3 - LEX)_{t-1}$$

(0.0558)    (0.1298)                      (0.0068768)

$$R^2 = 0.0783 \quad DW=1.6335 \quad LM(4,24)=0.8755$$

[2.78]

N(2)=1.4655    WH(1,29)=3.9336    Q(10)=10.1015  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=15.0926    CHOW(3,25)=0.6945  
[21.03]                      [2.99]

---

---

(7) GDP-M1

---

$$\Delta LGDP_t = 0.0415 - 0.2893 \Delta LM1_t - 0.0653 (LGDP - LM1)_{t-1}$$

(0.0149)    (0.146)                      (0.0466)

$$R^2 = 0.1815 \quad DW=2.3639 \quad LM(4,24)=9.0454$$

[2.78]

N(2)=0.6078    WH(1,29)=0.2662    Q(10)=42.4173  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=15.5253    CHOW(3,25)=1.8773  
[21.03]                      [2.99]

---

---

(8) GDP-M2

---

$$\Delta LGDP_t = 0.0135 - 0.3112 \Delta LM2_t - 0.0151 (LGDP - LM2)_{t-1}$$

(0.0673)    (0.3311)                      (0.0304)

$$R^2 = 0.0487 \quad DW=2.1075 \quad LM(4,24)=19.0017$$

[2.78]

N(2)=2.7929    WH(1,29)=0.038    Q(10)=70.5774  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=16.5572    CHOW(3,25)=1.8398  
[21.03]                      [2.99]

---

---

(9) GDP-M3

---

$$\Delta LGDP_t = 0.0855 - 0.2003 \Delta LM3_t - 0.02 (LGDP - LM3)_{t-1}$$

(0.0881)    (0.6541)                      (0.0342)

$$R^2 = 0.0209 \quad DW=2.0803 \quad LM(4,24)=16.8168$$

[2.78]

N(2)=3.1524    WH(1,29)=1.4128    Q(10)=71.5513  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=17.0743    CHOW(3,25)=1.9752  
[21.03]                      [2.99]

---

---

(10) EX-M1

---

$$\Delta LEX_t = -0.0346 - 0.0384 \Delta LM1_t - 0.0048198 (LEX - LM1)_{t-1}$$

(0.0713) (0.0672)    (0.0121)

$$R^2 = 0.0161 \quad DW=1.2365 \quad LM(4,24)=1.192$$

[2.99]

N(2)=0.1324    WH(1,29)=0.7047    Q(10)=21.7623  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=16.2709    CHOW(3,25)=0.0272  
[21.03]                      [2.99]

---

---

(11) GDP-M2

---

$$\Delta LEX_t = -0.0307 + 0.0426 \Delta LM 2_t - 0.0025365 (LEX - LM 2)_{t-1}$$

(0.0731)      (0.1432)      (0.008845)

$$R^2 = 0.0047984 \quad DW=1.2158 \quad LM(4,24)=1.2038$$

[2.78]

N(2)=0.2025    WH(1,29)=0.7696    Q(10)=22.3458  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=13.9485    CHOW(3,25)=0.37  
[21.03]            [2.99]

---

(12) EX-M3

---

$$\Delta LEX_t = -0.0237 + 0.0067243 \Delta LM 3_t - 0.0046128 (LEX - LM 3)_{t-1}$$

(0.0393)      (0.2753)      (0.0092964)

$$R^2 = 0.0092543 \quad DW=1.2333 \quad LM(4,24)=1.1774$$

[2.78]

N(2)=0.2612    WH(1,29)=1.5922    Q(10)=22.5568  
[5.99]            [4.17]            [18.31]  
ARCH(12)=14.2073    CHOW(3,25)=0.3889  
[21.03]            [2.99]

---

**LM** 是高達四階序列相關(fourth order serial correlation)的拉格朗日乘數法檢驗統計量(Lagrange multiplier test statistic)[ Breusch and Pagan (1980) ]; **Q** 是 Ljung-Box 統計量，在進行時間序列分析時用; **ARCH** 是自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive conditional heteroskedasticity model)統計量[ Engle (1982) ]; **WH** 是 White (1980) 對一般異質變異數(heteroscedasticity)和功能錯誤規範(functional misspecification)的檢驗統計量; **N** 是基於偏度(skewness)系數和超峰度(excess kurtosis)系數的正態殘差(residuals)的檢驗統計量; **CHOW** 是 Chow (1960) 對樣本後預測失敗 (post sample predictive failure)的檢驗統計，通過估計 1987 年第 4 季度並預測樣本外的 12 個月而獲得。**Q**, **ARCH** 和 **N** 是相應虛無(null)下的中心卡方(central chi-square)，所有其他統計量 (除了  $R^2$  和 **DW**) 都是中心 **F**。

(1) 至 (12) 的估計錯誤更正形式(estimated error-correction forms)令人印象深刻。誤差修正表重新估計到 1987 年第四季度，預測 12 個月的樣本。對於模型 (7) 到 (12)，**Q** 統計量太大，無法接受無自相關的假設(hypothesis of no autocorrelation)，我們可以拒絕模型，因為殘差不是噪音的概率至少為 95%; 因此，我們不需要接受殘差是非噪音的假設，對於 (1) 到 (6) 模型，是可以接受的。為了確定「最佳」規範，我們可能需要指定和估計一些模型，以查看是否可以獲得低卡方(low chi-square)統計量。對於模型 (1) 至 (12)，由於 **CHOW** 統計量的值小於 5% 水準上 **F** 分佈的臨界值，因此我們接受虛無假設(null hypothesis)。假設系數相等 (沒有結構變化) 是合理的。除模型 (4) 外，對於模型 (1) 至 (12)，由於 White's **F** 統計量的值小於 5% 水準的 **F** 分佈的臨界值，因此沒有異質變異數(heteroscedasticity)的證據;但是，如果我們考慮正態性檢驗的統計量的 **LM** 版本，對於模型 (1) 到 (4)，統計量的值  $\chi^2 N(2)$  大

於 95% 水準上分佈的  $\chi^2$  臨界值，則有證據表明它們存在異質變異數 (heteroscedasticity)。

對於模型 (1) 到 (12)，ARCH 檢驗，由於卡方統計量的值小於 95% 水平分佈的  $\chi^2$  臨界值，因此沒有異質變異數 (heteroscedasticity) 的證據；但是，如果我們考慮拉格朗日乘數法 (Lagrange Multiplier, LM) 檢驗統計量，在模型 (1)、(7)、(8) 和 (9) 中，最多可實現四階序列相關性，由於 F 版本統計量的值大於 5% 水準的 F 分佈值，因此存在自相關 (autocorrelation) 證據。

每個模型的判定係數 R 平方 (R-squares) 都非常小。這意味著它們不太具有代表性。然而，這些結果與我們對模型 (1) 至 (6) 的協整分析一致。M1-GDP、M2-GDP、M3-GDP、M1-EX、M2-EX 和 M3-EX 都有長期關係。接下來，我們報告上述變數之間的「格蘭傑」因果關係檢驗結果。有強有力的證據表明它們之間沒有因果關係。

表 4：格蘭傑因果關係測試

Hypothesis	F-stat.	d.f.
GDP → M1	1.366	4, 19
M1 → GDP	0.833	4, 19
GDP → M2	0.5677	4, 19
M2 → GDP	1.482	4, 19
GDP → M3	0.446	4, 19
M3 → GDP	1.135	4, 19
$\Delta EX \rightarrow \Delta M1$	0.464	4, 18
$\Delta M1 \rightarrow \Delta EX$	0.357	4, 18
$\Delta EX \rightarrow \Delta M2$	1.186	4, 18
$\Delta M2 \rightarrow \Delta EX$	2.35	4, 18
$\Delta EX \rightarrow \Delta M3$	1.059	4, 18
$\Delta M3 \rightarrow \Delta EX$	1.347	4, 18

如表 4 所示，格蘭傑的技術。對於 5% 的顯著性水準，F(4, 19) 和 F(4, 18) 的臨界值分別為 2.9 和 2.93。這表明這些對中的每一個變數都不會導致格蘭傑意義上的另一個變數。結合協整結果，這可能表明其他因素「導致」這兩個變數。

## 6. 結論

在我們的分析中，沒有證據表明香港的貨幣供應量、收入、價格和匯率之間存在因果關係。所有數據均涵蓋浮動匯率制度的 1981 年第一季度至 1983 年第三季度，這一時期包括 1983 年第四季度的結構性中斷。1989 年以前每年公佈國內生產總值。由於我們應該將 GDP 作為季度數據，因此我們使用國內出口總額數據來估算季度 GDP。然而，在香港，本地生產總值有時由出口推動，有時由內需推動。通常，在上升期，增長首先由出口推動，然後由國內需求推動。這不是一個完美的週期性考慮。這可以被視為嚴重的數據限制，並可能使我們的結

果無效。格蘭傑方法依賴於啟發式論證，即「事後論證」。因此，如果事件發生在導致該事件的事件之前，它們會給出錯誤的結果。這相當於「聖誕賀卡」和「旅行社」的例子——人們去旅行社預訂假期；隨後，他們放假了。這並不意味著預訂行為會導致假期。例如，如果宣佈下一輪工資漲幅將非常高，以至於市場預期未來價格會大幅上漲，匯率可能會立即貶值。這些測試表明，匯率變化導致了隨後的價格變化。瞬間因果關係（即一個變數在同一時期內對另一個變數有影響）可能無法通過測試發現。

當這個測試被擴展為形成「三角形」因果關係時，它們可能會給出誤導性的結果。在同一時期內，它 A 導致 B，B 導致 C；對 A 對 C 的影響可能會在下一個時期內出現。因此，變數之間唯一的因果關係似乎是從 A 到 C。該測試無法將當局的行為與其他市場參與者的行為區分開來：例如，如果發現過去的價格變動無法解釋的匯率變動導致價格變動，則對政策的影響將有所不同，這取決於匯率變動是由當局還是私人投機者引起的。在這些測試中，「因果關係」可能是一個誤導性術語，因為這兩個變數實際上都可能回應另一個變數。在香港，貨幣供應量不能被視為經濟總量變化的外生變數。掛鈎匯率制度為經濟提供充足的流動資本。它不會過多或不足，因為貨幣是由國際收支決定的。但首先，由於美元貶值，港元貶值導致「輸入性通脹」，會提高原材料價格和生產成本，最終降低香港出口貨物的競爭力。然而，事實上，在 1985 年至 1987 年期間，「輸入性通貨膨脹」低於預期。這是因為日本降低了出口價格，以保持在香港的市場份額。有很多投機者想從官方匯率的重估中獲利。因此，有如此多的「熱錢」流入香港的貨幣市場，迫使政府進行估值。出於這個原因，政府考慮對資本流入實行負利率政策。

此外，如果港元被迫重新估值，以美元計價的公眾持有的資產將立即遭受巨大損失，並導致公眾對政府失去信心，從而可能引發某種政治影響。此外，投機者會一次又一次地擾亂貨幣體系，以便一次又一次的重估中獲利。利率並不反映香港經濟的實際需要，而只是維持官方利率的工具。它波動迅速而頻繁。而且，香港經濟將直接受到美國經濟的影響，只要美國經濟萎縮，香港就會陷入經濟衰退。掛鈎匯率制度還是實用可行的，因為它可以穩定公眾的信心，而且這種制度的自動調節機制在一定程度上是令人滿意的，因為它可以根據國際收支來控制貨幣。

希望目前的工作能夠激發和喚起未來使用因果關係檢驗的研究。我們建議使用先進的技術，來證實香港貨幣供應的內生性的假設。強烈建議使用向量自回歸（vector autoregressive, VAR）測試和 Johansen 錯誤更正模型中格蘭傑因果關係的 Wald 檢驗（Toda 和 Phillips, 1994）。基於 Toda 和 Phillips（1991）的結果，並允許隨機和確定性趨勢以及任意程度的協整。我們推薦了一些基於錯誤更正模型的高斯最大似然估計（Gaussian maximum likelihood estimation），進行格蘭傑因果關係檢驗的操作程式。這些程式適用於測試一個變數對另一組變數的因果效應的重要實際情況，反之亦然。研究還通過模擬練習研究了這些測試程式的採樣特性。

將錯誤更正模型中的三個順序因果關係檢驗與向量自回歸的水平 and 差異的傳統因果關係檢驗進行比較。這種觀點可以經過嚴格的實證檢驗。一個相關的測試

是貨幣供應量與可能造成貨幣供應量或由貨幣供應量引起的因素之間的因果關係。基於 Granger (1969) 概念的雙變數因果關係檢驗在計量經濟學家中非常受歡迎，並且已經開發了各種版本。然而，儘管格蘭傑最初的多變數公式，但它們只能考慮兩個變數。Sim (1980, 1982) 和 Toda 和 Phillips (1991, 1994) 推廣的向量自回歸技術克服了這一缺點。因此，我們建議採用向量自回歸測試來確定香港貨幣供應量與其他相關變數之間的因果關係。

## 7. 後記

雪菲爾，位於英國南約克郡，配以此詩般的譯名，令雪菲爾大學，更覺古意盎然。韓於九零年中於 Crookesmoor Building 開始論文寫作，在導師啓迪下，論文框架及撰寫方向更為清晰。由大學圖書館提供的數據流，少部份由香港朋友寄來的香港統計月刊數據，故有幸在指定期限內完成學術工作，取得貨幣、銀行及金融文學碩士學位。

今天的因果關係研究，更上一層樓，然亦有存異議，認為在數據上，只取萬千變數的幾個來觀察，是很難實證它們的因果關係；尤其是主要宏觀變數，因受政策的人為因素所影響，它們的因果關係，更是無從掌握；再加入時間落後因素，研究因果，是難上加難。在理論上，通常見的「假設其他因素不變」、「假設量度誤差不顯著」、「假設模式計算的誤差是常態分佈」、「假設把變數的長期趨勢剔除後所餘下的變動不會受時間影響」，才得出在統計學不能顯著地否定變數間的關係不為零，就算是實證了所選的變數間是有關係，這只是關係，不是因果關係吧。

回顧三十四年來，因果關係的研究，仍是計量經濟學的一個熱門研究課題，時移世易，經濟環境改變是必然的。但如果想了解在過往香港貨幣、收入、價格和匯率之間的因果關係，或者想探討其實證研究方法，這篇文章的可讀性仍然很高。

## 參考文獻

- Breusch, T. S. and Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), Econometrics Issue, 239-253.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4) 987-1007.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Gbenga, O. and Daniel J. (2024). Impact of Money Supply on Inflation Rate in Nigeria. *International Journal of Business Diplomacy and Economy*. Volume 03, Number 01, 204-215.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C.W.J. (1980). Testing for Causality: A Personal Viewpoint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 329-352.
- Hon, T.Y. (2015). Causality Relationship between Money, Income, Price and Exchange Rates in a Small Open Economy: The Case of Hong Kong. *Journal of Economics Library*, Vol.2, Issue 4, December, 350-363.
- Hon, T.Y. (2018). *Monetarism and behavioral finance*. Istanbul: KSP Books. ISBN: 978-605-2132-55-5 (e-Book)
- Paul, T. M., Inore, I. and Kimat, J. (2023). A Study of Inflation, Exchange Rates, Money Supply, and Real GDP, Employing the Cointegration, and Error Correction Models for Annual Data between 1977 to 2020 for Papua New Guinea- a Pacific Island Country. *Review of Economics and Finance*, 21, 1069-1081.
- Sargan, J. D. and Bhargava, A. (1981). Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica*, 51(1), 153-174.
- Sims, C. A. (1972). Money, Income and Causality. *The American Economic Review*, 62(4), 540-552.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. A., Goldfeld, S. M. and Sachs, J. D. (1982). Policy Analysis with Econometric Models. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1982(1), 107-164.
- Shi, S., Hurn, S. and Phillips, Peter C. B. (2020). Causal Change Detection in Possibly Integrated Systems: Revisiting the Money–Income Relationship. *Journal of Financial Econometrics*, Volume 18, Issue 1, 1–23.
- Toda, Hiro Y. and Phillips, Peter C. B., (1991). The Spurious Effect of Unit Roots on Exogeneity Tests in Vector Autoregressions: An Analytical Study. *Cowles Foundation Discussion Papers*. 1221.
- Toda, Hiro Y. and Phillips, Peter C. B., (1994). Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study. *Econometric Reviews*, Volume 13, 1994 - Issue 2, 259-285.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.

### 免責聲明

本章是韓大遠在以下期刊發表的文章的延展及翻譯中文版本。

經濟學圖書館(*Journal of Economics Library*), 2(4), 350-363. 2015. 可下載於

<https://journals.econsciences.com/index.php/JEL/article/view/530>

## 五、永久消費與永久收入

韓大遠  
黃永強

### 摘要

佛利民(Friedman, 1957)指出，從長遠來看，永久消費是永久收入的函數。首先使用協整理論來檢驗兩個變數之間，是否存在長期均衡關係。兩個變數之間存在錯誤檢測，與更正形式對於它們協整是必要且充分的。我們應用了一種錯誤檢測與更正形式，以符合特殊條件下，永久收入與永久消費之間的線性長期關係，對數中永久收入相對於對數中永久消費的彈性是 1。

### 1. 引言

在理論分析中起著如此關鍵作用的「永久收入」(permanent income)和「永久消費」(permanent consumption)的量級不能直接觀察到任何單個消費單位(Friedman (1957))。永久收入被定義為預期的長期平均收入。永久消費與永久收入成正比。永久收入是未來可能的中期收入的主觀概念。永久消費是一個類似的消費概念。永久收入和永久消費之間的關係規定，它們之間的比率與永久收入的規模無關，但確實取決於其他變數，特別是：(1)消費單位可以借貸的利率或利率；(2)財產和非財產收入的相對重要性(非人類財富與收入的比率)；(3)決定消費者的因素，是波特曼托變數(portmanteau variable)，單位的品味和偏好，消費與財富的增加。首先使用協整理論(Co-integration theory)來檢驗兩個變數之間是否存在長期均衡關係。Granger和Weiss(1983)以及Engle和Granger(1987)證明瞭一個定理，表明兩個變數之間存在錯誤更正形式(error-correction form)對於它們協整是必要且充分的。錯誤更正形式是基於數據的方法的特例。

DHSY(Davidson, Hendry, Srba和Yeo, 1978)的工作是這種「基於數據」的應用計量經濟學方法的第一個重要例子。DHSY的論文是對戰後英國季度數據的深入研究，主要關注可支配收入與非耐用消費之間關係的動態特性和滯後結構，而不是其背後的經濟行為。DHSY發現，即使使用相同的非季節性調整數據的共同樣本期，具有相同的功能形式和數據轉換，三個模型[Hendry(1974)，Ball等(1975)和Wall等(1975)]似乎仍然得出不同的結論。這三項研究採用了不同的滯後結構，使用了不同的估計方法和檢驗統計量。Sims(1972)指出，當且僅當因果關係與某些外生變數清單(list of exogenous variables)的當前和過去值單向運行時，那麼在內生變數(endogenous variables)對外生變數(exogenous variables)的過去、當前和未來值的回歸中，外生變數的未來值應為零係數。本研究的目的是使永久收入和永久消費之間的線性長期關係保持一致。

本文跟據韓(Hon, 2016和2018)文章翻譯及延展而成，其餘部分組織如下：第2節文獻回顧；第3節結果；第4節結論。



## 2. 文獻回顧

根據 Hansen (1947) 的說法，消費是長期和短期收入的函數。在他看來，消費函數存在向上的長期漂移。然而，他的結論是，除非收入長期增加，否則這種向上的漂移不會發生。新消費理論家，Morgan (1951), Goldsmith (1951), Boulding (1950) 提出了一種消費函數理論，該理論通過正常或永久收入的概念統一了資產持有和計量收入的影響。Cave (1950) 得出結論，消費函數是周期性變化的，也有一定的理論意義與凱恩斯學派理論(Keynesian theory)有關的影響。Brown (1952) 指出，最終選擇的消費者理論與觀察到的加拿大數據相吻合，首先圍繞它建立一個小型的經濟宏觀模型，然後同時估計參數。這適合度檢定(goodness of fit)首先研究單個方程，然後研究整體模型。最後，估計完整模型的短期和長期乘數(multipliers)。Friedman (1957) 指出，從長遠來看，永久消費是永久收入的函數。Farrell (1959) 得出結論，該假設對使用預算研究來揭示消費行為也有影響。我們已經看到，在佛利民效應(Friedman Effect)存在且正常收入假說成立的情況下，簡單的回歸分析將對消費的收入彈性給出有偏差的估計。Heckman (1974) 認為收入是生命周期工作力供應決策的結果。如果個人可以自由地設定他們的工作時間，如果工資率在生命周期中系統地變化，那麼市場商品的消費路徑將取決於每個年齡的工資率，除非商品和閒暇在效用上相互獨立。

Davidson 等 (1978) 得出結論，在試圖解釋現有發現的完整性時是值得的；從經濟理論中得出的限制，如果正確地實施以限制模型而不是數據，則在計量經濟學建模中可能很有價值；數據的季節調整可能會混淆適當動態規範的選擇；多重共線性不一定通過限制參數空間而不是擴大參數空間來解決，計量經濟學關係可以準確地預測回歸者行為差異大到機械時間序列方法失敗的時期。Carroll (1996) 的結論是，許多消費者通過加入養老金計劃、買房，然後將養老金計劃後、抵押貸款支付後的收入和消費流置於緩衝股票儲蓄規則之下，從而確保退休得到照顧。緩衝股票儲蓄者有一個目標財富與永久收入的比率，這樣，如果財富低於目標，預防性儲蓄動機將主導不耐煩，消費者將儲蓄，而如果財富高於目標，不耐煩將主導謹慎，消費者將不儲蓄。Hall (1979) 強烈暗示，在接下來的幾個季度之後，消費應該被視為一個外生變數。預測未來收入並將其與收入聯繫起來是沒有意義的，因為今天關於未來收入的任何資訊都已經納入了今天的永久收入。Cutler (2005) 發現消費、勞動收入和財富之間存在著穩定的關係，對收入和財富中隱含的邊際消費傾向進行了合理的長期估計。

## 3. 結果

按樣本周期進行標準化使 DHSY 能夠將三個相互競爭的假設「嵌套」為一般假設或估計方程的特例。這使他們能夠在純粹的統計基礎上進行測試，從而最好地描述英國收入與消費之間的關係。根據適合度檢定等標準統計標準，三個模型中最好的似乎是 Wall 等 (1975) 的模型，其形式為：

$$\Delta \log C_t = a_0 + a_1 \Delta \log Y_t + a_2 (\log C_{t-1} - \log Y_{t-1}) \quad a_0 > 0.$$

這裡：

$\Delta \log C_t$ ：消費的季度變化以對數形式表示。

$\Delta \log Y_t$ : 收入的季度變化以對數形式表示。

這個方程式具有一些相當奇怪的經濟性質。例如，它意味著即使收入水平無限地保持不變，在這種情況下

$$\Delta \log Y_t = \Delta \log Y_{t-1} = 0$$

消費將繼續無限制地增長，因為在這種情況下

$\Delta \log C_t = a_0 > 0$ ，這意味著該方程沒有靜態方程解。這個等式意味著，消費對收入變化的調整在短短兩個季度後就完成了，而且，顯然與先前變數  $\log C_t$  和  $\log Y_t$  水準的任何不平衡無關。當消費遠高於其相對於收入的均衡水準時，增加  $\log C_t$  隨著對數  $\log Y_t$  的增加，可以預期它比以前對  $\log C_t$  和  $\log Y_t$  進行良好調整的情況要小得多。

在穩態（收入與消費的均衡關係）下：

$$\Delta \log C_t = \Delta \log Y_t = 0$$

如果將上述條件代入錯誤更正模型(error-correction model)，則：

$$\begin{aligned} -a_0 &= a_2 \log C_t - a_2 \log Y_t \\ \Rightarrow -a_0 + a_2 \log Y_t &= a_2 \log C_t \\ \Rightarrow \frac{-a_0}{a_2} + \log Y_t &= \log C_t \\ \Rightarrow \log \left[ Y_t e^{\frac{-a_0}{a_2}} \right] &= \log C_t \\ \Rightarrow C_t &= Y_t e^{\frac{-a_0}{a_2}} \end{aligned}$$

設置  $K = e^{\frac{-a_0}{a_2}}$

我們有  $C_t^* = K Y_t^*$ （比例）

其中  $C_t^*$  和  $Y_t^*$  表示「平衡」值。它是 C 和 Y 之間的線性長期關係，可能代表了永久收入和永久消費之間的潛在關係。取上述方程的自然對數。

$$c_t^* = k + y_t^*$$

其中小寫字母表示對數。請注意，Y 相對於 C 的彈性( elasticity)是 1。

現在，我們嘗試將 DHSY 方法延展到本文中的任意兩個變數情況。從長遠來看：

$$Y_t = K X_t$$

或在對數中：

$$y_t = k + x_t$$

在短期內：

$$\begin{aligned}
 y_t &= a_0 + a_1 x_t + a_2 x_{t-1} + a_3 y_{t-1} \\
 y_t - y_{t-1} &= a_0 + a_1 x_t + a_2 x_{t-1} + (a_3 - 1)y_{t-1} \\
 \Delta y_t &= a_0 + a_1 x_t + a_1 x_{t-1} - a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-1} + (a_3 - 1)y_{t-1} \\
 \Delta y_t &= a_0 + a_1(x_t - x_{t-1}) + a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-1} + (a_3 - 1)y_{t-1} \\
 \Delta y_t &= a_0 + a_1 \Delta x_t + a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-1} + (a_3 - 1)y_{t-1} \\
 \Delta y_t &= a_0 + a_1 \Delta x_t + (a_1 + a_2)x_{t-1} + (a_3 - 1)y_{t-1}
 \end{aligned}$$

第一個限制  $a_1 + a_2 = -(a_3 - 1)$

(待測試) 或  $a_1 + a_2 + a_3 = 1$

錯誤更正形式(error-correction form)：

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 \Delta x_t + (a_3 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1})$$

在穩態下： $y_t = y_{t-1}$  和  $x_t = x_{t-1}$

$$(1 - a_3)y_t^* = a_0 + (a_1 + a_2)x_t^*$$

$$y_t^* = \frac{a_0}{1 - a_3} + \frac{(a_1 + a_2)x_t^*}{1 - a_3}$$

彈性是 1，意味著  $a_1 + a_2 + a_3 = 1$ ，因此它符合假設的長期關係：

$$y_t^* = k + x_t^*$$

這裡：

$$k = \frac{a_0}{1 - a_3}$$

$$\frac{a_1 + a_2}{1 - a_3} = \frac{1 - a_3}{1 - a_3} = 1$$

#### 4. 結論

Friedman (1957) 指出，從長遠來看，永久消費是永久收入的函數。Granger (1969) 提出的因果關係定義基本上指出，如果  $X$  的過去歷史可以用來更準確地預測  $Y$ ，而不僅僅是  $Y$  的過去歷史，那麼  $X$  會導致  $Y$ 。差分過程的一個缺點是，它會導致數據中有價值的「長期資訊」丟失。為了解決這個問題，提出了協整系列的概念。Granger 和 Weiss (1983) 以及 Engle 和 Granger (1987) 證明瞭一個定理，表明兩個變數之間存在錯誤更正形式對於它們協整是必要且充分的。我們應用了一種錯誤更正形式，以符合特殊條件下永久收入與永久消費之間的線性長期關係，對數中永久收入相對於對數中永久消費的彈性是 1。

## 參考文獻

- Ball, R. J., Boatwright, B. D., Burns, T., Lobban, P. W. M. and Miller, G. W. (1975). The London Business School Quarterly Econometric Model of the U.K. Economy. Chapter 1 in Renton.
- Boulding, K. E. (1950). A Reconstruction of Economics.
- Brown, T. M. (1952). Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour. *Econometrica*, 20, 355-371.
- Carroll, C. D. (1996). Buffer-stock saving and the Life Cycle / Permanent Income Hypothesis. National Bureau of Economic Research, Working paper 5758, 1-49.
- Cave, R. C. (1950). Prewar-Postwar Relationship between Disposable Income and Consumption Expenditures. *The Review of Economics and Statistics*, 32(2), 172-176.
- Cutler, J. (2005). The Relationship between Consumption, Income and Wealth in Hong Kong. *Pacific Economic Review*, 10(2), 217-241.
- Davidson, J. E. H, Hendry D. F., Srba, F. and Yeo, S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *The Economic Journal*, 88(52), 661-692.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Farrell, M. J. (1959). The New Theories of the Consumption Function. *Economic Journal*, 69(276), 678-696.
- Friedman, M. (1957). A Theory of the Consumption Function, Chapter III The Permanent Income Hypothesis. Princeton University Press, 20-37.
- Goldsmith, R. W. (1951). Trends and Structural Changes in Saving in the Twentieth Century. Conference on Savings, Inflation and Economic Progress, University of Minnesota.
- Granger, C.W. J. and Weiss, A.A. (1983). Time Series Analysis of Error-Correction Models. *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, 255-278.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Hansen, A. H., (1946). Keynes and the General Theory. *The Review of Economics and Statistics*, 28(4), 182-187.
- Heckman, J. (1974). Life Cycle Consumption and Labor Supply: An Explanation of the Relationship between Income and Consumption Over the Life Cycle. *The American Economic Review*, 64(1), 188-194.
- Hendry, D. F. (1974). Stochastic Specification in an Aggregate Demand Model of the United Kingdom. *Econometrica*, 42(3), 559-578.
- Hon, T.Y. (2016). The Relationship Between Consumption and Income,” *Journal of Economics Library*, Vol.3, Issue 1, 94-99.
- Hon, T.Y. (2018). *Monetarism and behavioral finance*. Istanbul: KSP Books. ISBN: 978-605-2132-55-5 (e-Book)
- Morgan, J. N. (1951). The Structure of Aggregate Personal Saving. *Journal of Political Economy*, 59(6), 528-534.
- Sims, C. A. (1972). Money, Income and Causality. *The American Economic Review*, 62(4), 540-552.

Wall, K. D., Preston, A. J., Bray, J. W. and Peston, M. H. (1975). Estimates of a Simple Control Model of the U.K. Economy. Chapter 14 in Renton.

免責聲明

本章是韓大遠在以下期刊發表的文章的翻譯及延展中文版本。

經濟學圖書館期刊(Journal of Economics Library), 3(1), 94-99. 2016. 可下載於：

<https://journals.econsciences.com/index.php/JEL/article/view/603>

## 六、中國外商直接投資的區域分佈：主要社會經濟變數的多變數數據分析

潘志昌  
韓大遠

### 摘要

本研究旨在找出 1998-2003 年中國外商直接投資流入區域分佈背後的驅動力。基於選定的 11 個社會經濟變數，並採用因素分析，我們接受了中國各地區之宏觀社會經濟環境是外商直接投資區域差異的根本決定因素的研究假設。我們使用完整連鎖群聚方法(Complete Linkage Clustering Technique)將這些區域分類為範圍更廣的羣組，然後探索它們之間的異同。研究結果可以為跨國公司在省級層面的選址上提供一套有力的決策指引。

### 1. 引言

根據《國際貨幣基金組織國際收支手冊》<sup>42</sup>，外商直接投資(Foreign Direct Investment, FDI)統計數據涵蓋跨國公司的所有直接和間接擁有的子公司、聯營公司和分支機構。2002 年，中國外商直接投資(實際使用外資金額)為 4480 億美元<sup>43</sup>，可見中國可能是當時對新企業最具吸引力的地區。一旦跨國公司決定在中國投資，他們就必須決定哪個地區是建立公司的最佳商業地點。本文建基於對主要社會經濟變數的區域分析，旨在為外資跨國企業家在省級層面直接投資中國的目的地提供決策一套工具。

從 1994 年到 2003 年的十年間，中國經濟平均每年增長了 8.1% (名義增長 10.7%)。國際貨幣基金組織《2004 年世界經濟展望》預測 2004<sup>44</sup>年增長 9%，2005 年增長 7.5%。預測的增長率在發達經濟體、新興市場和發展中國家中最高。自 1978 年以來，中國經濟轉型，取得了如此顯著的成功，這是由 25 年的經濟改革帶來的。人們認識到，這種轉變的關鍵驅動力之一，是中國透過逐步向外開放外商直接投資。

為了驗證區域社會經濟環境是流入中國外商直接投資區域分佈的主要決定因素之一的假設，我們首先根據官方統計數據的可用性、顯著的區域差異、以及與外商直接投資高度相關的社會經濟環境因素等標準選擇一組變數。然後，採用主成分因素分析(Principal Components Factor Analysis)的方法，構建了 30 個地區的社會經濟環境指數(Socioeconomic Environment Index, SEEI)。對區域社會經濟環境指數與區域外商直接投資流入進行了簡單的相關性分析，為我們的假設提供了證據。

<sup>42</sup> 《國際貨幣基金組織國際收支手冊》，第 5 版，第 359 段指出：「直接投資是國際投資的類別，反映了一個經濟體的居民實體在另一個國家的居民企業中獲得持久利益的目標。第 362 段規定：」直接投資企業包括作為子公司的實體（非居民投資者擁有 50% 以上的股份），直接投資者直接或間接擁有的聯營公司（投資者擁有 50% 或以下的股份）和分支機構（全資或聯名擁有的非法人企業）。

<sup>43</sup> IMD 《2004 年世界競爭力年鑒》，第 588 頁。2002 年中國對內直接投資股票價值 4478.9 億美元，居世界第五位。

<sup>44</sup> “Overview of the World Economic Outlook Projections,” World Economic Outlook (September 2004), Table 1.1.

中國 31 個行政區<sup>45</sup>（除台灣、香港、澳門外）按地理位置分為東、中、西三個區域。東部地區包括東海岸地區。它包括八個省（河北、遼寧、江蘇、浙江、福建、山東、廣東和海南）、一個自治區（廣西）和三個直轄市（北京、天津和上海）。西部地區包括六個省（四川、貴州、雲南、陝西、甘肅和青海）、三個自治區（西藏、寧夏和新疆）和一個直轄市（重慶）<sup>46</sup>，位於中國西北和西南地區。中部地區包括八個省（山西、吉林、黑龍江、安徽、江西、河南、湖北、湖南）和一個自治區（內蒙古），位於東西部之間。因為西藏沒有公佈外商直接投資的統計數據，我們不得不將西藏排除在名單之外，在我們的樣本中，留下了 30 個地區。圖 1 為中國地圖，顯示中國各省、自治區及直轄市。

圖 1：中國地圖



Source: <http://www.chinapage.com/map/peopledailymap.html>

於外商企業家從 30 個地區中選擇一個地區來定位他們的公司是一項耗時的任務，因此我們使用分層群聚方法(Hierarchical Clustering Method)，根據其社會經濟環境中的相似性內部凝聚力 (Internal Cohesion) 和不同性外部隔離 (External

<sup>45</sup> 中華人民共和國憲法規定，行政上：1) 全國劃分省、自治區、直轄市；2) 省、自治區劃分為自治州、縣、自治縣、市；3) 自治州劃分縣、自治縣、市；4) 縣、自治縣劃分鄉、民族鄉、鎮；5) 直轄市和大城市分為區和縣；6) 必要時，國家應設立特別行政區。「主要統計指標解釋性說明」，《中國統計年鑒 2004》，第 1 章。關於 31 個行政區為東部、中部和西部區域的正式分類，參見《主要統計指標說明》，《中國統計年鑒 1997》，第 10 章。

<sup>46</sup> 重慶從四川分離出來，於 1997 年升格為直轄市。



Isolation) 將地區劃分為更廣泛的群聚 (Clusters)。最後，基於 2003 年的社會經濟環境，對 2004 年區域外商直接投資流入趨勢進行了預測，並探討了研究結果對跨國企業在中國投資的啟示。

本文跟據韓等(Hon, Poon and Woo 2005) 文章翻譯及延展而成，組織結構如下: 第 2 節探討中國外商直接投資，第 3 節數據說明，第 4 節介紹吸引外商直接投資指數，第 5 節群聚分析，第 6 節對跨國公司選址決策的影響，第 7 節結論，第 8 節後記。

## 2. 中國外商直接投資

自 1992 年鄧小平訪問南方省份以來，他重申了中國政府對市場化改革和開放政策的承諾，中國從這時就開始成功地吸引了外商直接投資。根據《2004 年中國統計年鑒》，2003 年中國外商直接投資約 4428 億元，約佔 GDP 的 3.8%，這相當於 1991 年 232 億元的外商直接投資<sup>47</sup>增長了 18 倍多。對中國外商直接投資的深入研究，可以指出以下幾個特點。

首先，中國外商直接投資的主要來源歷來是華人較多的國家或地區，但在過去十年中，隨著美國、歐元區<sup>48</sup>和日本企業大量進入中國，其重要性有所下降。2003 年，這些發達國家流入中國的外商直接投資約佔流向中國的外商直接投資總額 (122.7 億美元) 的 23%，比 1994<sup>49</sup>年增長 127%；然而，香港、台灣和新加坡仍佔同年外商直接投資總額的 43% 以上。

其次，外商直接投資對中國的貢獻是提高生產力，而不是滿足融資的需求。按照標準的四部門經濟國內生產總值確定模型<sup>50</sup>，很容易得出國內儲蓄的估計數，即： $S = I - (T - G) + (X - M)$ 。通過使用 2003 年資本形成總額(Gross Capital Formation, I)、淨出口(Net Export, X-M) 和政府總收入和支出(Total Government Revenue And Expenditures, T-G) 的統計數據，我們計算出中國的國內儲蓄佔本地生產總值(GDP)<sup>51</sup>近 47%，這個比率可能是世界上最高的。同年，中國的資本形成率為 42%，從國際收支的金融角度來看，中國的高國內儲蓄率應該能夠為同樣驚人的國內投資率提供資金。因此，外商投資的作用與其說是為國際收支提供資金貢獻，不如說是直接和間接地提高所有國內投資的生產力，從而促進國內生產總值的增長。

<sup>47</sup> 部分外商直接投資可能來自內地「往返」，以利用外國投資者在中國的優惠待遇。見 Prasad 2004, 4, 注 2。

<sup>48</sup> 歐元區包括十二個國家：德國、法國、義大利、西班牙、荷蘭、比利時、奧地利、芬蘭、希臘、葡萄牙、愛爾蘭和盧森堡。

<sup>49</sup> 根據《中國統計年鑒》(分別為 1996 年和 2004 年) 表 16-15 和表 18-15 計算。

<sup>50</sup>  $Y_d = C + I + G + (X - M)$ ,  $Y_s = C + S + T$ ; 在平衡狀態下,  $I + G + (X - M) = C + S + T$

<sup>51</sup> 從《中國統計年鑒 2004》表 3-13 和表 8-1 可以看出,  $I=513827$  億元,  $(T-G)=29347$  億元,  $(X-M)=26862$  億元, 國內生產總值(按支出法)=121511.4; 那麼, 計算出的 S 為 570036 億元, S 與 GDP 的比率為 0.4691。

表 1：1998-2003 年區域國內生產總值與外國直接投資的相關矩陣

	GDP1998 (FDI1998)	GDP1999 (FDI1999)	GDP2000 (FDI2000)	GDP2001 (FDI2001)	GDP2002 (FDI2002)	GDP2003 (FDI2003)
GDP1998 (FDI1998)	1 (1)					
GDP1999 (FDI1999)	0.9997 (0.9951)	1 (1)				
GDP2000 (FDI2000)	0.9990 (0.9916)	0.9996 (0.9908)	1 (1)			
GDP2001 (FDI2001)	0.9986 (0.9880)	0.9993 (0.9831)	0.9998 (0.9948)	1 (1)		
GDP2002 (FDI2002)	0.9970 (0.9460)	0.9979 (0.9363)	0.9985 (0.9664)	0.9992 (0.9717)	1 (1)	
GDP2003 (FDI2003)	0.9945 (0.8211)	0.9957 (0.8065)	0.9966 (0.8556)	0.9976 (0.8763)	0.9994 (0.9515)	1 (1)
FDI1998	<b>0.7301</b>	0.7360	0.7455	0.7460	0.7449	0.7421
FDI1999	0.7241	<b>0.7293</b>	0.7387	0.7399	0.7403	0.7380
FDI2000	0.7739	0.7793	<b>0.7882</b>	0.7890	0.7889	0.7873
FDI2001	0.7766	0.7831	0.7922	<b>0.7930</b>	0.7931	0.7923
FDI2002	0.8245	0.8304	0.8369	0.8382	<b>0.8402</b>	0.8415
FDI2003	0.8391	0.8460	0.8504	0.8535	0.8603	<b>0.8663</b>

來源：

根據《中國統計年鑒 1999 年》、《2000 年》、《2002 年》表 17-16 和《中國統計年鑒 2004》表 3-10、表 18-2 和表 18-16 計算。

第三，中國各地區外商直接投資與 GDP 之間的高度相關度不斷上升，這表明了近年來外商直接投資對中國的經濟意義。如表 1 所示，1998-2003 年期間各區域 GDP 數列之間的近乎完美的相關性，揭示了區域 GDP 模式的僵化（其皮爾遜相關系數(Pearson correlation coefficients)<sup>52</sup>的範圍為 0.9945 至 0.9998）。另一方面，雖然外商直接投資數列之間的相關性較高，但相關系數的下降顯示區域外商直接投資分佈格局在過去五年中發生了變化。由於 2003 年國內生產總值與外商直接投資之間的相關系數為 0.8863，因此不應草率地得出結論，認為外

<sup>52</sup> 皮爾遜相關系數是衡量兩個變數之間線性關係的接近程度的量度。X 和 Y 之間相關系數的定義公式為：

$$r = \frac{Cov(XY)}{\sqrt{Var(X) \cdot Var(Y)}}$$

商直接投資的區域分佈可以根據以前的區域國內總產數值來預測。原因是區域國內生產總值的僵化模式無法反映區域外商直接投資的變化模式，兩個變數之間的相關性可能是由於它們與其他變數的共同關係。因此，與外商直接投資顯著相關的一組共線(Collinear)社會經濟變數（包括國內生產總值）對外商直接投資區域分佈的貢獻大於國內總產值本身的貢獻。

表 2：1998 年和 2003 年中國人均外國直接投資的區域分佈

地區	1998				2003				總計外商直接投資百分率改變
	外商直接投資總額		人均外商直接投資		外商直接投資總額		人均外商直接投資		
	量 (億元)	排名	量 (元)	排名	量 (億元)	排名	量 (元)	排名	
1. 北京	17.95	7	1649	3	18.14	8	1587	2	1.05
2. 天津	17.50	8	1939	2	12.70	11	1377	3	-27.41
3. 河北	11.83	9	181	11	7.98	13	118	14	-32.54
4. 山西	2.02	23	69	20	1.77	22	54	20	-12.66
5. 內蒙古	0.75	25	32	24	0.73	24	31	25	-2.53
6. 遼寧	18.13	6	436	8	23.38	6	555	8	28.90
7. 吉林	3.39	19	129	14	1.58	23	58	19	-53.43
8. 黑龍江	4.36	16	117	15	2.66	20	70	17	-38.88
9. 上海	29.82	4	2284	1	45.26	4	3383	1	51.80
10. 江蘇	54.91	2	764	7	87.44	1	1179	4	59.25
11. 浙江	10.91	10	246	9	41.22	5	884	5	277.79
12. 安徽	2.29	22	37	23	3.04	18	49	21	32.66
13. 福建	34.87	3	1100	5	21.51	7	616	7	-38.31
14. 江西	3.85	17	93	18	13.34	9	315	11	246.61
15. 山東	18.24	5	207	10	49.80	3	547	9	173.05
16. 河南	5.10	15	55	21	4.46	14	48	22	-12.59
17. 湖北	8.06	11	137	13	12.99	10	217	12	61.21
18. 湖南	6.78	13	108	17	8.43	12	137	13	24.37
19. 廣東	99.51	1	1400	4	64.75	2	818	6	-34.93
20. 廣西	7.34	12	157	12	3.46	16	76	15	-52.78
21. 海南	5.94	14	815	6	3.49	15	432	10	-41.28
22. 重慶	3.57	18	117	16	2.16	21	69	18	-39.51
23. 四川	3.08	20	37	22	3.41	17	40	23	10.67
24. 曲州	0.38	26	10	28	0.37	26	10	28	-0.34
25. 雲南	1.21	24	29	25	0.69	25	16	27	-42.46
26. 陝西	2.48	21	69	19	2.75	19	74	16	10.57
27. 甘肅	0.32	27	13	27	0.19	28	7	29	-39.40
28. 青海	0.00	30	0	30	0.21	27	39	24	+
29. 寧夏	0.15	29	29	26	0.14	29	25	29	-6.11
30. 新疆	0.18	28	10	29	0.13	30	7	30	-29.23
平均值	12.50	--	408.97	--	14.61	--	427.93	--	--
標準差	20.51	--	631.04	--	21.76	--	709.43	--	--
CV = 標準差/平均值	1.64	--	1.54	--	1.49	--	1.66	--	--
偏度	3.14	--	1.86	--	2.03	--	2.88	--	--
峰度	11.32	--	2.48	--	3.82	--	10.00	--	--
最低	0.00	--	0.00	--	0.13	--	7.00	--	--
最大	99.51	--	2284.00	--	87.44	--	3383.00	--	--

備註：i/ 外商直接投資數字分別以 1998 年和 2003 年 821.91 元人民幣和 827.7 元人民幣兌 100 美元的平均匯率換算。

ii/ 人均外國直接投資的計算方法是將外國直接投資總額除以年中人口數量，這是從國內生產總值除以人均國內生產總值的商中借來的。

來源：《中國統計年鑒 2000》，第 17-16 頁，《中國統計年鑒 2004》，第 18-2、18-16 頁。

表 2 顯示了 1998 年和 2003 年 30 個區域外商直接投資流入流量分佈的幾個特點。首先，外商直接投資高度集中在東部地區（1998 年佔外商直接投資流入總額的 87.41%，2003 年佔外商直接投資流入總額的 86.69%），其中很大部分流向上海、

江蘇、浙江、山東和廣東（1998年為56.92%，2003年佔外商直接投資流入總量的65.85%）。第二，雖然從1998年到2003年，外商直接投資總額增加了16.87%，但外商直接投資的區域分佈發生了重大變化。13個地區錄得外商直接投資流入增加，17個地區錄得減少，導致中國各地區外商直接投資排名重新調整。多年來，浙江、江西、山東的外商直接投資分別增加了278%、247%和173%。第三，1998—2003年中國外商直接投資區域分佈的集中趨勢均值（Mean）和標準差（Standard Deviation）的量值變化不顯著，但這兩種分佈的偏度（Skewness）和峰度（Kurtosis）的量發生了顯著變化。偏度系數從1998年的3.14下降到2003年的2.03，表明在五年期間，更多的區域吸引的外商直接投資低於區域平均數，而吸引外商直接投資超過平均數的區域更少。峰度系數由1998年的11.32下降到2003年的3.82，表明區域外商直接投資分佈頻率曲線由高狹峰曲線（leptokurtic curve）<sup>53</sup>向正態曲線轉變。這表明，這些年來，排名中等地區的外商直接投資相似性有所增加，而分佈範圍有所縮小。

### 3. 數據說明

在經濟文獻中已經確定了許多外商直接投資的決定因素（Crum, Brigham, 和 Houston 2005, 97-99; Wang 2004; Ng 和 Tuan 2003; 以及 Coughlin 和 Segev 1999）。然而，我們的研究集中在那些有官方統計和與中國省級情況相關的數據上。根據上述分析，雖然不理會金融環境作為吸引外商直接投資的重要因素，但我們在決定揀選外商直接投資吸引力的社會經濟變數時，其標準主要是建基於它們對市場規模和要素生產力的考慮。

市場規模是指特定產量可以出售的程度。在宏觀層面，市場上潛在買家的數量和消費者的收入，是市場規模的主要決定因素。在受中國官方統計數據所限，我們選擇人均GDP<sup>54</sup>、人均零售額、平均工資和人口密度作為市場規模的代表。此外，由於來自香港、台灣和新加坡的外商直接投資往往是出口導向型製成品，因此對國際貿易的開放程度，以及第二和第三產業的貢獻，也被納入市場規模類別的變數。

要素生產力是指在平均生產成本不變下，特定生產要素對生產產出（production output）的貢獻程度。在宏觀層面，更好的基礎設施和人力資本投資是要素生產力的主要有利指標。因此，我們選擇了人均固定資產投資總額、高中以上教育人口比例、創新型企業人均政府支出、運輸路線總長度以及以GDP與土地面積之比衡量的整體資源生產力作為要素生產力的指標。

<sup>53</sup> 與常態分佈曲線相比，高狹峰（leptokurtic）曲線的中心部分更窄，尾部更高。

<sup>54</sup> 人均GDP也可以代表整體生產率，其計算方式是GDP與總人數的比率。

表 3：1998 年 11 個地區社會經濟變數觀測值數據矩陣

地區	社會經濟變數										
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>
1. 北京	18.48	10.73	12.35	648	125.62	95.7	10.33	41.02	177	0.81	1197
2. 天津	14.81	6.51	10.24	799	65.75	94.5	6.33	22.76	138	0.44	1183
3. 河北	6.53	2.04	6.59	348	8.22	81.5	2.44	13.93	28	0.32	227
4. 山西	5.04	1.72	5.94	203	5.75	87.1	1.43	13.52	10	0.33	102
5. 內蒙古	5.07	1.70	5.98	20	6.69	71.3	1.35	17.90	26	0.05	10
6. 遼寧	9.33	3.77	7.60	285	27.17	86.3	2.54	17.28	87	0.33	266
7. 吉林	5.92	2.58	6.81	141	8.78	72.4	1.64	21.00	31	0.21	83
8. 黑龍江	7.54	2.53	6.54	83	5.90	83.7	2.05	17.14	46	0.12	62
9. 上海	28.25	11.27	13.75	2072	70.36	97.9	15.06	34.61	391	1.02	5854
10. 江蘇	10.02	3.11	8.87	700	30.30	85.9	3.41	15.79	38	0.51	702
11. 浙江	11.25	4.31	10.48	436	24.66	87.3	4.06	13.83	44	0.49	490
12. 安徽	4.58	1.51	6.63	439	6.66	73.7	1.18	9.21	26	0.34	201
13. 福建	10.37	3.53	8.68	265	42.66	81.7	3.28	11.84	23	0.44	274
14. 江西	4.48	1.47	5.47	247	5.58	75.7	0.97	10.95	17	0.26	111
15. 山東	8.12	2.41	7.47	563	19.22	83.1	2.19	10.74	35	0.43	457
16. 河南	4.71	1.62	6.20	554	3.30	75.4	1.39	11.90	15	0.36	261
17. 湖北	6.30	2.52	6.78	316	6.33	79.8	1.97	15.78	9	0.33	199
18. 湖南	4.95	1.74	6.80	306	4.59	74.2	1.23	12.46	11	0.34	152
19. 廣東	11.14	4.57	11.29	399	135.73	87.3	3.72	15.42	70	0.59	445
20. 廣西	4.08	1.57	6.24	198	10.48	69.8	1.20	8.21	18	0.24	81
21. 海南	6.02	2.03	5.97	215	32.93	62.6	2.38	13.77	1	0.52	129
22. 重慶	4.68	1.81	6.73	372	5.99	79.1	1.62	9.19	16	0.36	174
23. 四川	4.34	1.57	7.04	146	4.84	73.8	1.39	11.59	26	0.16	63
24. 曲州	2.34	0.81	5.82	204	6.17	68.5	0.77	7.83	9	0.21	48
25. 雲南	4.36	1.21	7.88	105	7.62	77.3	1.60	6.72	33	0.20	46
26. 陝西	3.83	1.44	6.26	175	12.30	79.5	1.44	13.90	14	0.22	67
27. 甘肅	3.46	1.21	7.13	55	4.26	76.7	1.20	11.79	8	0.08	19
28. 青海	4.37	1.40	8.51	7	4.43	81.1	2.16	10.54	16	0.03	3
29. 寧夏	4.27	1.45	7.02	103	8.70	78.6	2.00	14.29	25	0.20	44
30. 新疆	6.23	1.83	7.17	11	11.31	74	2.87	17.67	14	0.02	7

來源：

- X<sub>1</sub> 按生產法（1000 元）估算的當前市場價格的人均 GDP。CSYB2003。3-9。
- X<sub>2</sub> PRS=人均零售額（千元）=零售額/GDPpop，（GDPpop 是年中人口數，即 GDP 與同年人均 GDP 的比率），CSYB2003,16-3
- X<sub>3</sub> 國有單位職工平均工資（1000 元），CSYB2003,5-28。
- X<sub>4</sub> 人口密度（每平方公里人口）。它的計算方法是 GDPPOP 除以該地區的土地面積。土地面積數據來自《1995 年中國發展報告》第 231 頁；四川和重慶的數據來自 <http://hk.geocities.com/chinamap04>。
- X<sub>5</sub> (X+M)/GDP 是衡量國際貿易開放程度的指標，以%表示；(X+M) 是按目的地或原產地劃分的商品進出口總值。按 100 美元=8.277 億元，1 億元，按 CSYB2003、17-2、17-11 計算，改為元。
- X<sub>6</sub> 第二產業和第三產業對國內生產總值的貢獻，由 CSYB2003 計算，3-9
- X<sub>7</sub> 人均固定資產投資總額（1000 元），TIFA, (1000 yuan) = TIFA/GDPpop, 按 CSYB1999, 6-4 計算。
- X<sub>8</sub> 高中及以上教育水準的人口佔 6 歲及以上人口的百分比，由 CSYB2003、4-9 計算。
- X<sub>9</sub> 創新型企業人均政府支出（元）=GEIE/GDPPop, 按 CSYB2003 8-22 計算。
- X<sub>10</sub> 每平方公里運輸路線長度，TR（鐵路、水路和公路）。它是按 TR 與相應區域土地面積的比率計算的。CSYB2004,15-3。
- X<sub>11</sub> 資源密度（每 sq.km 10000 元），是用 GDP 除以土地面積來衡量的。

表 4：2002 年 11 個區域社會經濟變數觀測值的數據矩陣

地區	社會經濟變數										
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>
1. 北京	28.45	11.15	22.48	672	68.69	96.95	15.88	44.48	366	0.92	1912
2. 天津	22.38	5.62	16.83	811	92.21	95.90	8.81	33.10	336	0.96	1815
3. 河北	9.12	2.06	10.72	358	9.23	84.37	3.01	16.30	16	0.36	326
4. 山西	6.15	1.58	9.89	210	14.76	90.20	2.48	17.30	5	0.40	129
5. 內蒙古	7.24	1.64	9.36	21	12.72	81.11	2.96	20.56	40	0.07	15
6. 遼寧	12.99	4.11	12.36	278	35.52	89.19	3.82	18.61	35	0.36	374
7. 吉林	8.33	3.11	10.39	144	15.01	80.14	3.10	23.66	43	0.25	120
8. 黑龍江	10.18	2.70	9.51	84	9.99	88.49	2.74	19.57	26	0.16	85
9. 上海	40.65	12.10	24.77	2112	110.57	98.37	16.64	40.16	879	1.36	8585
10. 江蘇	14.39	3.21	13.89	720	57.99	89.47	4.67	16.97	71	0.83	1036
11. 浙江	16.84	4.37	20.27	455	49.21	91.10	7.51	19.02	101	0.56	766
12. 安徽	5.82	1.32	9.53	438	9.75	78.35	1.75	10.03	24	0.54	256
13. 福建	13.50	3.49	15.27	286	53.62	85.80	3.61	17.35	28	0.46	386
14. 江西	5.83	1.24	8.95	252	6.74	78.13	2.11	14.39	14	0.41	147
15. 山東	11.65	2.32	12.24	578	29.31	86.83	3.84	20.09	49	0.51	673
16. 河南	6.44	1.43	9.79	574	5.01	79.11	1.80	16.26	15	0.46	369
17. 湖北	8.32	2.37	9.62	312	7.54	85.79	2.68	16.08	14	0.52	268
18. 湖南	6.57	1.74	11.05	298	6.24	80.48	2.04	16.82	14	0.46	205
19. 廣東	15.03	4.66	20.78	439	158.55	91.22	4.92	18.99	31	0.70	662
20. 廣西	5.10	1.43	11.00	204	8.79	75.74	1.56	14.80	25	0.27	104
21. 海南	7.80	1.64	7.60	226	24.57	62.10	2.91	18.20	1	0.63	178
22. 重慶	6.35	1.55	11.78	379	8.49	83.98	2.90	13.73	16	0.42	240
23. 四川	5.78	1.31	11.48	149	7.57	78.92	2.25	14.19	26	0.22	86
24. 曲州	3.15	0.75	10.63	214	6.85	76.30	1.68	11.06	19	0.27	67
25. 雲南	5.18	1.03	12.00	109	8.63	78.92	1.89	8.36	24	0.43	57
26. 陝西	5.52	1.25	10.47	179	11.32	85.08	2.48	16.94	20	0.25	99
27. 甘肅	4.49	1.12	11.48	57	7.40	81.54	2.04	14.66	24	0.10	26
28. 青海	6.43	1.34	15.89	7	5.69	86.84	4.38	12.11	14	0.04	5
29. 寧夏	5.80	1.16	11.75	110	12.42	83.95	4.00	17.60	58	0.24	64
30. 新疆	8.38	1.55	10.75	12	15.96	80.92	4.20	24.73	9	0.05	10

來源：

- X<sub>1</sub> 按生產法（1000 元）估算的當前市場價格的人均 GDP。CSYB2003。3-9。
- X<sub>2</sub> PRS=人均零售額（千元）=零售額/GDPpop，（GDPpop 是年中人口數，即 GDP 與同年人均 GDP 的比率），CSYB2003,16-3
- X<sub>3</sub> 國有單位職工平均工資（1000 元），CSYB2003,5-28。
- X<sub>4</sub> 人口密度（每平方公里人口）。它的計算方法是 GDPPOP 除以該地區的土地面積。土地面積數據來自《1995 年中國發展報告》第 231 頁；四川和重慶的數據來自 <http://hk.geocities.com/chinamap04>。
- X<sub>5</sub> (X+M)/GDP 是衡量國際貿易開放程度的指標，以%表示；(X+M) 是按目的地或原產地劃分的商品進出口總值。按 100 美元=8.277 億元，1 億元，按 CSYB2003、17-2、17-11 計算，改為元。
- X<sub>6</sub> 第二產業和第三產業對國內生產總值的貢獻，由 CSYB2003 計算，3-9
- X<sub>7</sub> 人均固定資產投資總額（1000 元），TIFA, (1000 yuan) = TIFA/GDPpop, 按 CSYB1999, 6-4 計算。
- X<sub>8</sub> 高中及以上教育水準的人口佔 6 歲及以上人口的百分比，由 CSYB2003、4-9 計算。
- X<sub>9</sub> 創新型企業人均政府支出（元）=GEIE/GDPPop, 按 CSYB2003 8-22 計算。
- X<sub>10</sub> 每平方公里運輸路線長度，TR（鐵路、水路和公路）。它是按 TR 與相應區域土地面積的比率計算的。CSYB2004,15-3。
- X<sub>11</sub> 資源密度（每 sq.km 10000 元），是用 GDP 除以土地面積來衡量的。

表 5：2003 年 11 個區域社會經濟變數觀測值數據矩陣

地區	社會經濟變數										
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>
1. 北京	32.06	16.78	28.46	680	70.80	97.39	18.99	45.63	402	0.93	2180
2. 天津	26.53	10.00	19.35	816	101.55	96.40	11.27	33.94	318	0.97	2166
3. 河北	10.51	3.23	11.78	360	11.29	85.01	3.67	20.05	15	0.37	378
4. 山西	7.44	2.21	11.21	211	17.45	91.24	3.33	18.08	21	0.43	157
5. 內蒙古	8.97	3.03	11.93	20	12.42	80.46	4.90	19.24	62	0.07	18
6. 遼寧	14.26	5.54	13.60	289	41.18	89.74	4.93	24.55	37	0.37	411
7. 吉林	9.34	4.11	11.12	144	22.08	80.70	3.59	23.59	39	0.26	135
8. 黑龍江	11.62	3.61	11.03	84	11.61	88.70	3.06	18.93	33	0.17	97
9. 上海	46.72	16.60	28.41	2124	146.34	98.55	18.68	45.72	1155	1.42	9922
10. 江蘇	16.81	4.81	17.50	723	80.56	91.12	7.06	19.22	69	0.89	1215
11. 浙江	20.15	6.77	27.29	458	58.43	92.25	10.17	19.93	105	0.56	923
12. 安徽	6.46	2.16	11.22	441	11.82	81.50	2.31	16.62	24	0.55	285
13. 福建	14.98	4.98	16.46	288	61.00	86.70	4.28	18.11	41	0.49	431
14. 江西	6.68	2.18	10.92	254	8.65	80.22	3.07	22.49	16	0.41	170
15. 山東	13.66	4.32	13.98	581	32.89	88.09	5.84	19.05	51	0.51	794
16. 河南	7.57	2.61	11.40	558	6.56	82.41	2.43	15.24	18	0.47	422
17. 湖北	9.01	3.93	11.81	322	8.90	85.22	3.02	19.28	21	0.53	291
18. 湖南	7.55	2.96	12.60	290	8.38	80.89	2.59	19.32	17	0.47	219
19. 廣東	17.21	7.08	22.94	445	175.69	91.97	6.08	18.52	28	0.70	766
20. 廣西	5.97	1.87	12.33	194	9.75	76.15	2.01	15.80	28	0.28	116
21. 海南	8.32	2.38	10.31	238	23.58	62.99	3.47	22.18	2	0.63	198
22. 重慶	7.21	2.68	13.59	381	9.41	85.00	3.72	14.72	23	0.44	274
23. 四川	6.42	2.46	13.92	150	8.77	79.32	2.75	14.42	27	0.22	96
24. 曲州	3.60	1.22	11.39	214	9.48	78.00	1.99	13.96	15	0.29	77
25. 雲南	5.66	1.80	13.47	111	9.13	79.60	2.30	6.71	41	0.43	63
26. 陝西	6.48	2.31	11.83	180	12.27	86.66	3.24	23.18	25	0.26	117
27. 甘肅	5.02	1.83	12.93	57	8.20	81.86	2.39	16.89	25	0.10	29
28. 青海	7.28	1.91	16.69	7	7.27	88.17	4.77	16.15	20	0.04	5
29. 寧夏	6.69	2.10	13.72	111	15.99	85.60	5.52	18.40	69	0.25	74
30. 新疆	9.70	2.18	13.20	12	21.40	78.01	5.03	22.36	14	0.05	11

來源：

- X<sub>1</sub> 按生產法（1000 元）估算的當前市場價格的人均 GDP。CSYB2004。3-11.
- X<sub>2</sub> PRS=人均零售額（千元）=（零售額/GDPpop），（GDPpop 是年中人口數，即 GDP 與當年人均 GDP 的比值）CSYB2004,17-3
- X<sub>3</sub> 國有單位職工平均工資（1000 元），CSYB2004,5-28。
- X<sub>4</sub> 人口密度（每平方公里人口）。它的計算方法是 GDPPOP 除以該地區的土地面積。土地面積數據來自《1995 年中國發展報告》第 231 頁；四川和重慶的數據來自 <http://hk.geocities.com/chinamap04>。
- X<sub>5</sub> (X+M)/GDP 是衡量國際貿易開放程度的指標，以%表示；(X+M) 是按目的地或原產地劃分的商品進出口總值。按 100 美元=8.277 億元人民幣，1 億元人民幣，按 CSYB2004、18-2、18-11 計算，改為人民幣。
- X<sub>6</sub> 第二產業和第三產業對國內生產總值的貢獻，CSYB2004,3-11
- X<sub>7</sub> 人均固定資產投資總額（1000 元），TIFA, (1000 yuan) = TIFA/GDPpop, 按 CSYB2004, 6-4 計算。
- X<sub>8</sub> 高中及以上教育程度的人口佔 6 歲及以上人口的百分比，由 CSYB2004、4-11 計算。
- X<sub>9</sub> 創新型企業人均政府支出（元）=GEIE/GDPPop, 按 CSYB2004 8-15 計算。
- X<sub>10</sub> 每平方公里運輸路線長度，TR（鐵路、水路和公路）。它是按 TR 與相應區域土地面積的比率計算的。CSYB2004,16-3。
- X<sub>11</sub> 資源密度（每 sq.km 10000 元），是用 GDP 除以土地面積來衡量的。

由於中國各地區在人口和土地面積方面存在很大差異，為了進行有意義的比較，除了那些以百分比表示的變數外，所有選定的變數都以人均或每平方公里表示。此外，由於本研究的性質是橫斷面的，沒有必要考慮價格水平的變化，因此我們使用了名義(nominal)變數而不是實質(Real)變數。為了便於統計操作，這些選定的變數以符號方式表示為，其中  $i = 1$  到  $11$ 。表 3、表 4 和表 5 提供了 1998 年、2002 年和 2003 年的數據矩陣，下面列出了這些變數的定義。

- $X_1$  按生產方法估算及當前市場價格計算的人均 GDP。
- $X_2$  消費品的人均零售額。它的計算方法是零售總額除以年中人口數量（當年 GDP 與人均 GDP 的比率）。
- $X_3$  國有單位職工的平均工資。
- $X_4$  人口密度（每平方公里人數）。
- $X_5$  對國際貿易的開放程度。計算公式為  $(X + M) / GDP$ ； $(X + M)$  是按目的地或原產地劃分的商品進出口總值。使用人民幣兌美元的平均匯率，該值已更改為人民幣。
- $X_6$  第二產業和第三產業對 GDP 的貢獻。它是以第二產業和第三產業產生的總產值與 GDP 的比率計算的。
- $X_7$  人均固定資產投資總額。
- $X_8$  高中及以上教育水準的人口佔 6 歲及以上人口的百分比（抽樣調查數據）。
- $X_9$  創新型企業的人均政府支出。
- $X_{10}$  每平方公里運輸路線（鐵路、水路和公路）的總長度。
- $X_{11}$  資源密度，其計算方法是 GDP 與土地面積的比率。

#### 4. 吸引外商直接投資指數(FDI Attraction Index)

在確定了一套社會經濟變數以捕捉各地區對外商直接投資吸引力的抽象概念之後，有必要繼續構建一個旨在衡量這一概念的指數。為此，我們應用主成分分析將 11 個社會經濟變數匯總為  $m$  個主成分<sup>55</sup> ( $m < 11$ )，然後使用這些主成分（優選  $m=1$ ，即第一個主成分）的因素得分系數(Factor Score Coefficients)作為權重，計算特定地區 11 個社會經濟變數的加權平均值，得到其吸引外商直接投資指數。

##### 4.1 研究方法

由於 11 個區域社會經濟變數是以不同的量度單位或以大小相差較大的共同量度單位來衡量，因此有必要將 11 個原始變數標準化(Standardized)，以用於後續的因素分析(factor analysis)。假設每個社會經濟變數(socioeconomic variable)  $x_i$  在中國三十個地區都有一個恆定的均值(constant mean)  $\mu_i$ ，有限方差 (finite variance)  $\sigma_i^2$ 。我們在社會經濟變數  $X_i$  中  $X' = (X_1,$

<sup>55</sup> 主成分被定義為原始變數的可選線性組合，提取最大變異性且互不相關。第一個主成分 (F1) 是原始變數的線性組合在這些變數的總方差中佔盡可能大的比例;然後，要求第二個主成分盡可能多地考慮剩餘的方差，但要與第一個主成分不相關，依此類推，每個連續的成分與其前一個成分不相關，並盡可能多地考慮殘差 (Bartholomew 1987,12)。



$X_2, \dots, X_{11}$ ) 轉換為  $Z_i$  隨機向量  $Z' = (Z_1, Z_2, \dots, Z_{11})$ ，其中  $Z_i = \frac{X_i - \mu_i}{\sigma_i}$  的平均值為 0，標準差為 1。在因素分析模型中，標準化變數  $Z_i$  精確地表示為主成分的公因素分數(Common Factor Scores)  $F_1, F_2, \dots, F_m$  和一個附加特定因素(Specific Factor) (或誤差項 Error Term)  $\varepsilon_i$  的線性組合，它可以寫成：

$$Z_i = \sum_{k=1}^m l_{ik} F_k + \varepsilon_i = l_{i1} F_1 + l_{i2} F_2 + \dots + l_{im} F_m + \varepsilon_i, \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, 11. k = 1, \dots, m$$

其中  $l_{ik}$  稱為第  $k$  個主成分  $F_k$  上第  $i$  個標準化變數  $Z_i$  的因素負荷(Factor Loading);  $m$  代表萃取的主成分數。第  $k$  個主成分  $F_k$  和特定因素  $\varepsilon_i$  的公因素分數(Common Factor Scores)，被假設滿足以下條件：

$$\left. \begin{aligned} E(F_k) = 0 \text{ and } \text{Var}(F_k) = 1, \quad \forall k, \text{Cov}(F_k, F_l) = 0, \quad \forall k \neq l. \\ E(\varepsilon_i) = 0 \text{ and } \text{Var}(\varepsilon_i) = \psi_i, \quad \forall i, \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_p) = 0, \quad \forall i \neq p. \\ \text{Cov}(\varepsilon_i, F_k) = 0; \quad \forall i, k. \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

本文採用主成分法<sup>56</sup>，估計了原始標準正態變數( $Z_i$ )的因素負荷和方差。因素模型的主成分解用  $Z$  的  $11 \times 11$  方差-協方差矩陣(variance-covariance matrix)的特徵值-特徵向量對(eigenvalue-eigenvector pairs)  $(\lambda_1, e_1)$ ,  $(\lambda_2, e_2)$ ,  $\dots$ ,  $(\lambda_{11}, e_{11})$ ，表示， $Z$  表示為  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_{11}$ ， $e_1 e_1' = e_2 e_2' = \dots = e_{11} e_{11}'$ 。估計因素負荷  $l_{ik}$  由下式獲得： $\sqrt{\lambda_j} e_{ik}$ ，其中  $e_{ik}$  代表第  $k$  個特徵向量的第  $i$  個元素。此外，對標準化變數總方差的貢獻  $\sum_{i=1}^{11} \text{Var}(Z_i)$ ，由第  $k$  個主成分因素分數解釋，是通過將  $Z$  中所有標準化變數的因素負荷的平方估計值加到第  $k$  個主成分來計算，即  $\sum_{i=1}^{11} l_{ik}^2 = l_{1k}^2 + l_{2k}^2 + \dots + l_{11k}^2$ ，或  $(\sqrt{\lambda_k} e_k)' (\sqrt{\lambda_k} e_k)$ ，這給出了第  $k$  個特徵值  $\lambda_k$ 。總標準化方差必須等於 11；因此， $\frac{\lambda_k}{11}$  表示可歸因於第  $k$  個公因素的總標準化方差的比例(Proportion of Total Standardized Variance)。由於每個連續特徵根(Eigenvalue)的估計值都在遞減，因此每個相應的因素分數將佔越來越少的總標準化方差(total standardized variance)。Kaiser (1960) 建議，只應萃取特徵根為 1 或更大的因素分數。雖然一個標準化變數解釋的最大方差量為 1，但萃取的公因素至少需要解釋一個標準化變數方差的等價性(Equivalence of the Variance of One Standardized Variable)。此外，由萃取的所有  $m$  個主成分解釋的

<sup>56</sup> 主成分法被認為是最簡單和最廣泛使用的因素分析 (Cramer 2003)。

$\text{Var}(z_i)$  部分稱為第  $i$  個界性(Communality)，表示為  $\phi_i^2$ ，它等於由  $z_i$  給出的  $m$  個公因素的估計負荷的平方和  $\sum_{k=1}^m l_{ij}^2 = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{im}^2$ ；因此，第  $i$  個界性越高，公因素就越能解釋第  $i$  個標準化變數的方差。估計特有方差(estimated specific variance)  $\psi_i$  僅等於方差  $z_i$  減去估計值  $\phi_i^2$ <sup>57</sup>。

此外，計算因素得分的值對於進一步分析中國的外商直接投資流入也很有用。在主成分分析中，第  $k$  個主成分的公因素得分  $F_j$  由

$$(e_{1,k}Z_1 + e_{2,k}Z_2 + \dots + e_{11,k}Z_{11}) \text{ 除以 } \sqrt{\lambda_k} \text{ 給出。換言之，計算 } F_k \text{ 涉及標準化變數 } Z_1, Z_2, \dots, Z_{11}, \text{ 的線性組合}$$

$$(\sqrt{\lambda_1})^{-1}e_{1,k}, (\sqrt{\lambda_1})^{-1}e_{2,k}, \dots, (\sqrt{\lambda_1})^{-1}e_{11k} \quad (3)$$

## 4.2 實證結果

對 1998 年、2002 年和 2003 年社會經濟變數的數據矩陣進行了主成分分析。第一步是從  $Z$  的方差-協方差矩陣(Variance-Covariance Matrix)中估計特徵根和特徵向量(Eigenvector)。根據 Kaiser (1960) 的標準，我們只保留與第一個相應的特徵向量  $e_1$  相關的第一特徵值  $\lambda_1$  和所研究年份的第一主成分因素得分  $F_1$ 。換句話說，只生成一個主成分 ( $m = 1$ )。我們在表 6 中給出了第一個主成分解。在表 6 中，1998 年第一主成分因素得分約佔總標準化方差的 80.2%，2002 年和 2003 年約佔 78.%和 78.5 %。此外，因素負荷的估計值(Estimated Values of Factor Loadings)可用於衡量社會經濟變數的相關程度。我們發現，在所考慮的年份中，人均 GDP (X1)、人均零售額 (X2) 和人均投資 (X7) 是相關係數最高的變數。當  $m = 1$  時，估計的界性(Estimated Communalities)，只是各個因素負荷的平方(Squares of the Respective Factor Loadings)。表 6 中列出的因素得分係數值反映了各個標準化變數在構造中的權重或相對重要性。由於因素得分係數  $z_i$  由  $(\sqrt{\lambda_1})^{-1}e_{i1}$  給出，等於相應的因數負荷  $(\sqrt{\lambda_1})^{-1}e_{i1}$  除以  $\lambda_1$ ，因此因素負荷的值(Values of Factor Loadings)與因素得分係數(Factor Score Coefficients)的值完全相同。

<sup>57</sup> 假設萃取的主成分數量小於所研究的原始變數的數量;否則，等式 (1) 中的因素模型將變得精確，特定因素的向量將為零向量(向量中的元素均為零)。

<sup>58</sup> 關於主要組成部分的詳細討論，見 Johnson and Wichern 2002，第 8 章。

表 6：因素模型主成分解法

$Z_i$	1998				2002				2003			
	因素	因素得分係數	界性 ( $\Phi_i^2$ )	特定方差 ( $\Psi_i$ )	因素	因素得分係數	界性 ( $\Phi_i^2$ )	特定方差 ( $\Psi_i$ )	因素	因素得分係數	界性 ( $\Phi_i^2$ )	特定方差 ( $\Psi_i$ )
	負荷 $F_1$ ( $\sqrt{\lambda_1}e_{i1}$ )	$F_1$ ( $e_{i1}/\sqrt{\lambda_1}$ )			負荷 $F_1$ ( $\sqrt{\lambda_1}e_{i1}$ )	$F_1$ ( $e_{i1}/\sqrt{\lambda_1}$ )			負荷 $F_1$ ( $\sqrt{\lambda_1}e_{i1}$ )	$F_1$ ( $e_{i1}/\sqrt{\lambda_1}$ )		
$Z_1$	0.987	0.112	0.974	0.026	0.989	0.114	0.977	0.023	0.988	0.114	0.975	0.025
$Z_2$	0.978	0.111	0.956	0.044	0.966	0.112	0.933	0.067	0.961	0.111	0.924	0.076
$Z_3$	0.909	0.103	0.826	0.174	0.873	0.101	0.762	0.238	0.863	0.100	0.744	0.256
$Z_4$	0.877	0.099	0.769	0.231	0.887	0.103	0.787	0.213	0.901	0.104	0.812	0.188
$Z_5$	0.759	0.086	0.576	0.424	0.783	0.091	0.613	0.387	0.806	0.093	0.649	0.351
$Z_6$	0.797	0.090	0.636	0.364	0.733	0.085	0.538	0.462	0.721	0.083	0.519	0.481
$Z_7$	0.980	0.111	0.960	0.040	0.953	0.110	0.908	0.092	0.944	0.109	0.891	0.109
$Z_8$	0.836	0.095	0.698	0.302	0.849	0.098	0.720	0.280	0.855	0.099	0.731	0.269
$Z_9$	0.947	0.107	0.898	0.102	0.934	0.108	0.872	0.128	0.911	0.106	0.831	0.169
$Z_{10}$	0.866	0.098	0.750	0.250	0.851	0.099	0.725	0.275	0.863	0.100	0.745	0.255
$Z_{11}$	0.885	0.100	0.783	0.217	0.897	0.104	0.805	0.195	0.902	0.104	0.813	0.187
	特徵值 ( $\lambda_1$ )		% 方差 ( $\lambda_1/11$ )		特徵值 ( $\lambda_1$ )		% 方差 ( $\lambda_1/11$ )		特徵值 ( $\lambda_1$ )		% 方差 ( $\lambda_1/11$ )	
	8.826		80.24%		8.641		78.55%		8.634		78.49%	

備註：i/  $F_1$  代表第一公因素分數。

ii/ % 方差表示可歸因於第一個公因素的總標準化方差的百分比。

綜上所述，我們使用第 1 主成分 的因素得分系數  $F_1$  作為應用於社會經濟變數區域值的加權系統，得到第一主成分的公因素得分(Common Factor Score of the First Principal Component, CFSFPC)。從統計學上，使用 CFSFPC 來代表中國 30 個地區的 社會經濟環境是明智的。以北京（區號 1）和上海（區號 9）為例，分別以 11 個社會經濟變數的標準化值加權平均值計算：

$$\left. \begin{aligned} \text{北京: CFSFPC}_1 &= w_1 Z_{1,1} + w_2 Z_{2,1} + w_3 Z_{3,1} + \dots + w_{11} Z_{11,1} \\ \text{上海: CFSFPC}_9 &= w_1 Z_{1,9} + w_2 Z_{2,9} + w_3 Z_{3,9} + \dots + w_{11} Z_{11,9} \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

(4) 式中： $Z_i$  權重 ( $w_i$ ) 代表第一主成分的因素得分系數  $\frac{e_{i,1}}{\sqrt{\lambda_1}}$ ，

$$\text{所以， } w_1 = \frac{e_{1,1}}{\sqrt{\lambda_1}}, w_2 = \frac{e_{2,1}}{\sqrt{\lambda_1}}, \dots, w_{11} = \frac{e_{11,1}}{\sqrt{\lambda_1}}.$$

由於 30 個區域的 第一主成分的公因素得分(CFSFPC) 是基於同時包含正值和負值的標準正態變數計算的，因此為了進行數學操作，我們必須將 第一主成分的公因素得分(CFSFPC) 系列轉換為指數(Index Number)。為此，我們將 CFSFPC 值從標準正態尺度  $Z \sim N(\mu_z = 0, \sigma_z = 1)$  轉換為正態隨機變數  $Y \sim N(\mu_y = 100, \sigma_y = 50)$  通過使用轉換公式

$$Z_j = \frac{Y_j - \mu_y}{\sigma_y} ; \text{ 即 } Y_j = Z_j \times \sigma_y + \mu_y$$

這個衍生變數(derived variable)稱為社會經濟環境指數 (Socioeconomic Environment Index, SEEI)。第  $j$  個區域的 社會經濟環境指數(SEEI) 公式 (5)為：

$$\text{SEEI}_j = 50 * \text{CFSFPC}_j + 100 \quad j = 1, \dots, 30 \quad (5)$$

表 7：1998 年、2002 年和 2003 年社會經濟環境指數

地區	1998			2002			2003		
	CFSFPC	SEEI	排名	CFSFPC	SEEI	排名	CFSFPC	SEEI	排名
1. 北京	2.412	221	2	2.258	220	2	2.215	220	2
2. 天津	1.305	201	3	1.524	209	3	1.503	208	3
3. 河北	-0.211	93	10	-0.297	85	11	-0.289	86	11
4. 山西	-0.35	81	14	-0.346	81	13	-0.347	81	12
5. 內蒙古	-0.623	59	27	-0.541	65	23	-0.526	67	24
6. 遼寧	0.198	129	7	0.050	116	9	0.059	117	9
7. 吉林	-0.342	81	13	-0.302	85	12	-0.372	79	14
8. 黑龍江	-0.275	87	12	-0.349	81	14	-0.413	76	19
9. 上海	3.893	223	1	3.897	223	1	3.913	223	1
10. 江蘇	0.420	148	6	0.471	152	6	0.581	160	6
11. 浙江	0.492	153	5	0.655	166	5	0.740	171	5
12. 安徽	-0.450	73	20	-0.506	68	22	-0.417	75	20

13. 福建	0.159	125	8	0.116	122	7	0.061	117	8
14. 江西	-0.581	62	26	-0.573	63	25	-0.456	72	21
15. 山東	0.013	112	9	0.086	119	8	0.093	120	7
16. 河南	-0.379	78	16	-0.400	77	16	-0.393	77	16
17. 湖北	-0.235	91	11	-0.285	86	10	-0.277	87	10
18. 湖南	-0.436	74	18	-0.405	76	18	-0.402	76	17
19. 廣東	0.901	182	4	0.840	178	4	0.757	173	4
20. 廣西	-0.649	57	28	-0.617	60	27	-0.656	57	27
21. 海南	-0.400	77	17	-0.569	63	24	-0.538	66	25
22. 重慶	-0.378	78	15	-0.354	80	15	-0.354	80	13
23. 四川	-0.564	64	25	-0.585	62	26	-0.599	61	26
24. 貴州	-0.815	46	30	-0.726	52	30	-0.725	52	30
25. 雲南	-0.529	66	24	-0.617	60	28	-0.674	56	28
26. 陝西	-0.487	70	22	-0.479	70	21	-0.410	76	18
27. 甘肅	-0.653	57	29	-0.652	57	29	-0.676	55	29
28. 青海	-0.517	67	23	-0.455	72	20	-0.489	70	22
29. 寧夏	-0.443	73	19	-0.404	76	17	-0.387	78	15
30. 新疆	-0.471	71	21	-0.430	74	19	-0.517	67	23
1998 年 PCFDI	--	(0.905)	--	--	--	--	--	--	--
1999 年 PCFDI	--	(0.914)	--	--	--	--	--	--	--
2002 年 PCFDI	--	(0.911)	--	--	(0.898)	--	--	--	--
2003 年 PCFDI	--	(0.880)	--	--	(0.877)	--	--	(0.882)	--

備註：

i/ 括弧內的數目為皮爾遜(Pearson)相關系數。

ii/ PCFDI 代表人均外國直接投資。

iii/ CFSFPC 表示第一主成分的公因素分數。

表 7 顯示了 1998 年、2002 年和 2003 年第 1 主成分的公因素得分(CFSFPC)，社會經濟環境指數(SEEI)，和社會經濟環境指數(SEEI)在 30 個地區的排序。如表 7 下半部分所示，社會經濟環境指數(SEEI)與人均外商直接投資(per capita FDI, PCFDI)連續幾年(0.888 至 0.976)之間的高度相關性意味著，預計社會經濟環境指數(SEEI)較高的地區在當前和未來幾年將吸引更多的人均外商直接投資(per capita FDI, PCFDI)。換言之，我們不能否定區域社會經濟環境是中國外商直接投資流入區域分佈的主要決定因素之一的假設。因此，社會經濟環境指數(SEEI)可以被認為是吸引外商直接投資指數。

但請注意，特定年份的社會經濟環境指數(SEEI)在很大程度上是一個建立在特定年份 30 個地區的社會經濟變數的方差之上的相對概念，因此其絕對值不適宜用作隨時間推移進行比較的基礎。

## 5. 群聚分析(Cluster Analysis)

### 5.1 聚集分層群聚方法(Agglomerative Hierarchical Clustering Technique)

社會經濟環境指數(SEEI)為我們提供了一種分析工具，通過該工具，我們不僅可以確定中國各地區對外商直接投資吸引力的順序，還可以確定它們的相對規模。然而，正如 11 個選定變數的相關矩陣所表明的那樣，確定中國每個地區的社會經濟環境特徵可能非常繁瑣和令人困惑。因此，在進行進一步探討之前，最好將中國的 30 個區域劃分為數量較少的同質群聚(homogeneous clusters)。完成此任務最廣泛使用的方法是使用基於距離的分層群聚演算法(Hierarchical Clustering Algorithms)。Everitt 和 Dunn (1991) 以及 Friedman 和 Meulman (2004) 對群聚技術進行了全面回顧。

群聚過程首先使用屬性的特定物件間距離度量找到最近的一對區域，並將這些區域與最近的距離組合在一起以形成群聚。在該過程的每個階段，通過連接或融合被認為彼此最接近的兩個群聚(Clusters)，群聚的數量減少一個。該過程一次繼續一次的步驟，直到所有群聚合併為一個群聚。

群聚分析中的屬性變數(Attribute Variables)是採用上述的 11 個區域社會經濟變數。我們採用這些屬性變數的標準化值進行群聚分析，以避免量度差異引起的問題。我們選擇歐幾里得(Euclidean)距離的平方作為屬性變數之間差異的度量。歐幾里得距離的平方是所考慮的所有標準化屬性變數的平方距離之和，它可以對進一步向不同的區域施加逐漸增加的權重。此外，我們在分層群聚演算法中使用完全連結方法(Complete Linkage Method)連結群聚。層次結構的一個有用表示形式是稱為 樹狀圖(dendrogram)的二叉樹圖(Binary Tree Diagram)，它可以透過使用常見的統計計算機套裝軟體(如 SPSS 和 Minitab)來獲得。我們可以用目測這種表示形式，以評估數據集中的群聚程度，並選擇特定的聚變階段(Fusion Stage)。圖 2 為 1998, 2002 和 2003 年的聚集分層群聚分析。

### 5.2 不同聚類的特徵

圖 2、圖 3、圖 4 為樹狀圖，顯示了中國 30 個地區在各自社會經濟環境方面的分層結構。以 2003 年 11 個社會經濟變數的完整連鎖樹狀圖(Complete Linkage Dendrogram)的 SPSS 輸出為例，在將區域連接或融合在一起之前，每個區域在第一次融合階段被認為是一個單一的群體；在群聚過程中的第二至第五聚變階段，區域數量減少。當達到最後(第六)聚變階段時，有一個包含所有三十個區域的單個組。在第五個聚變階段，這 30 個區域被分為兩個群聚：一個群聚包含三個區域，另一個群聚包含 27 個區域。很明顯，三區群聚中的所有地區都是直轄市(北京、天津和上海)，它們是最早對外開放的地區；因此，該群聚的社會經濟環境平均是全國最好的。1997 年重慶市成立後，儘管重慶市在 2000 年 1 月開始的「西部開放」運動中發揮了主導作用，但並沒有立即使重慶市的整體社會經濟環境取得成功。因此，它不具備在群聚中分類的屬性。在第四個融合階段，這 30 個區域被劃分為三個群聚：上海單獨屬於一個群聚，北京和天津佔據另一個群聚，其餘 27 個區域屬於第三個群聚。當向下移動一個階段時，30

個區域被劃分為四個群聚：群聚 1 包含上海；群聚 2 包含北京和天津；群聚 3 包含江蘇、浙江和廣東；群聚 4 包含其他 24 個區域。最後，我們可以在第二聚變階段(the second fusion stage)識別出八個群聚。

雖然在樹狀圖中確定應該選擇哪個融合階段來識別根據其社會經濟環境自然發生的區域組並不容易，但由此產生的群聚結構的可解釋性通常有助於證明選擇的合理性。有鑒於此，我們選擇完整關聯樹狀圖的第三個聚變階段(the third fusion stage)，根據所考慮的年份的社會經濟數據集，將中國的 30 個區域劃分為四個相關的群聚。表 8 列出了 1998 年、2002 年和 2003 年處於第三聚變階段的四個區域群聚，以及相應的社會經濟環境指數(SEEI)和人均外商直接投資(PCFDI)系列。

圖 2：2003 年 10 個社會經濟變數數據矩陣的完整關聯樹狀圖

\*\*\*\*\*HIERARCHICAL CLUSTER ANALYSIS\*\*\*\*\*

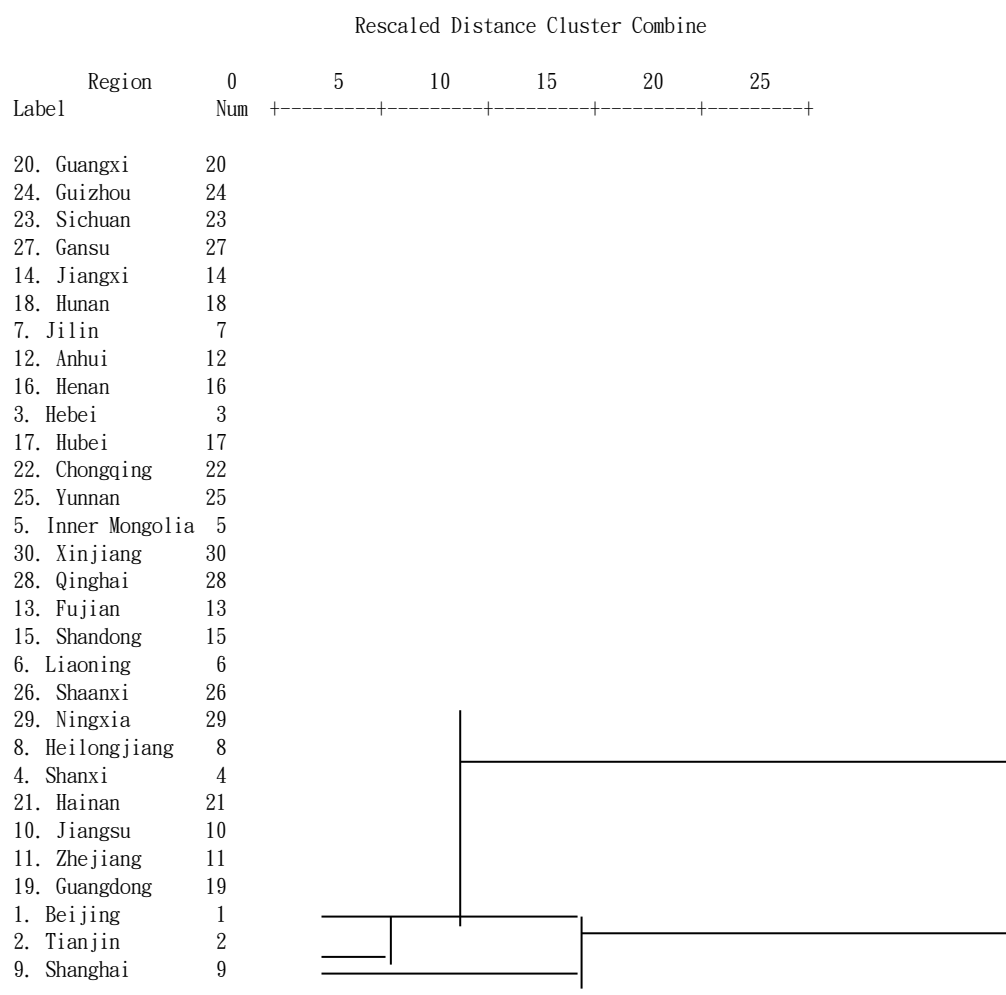


圖 3：2002 年 10 個社會經濟變數數據矩陣的完整關聯樹狀圖

\*\*\*\*\* HIERARCHICAL CLUSTER ANALYSIS \*\*\*\*\*

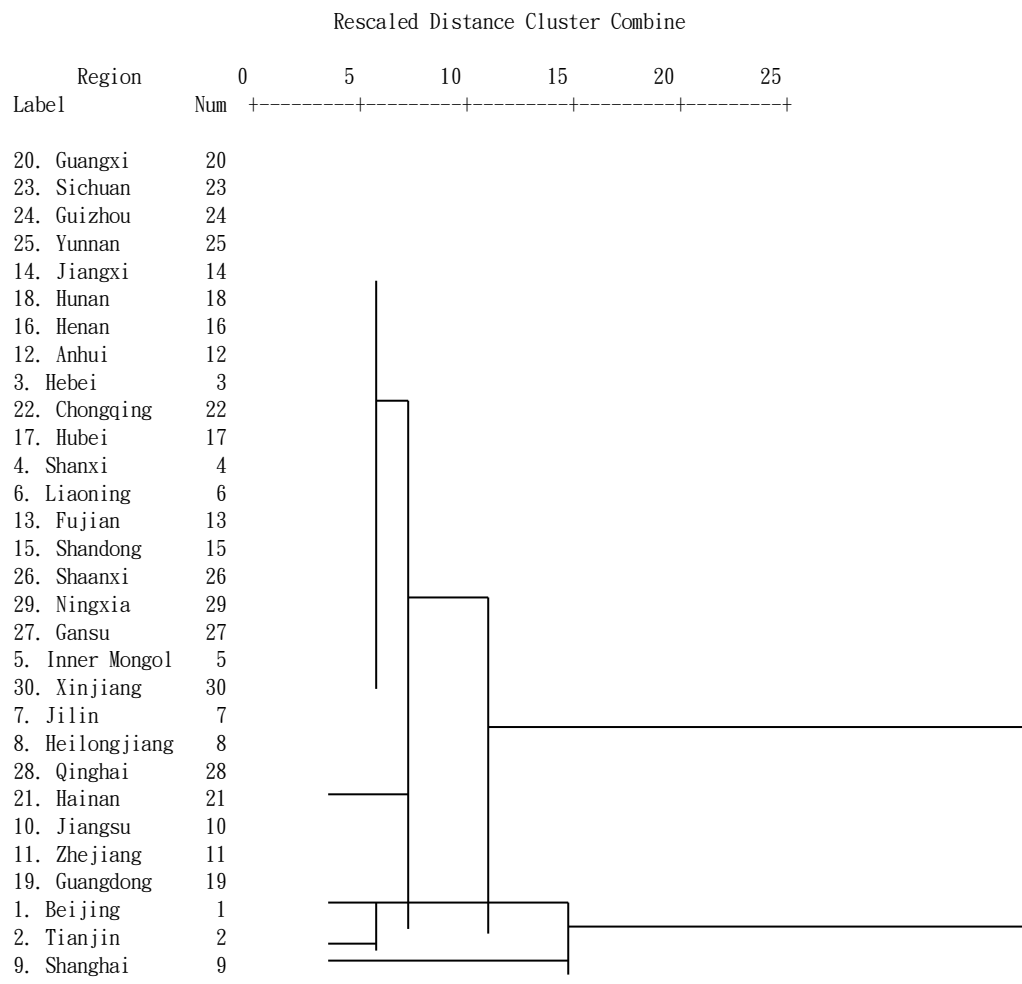




圖4：1998年10個社會經濟變數數據矩陣的完整關聯樹狀圖

\*\*\*\*\* HIERARCHICAL CLUSTER ANALYSIS \*\*\*\*\*

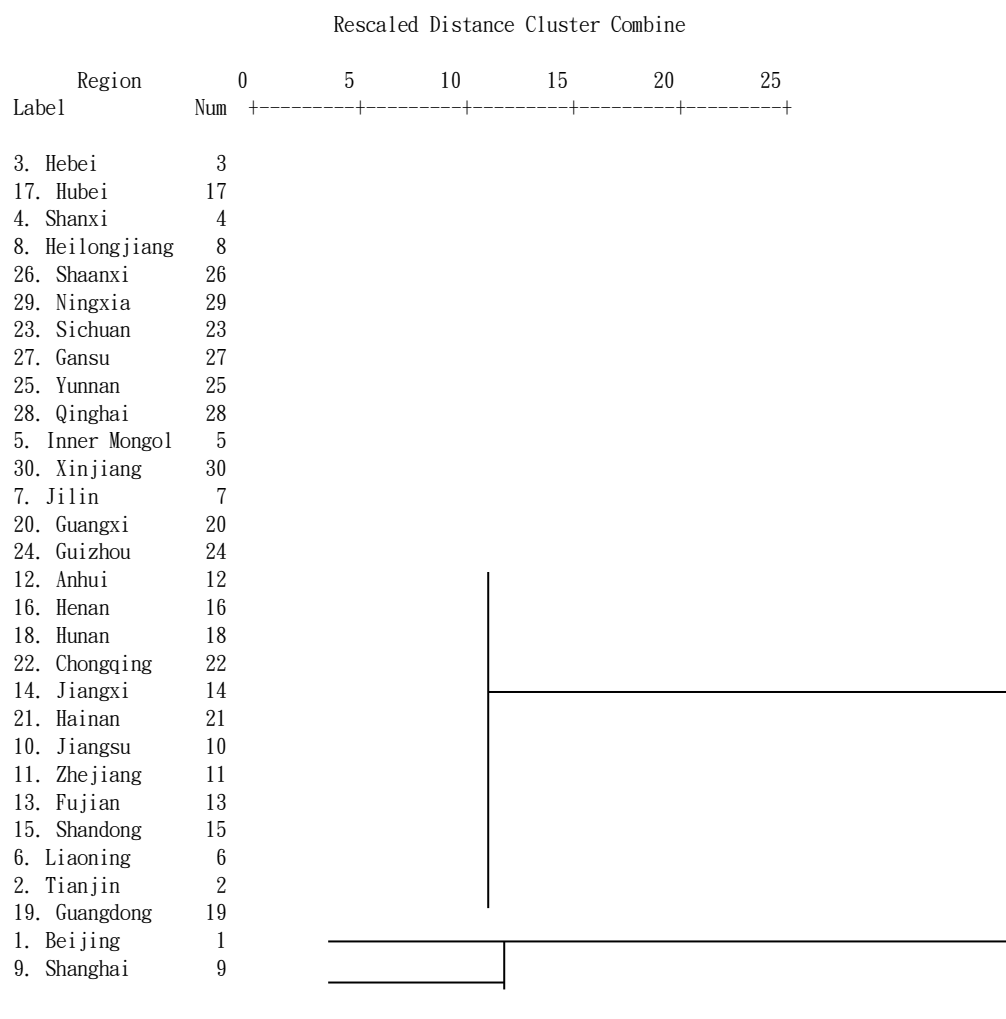


表8：1998年、2002年和2003年具有經濟聯繫和環境、環境投資指數和PCFDI的四個社會經濟群聚的成員區域

群聚	1998			2002			2003		
	地區	SEEI	PCFDI	地區	SEEI	PCFDI	地區	SEEI	PCFDI
群聚1 成熟 地區	上海 (E)	295	2284	上海	295	2657	上海	296	3383
群聚2 進階 地區	北京 (E)	221	1649	北京	213	1264	北京	211	1587
	--	--	--	天津	176	1429	天津	175	1377
群聚3 發達 地區	福建 (E)	108	1100	--	--	--	--	--	--
	廣東 (E)	145	1400	廣東	142	1201	廣東	138	818
	江蘇 (E)	121	764	江蘇	124	1142	江蘇	129	1179
	遼寧 (E)	110	436	--	--	--	--	--	--
	時代 (E)	101	207	--	--	--	--	--	--
	天津 (E)	165	1939	--	--	--	--	--	--
	浙江 (E)	125	246	浙江	133	550	浙江	137	884
群聚4 發展中/ 欠發達 地區	--	--	--	福建	106	916	福建	103	616
	海南 (E)	80	815	海南	72	553	海南	73	432
	河北 (E)	89	181	河北	85	96	河北	86	118
	內 蒙 (E)	69	32	內 蒙古	73	60	內 蒙古	74	31
	--	--	--	遼寧	103	696	遼寧	103	555
	--	--	--	山東	104	342	山東	105	547
	廣西 (E)	68	157	廣西	69	72	廣西	67	76
	安徽 (C)	78	37	安徽	75	52	安徽	79	49
	黑龍江 (C)	86	117	黑龍江	83	77	黑龍江	79	70
	河南 (C)	81	55	河南	80	35	河南	80	48
	湖北 (C)	88	137	湖北	86	203	湖北	86	217
	湖南 (C)	78	108	湖南	80	118	湖南	80	137
	江西 (C)	71	93	江西	71	213	江西	77	315
	吉林 (C)	83	129	吉林	85	75	吉林	81	58
	山西 (C)	83	69	山西	83	53	山西	83	54
	重慶 (W)	81	117	重慶	82	52	重慶	82	69
	甘肅 (W)	67	13	甘肅	67	20	甘肅	66	7
	貴州 (W)	59	10	貴州	64	8	貴州	64	10
	寧夏 (W)	78	29	寧夏	80	32	寧夏	81	25
	青海 (W)	74	0	青海	77	74	青海	76	39
	陝西 (W)	76	69	陝西	76	81	陝西	80	74
	四川 (W)	72	37	四川	71	55	四川	70	40
	新疆 (W)	76	10	新疆	79	9	新疆	74	7
	雲南 (W)	74	29	雲南	69	21	雲南	66	16

備註：

1. RR是中國30個行政區內11個社會經濟變數的排名範圍。
2. SEEI是社會經濟環境指數。
3. PCFDI是以人民幣計的人均外商直接投資。
- 4、地區名稱後括弧內的大寫字母E、C、W表示該區域屬於中國東部地區、中部地區或西部地區。

2003年，上海本身形成了一個獨特的群聚，因為它在人均GDP (X1)、人口密度 (X4)、第二和第三產業對GDP的貢獻 (X6)、高中教育水準的人口比例 (X8)、人均政府對創新企業的支出 (X9)等多個社會經濟變數中排名第一。運輸路線長度 (X10)和資源密度 (X11)。在人均零售額 (X2)、平均工資 (X3)、對國際貿易開放程度 (X5)和人均固定資產投資總額 (X7)等變數中，它排名全國第二。此外，上海在上述各變數中的得分僅略低於群聚2中排名第一地區的得分。對於人均零售額(X2)，上海的得分為16.6，僅略低於北京的16.78分。對於平均工資(X3)，上海的得分為28.41，也僅略低於北京的28.46。對於對國際貿易開放程度(X5)，上海的得分為146.34，也低於廣東的175.69。對於人均固定資產投資總額(X7)，上海的18.68分也略低於北京的18.99分。從社會經濟環境

指數(SEEI)測算的突出社會經濟環境來看，將群聚 1 和群聚 2 中的區域分別稱為成熟區和先進區。

第三組中的江蘇、浙江、廣東三省沿海三省對外開放，經濟改革較早。在 22 個省和 4 個自治區中，人均國內生產總值 (X1)、平均工資 (X3)、人均固定資產投資總額 (X7)、運輸路線長度 (X10)、資源密度 (X11) 均位居全體 22 個省和 4 個自治區的第一位。由於成功實施了優惠經濟發展政策，相對於其他群聚，國有和國有控股企業佔所有企業總產值的 18% 是最低的。因此，該集群中的地區被認為是中國經濟自由度最高的地區。考慮到它們的社會經濟發展階段，我們稱這個群聚中的地區為發達地區。

中西部地區，以及社會經濟條件一般的 7 個東部地區，都包括在第四組。由於該群聚中的 24 個區域約佔中國國土總面積的 95%，佔中國總人口的 80%，因此其地理和人口因素應對這些地區的社會經濟環境產生重大影響。考慮到這些地區較差的社會經濟條件，我們稱這些地區為發展中地區或欠發達地區。

1998 年和 2003 年的群聚結構，我們觀察到以下特徵。首先，上海仍處於成熟區群聚 (群聚 1)，表明它能夠在整個時期保持領先地位；其次，天津從 1998 年的群聚 3 轉移到群聚 2，因為天津在國際貿易開放程度 (X5)、固定資產投資 (X7) 方面有顯著提高，運輸路線長度 (X10)；第三，福建、山東、遼寧省，1998 年屬於第三類，2003 年被歸入第四類，因為其社會經濟發展停滯不前。最後，1998 年至 2003 年期間，中西部地區沒有明顯變化。

## 6. 對跨國公司選址決策的影響

自加入世貿組織以來，隨著貿易和金融壁壘的不斷減少，以及通訊網路的進步，中國已成為亞洲的經濟強國和外商直接投資的焦點。研究人員樂觀地預測，在 2006-2010 年五年計劃期間<sup>59</sup>，中國的外商直接投資每年將增長 1000 億美元，這反映了一個事實，即對來自發達國家的跨國公司來說，在中國投資是一個千載難逢的機會。眾所周知，跨國公司投資外國生產設施和其他國家相關企業的動機是提高其投資回報。為了維持增長機會，他們必須重新評估定期生產產品的最佳地點；此外，他們在國內市場成熟且競爭更加激烈之後，必須擴大海外市場。因此，選擇這 11 個社會經濟變數來反映市場規模和要素生產力，是可以反映中國不同地區對跨國公司的吸引力的。

社會經濟環境指數(SEEI) 源自因素分析中的第一個主成分，為跨國企業家提供了一個有用的工具，可以根據社會經濟環境逐個區域對其選址決策進行排序。表 7 中 1998 年、2002 年、和 2003 年的社會經濟環境指數(SEEI)顯示，社會經濟環境較好的地區可以吸引更多的外商直接投資流入。此外，隨後幾年人均外商直接投資 (Per Capita FDI, PCFDI) 與社會經濟環境指數之間的高度相關性，使我們能夠說，社會經濟環境指數是選址決策中最重要指標之一。

<sup>59</sup> 「中國將在 2006-2010 年獲得 1000 億美元的年度外國直接投資」，《新興市場經濟》，2003 年 1 月 2 日。可在 Business Source Premier 上獲得。

例如，2003 年上海社會經濟環境指數為 296，比北京高 40%，比廣東高 114%，比最貧窮的貴州高 363%。上海擁有全國最好的社會經濟環境，通過更加重視發展現代製造業和服務業以及高新技術產業，增強了吸引外資的實力，提高了投資品質。考慮到上海作為中國主要金融中心的地位，以及其戰略地理位置和在社會經濟發展方面的傑出成就，我們相信上海將繼續成為對跨國公司最具吸引力的商業地點。

另一方面，在發展中或欠發達區域組（第 4 組）中，有 8 個區域的社會經濟環境指數在 2003 年低於 75。他們是來自東部地區的海南和廣西，西部地區四川、貴州、雲南、以及甘肅，和中心地區的內蒙古，這些地區的經濟發展水準低下，生活水準低下，很大地限制了市場規模的擴大，難以吸引外國投資者。此外，基礎設施條件差，阻礙了這些地區的社會經濟發展，從而削弱了它們對外國資本的吸引力。但是，由於這些貧困地區國土面積廣闊、礦產和森林資源豐富、人口稀少，其邊際投資收益相對高於東部發達地區。隨著 2000 年「西部開放」運動<sup>60</sup>和 2006 年世貿組織承諾的落實所帶來的優勢，這些地區很可能成為一些跨國公司的目標所在地。

如表 2 所示，原有四個經濟特區的南部地區外商直接投資大幅下降，而北部地區則有所增加。從 1998 年到 2003 年的五年間，廣東、福建和海南的外商直接投資下降了 505.7 億元人民幣（-36%）；相比之下，上海、江蘇和浙江的外商直接投資數字飆升了 782.8 億元人民幣（+82%）。這表明在中國的外商投資者正在從珠江三角洲向北遷移到長江三角洲。因為中國旨在放寬外商投資的限制和吸引更多外商投資到其他地區的新政策，導致外商直接投資已開始從南方的傳統投資基地擴展到新的地區。因此，我們可以總結，先前外商直接投資的信號效應(Signaling Effect)不再是決定選址決策的適當因素。

## 7. 結論

十多年來，中國的區位差異一直是研究的熱點之一，學者們已經構建了許多模型（Hu, Wang 和 Hong 1995; Poon、Hon 和 Woo 1996; Coughlin 和 Segev 1999; Ng 和 Tuan 2003; Wang 2004）來解釋這些差異。一些模型強調政府外商直接投資促進政策的作用，認為這是外商直接投資流入區域差異的根本原因，而另一些模型則強調經濟規模、勞動生產力和沿海位置，還有一些模型則引用了區域鄰近性的影響。本研究旨在瞭解外商直接投資區域分佈背後的驅動力，並為跨國企業家提供中國整體投資環境的全景。它分析了社會經濟環境對各個地區的影響，並確定這些地區是否具有吸引力，以及它們的吸引力是否會隨時間而變化。由於社會經濟環境是一個抽象的概念，無法直接衡量，因此我們收集了可能成為該概念指標的變數資訊，並以指數形式綜合了這些指標，以反映中國的區域社會經濟環境。

在處理人均（每個城市或每平方公里）和群聚概念之間的關係時，中國區域定義的模糊性是一個不可避免的分析陷阱。關於外商直接投資，我們認為政府當

---

<sup>60</sup> 2003 年 5 月 8 日至 10 日，德國亞洲事務研究所在漢堡主辦了一次研討會，探討「西方開放」運動的原因、內容和潛在影響，重點是省級和地方級。部分文章發表於《The Chinese Quarterly》第 178 期（2004 年 6 月）。

局更傾向於外商直接投資總額，而不是人均外商直接投資。然而，跨國公司會發現人均外商直接投資更為重要。因此，我們使用人均外商直接投資作為分析區位決策的因變數(Dependent Variable)。此外，值得指出的是，儘管中國經濟統計數據質與量的提升級不斷取得進展，但在國民收入統計和國際直接投資流動等關鍵領域，這些統計數據的及時性、準確性和一致性方面的薄弱環節，不可避免地給我們的分析帶來了障礙。

應該強調的是，各個社會經濟變數是密切相關的，因此我們不應該嘗試使用多元回歸方法<sup>61</sup>進行分析。基於 11 個社會經濟變數的第一個主成分，構建社會經濟環境指數的目的，是展示中國 30 個地區社會經濟環境的排名和規模。另一方面，我們使用完全連結群聚技術將這些區域分類為區域組(Area Group)，以呈現其社會經濟環境的異同。總而言之，社會經濟環境指數和由此產生的群聚向跨國企業家傳達了有用的資訊，即在所選地區組中，社會經濟環境適合他們建立直接投資企業的特定區域排名。這些結果為在中國投資的外商投資者在宏觀層面做出選址決策提供了方向。

## 8. 後記

本文源起於同作者在 2003 年赴北京社會科學院為期一週的學術訪問及資料搜集，有幸拜訪當時研究中國國民所得分配知名學者趙人偉教授，得知引進外商直接投資是中國對外開放政策的首要舉措，亦是未來經濟發展的火車頭：政策先以沿岸城市的政策便利和稅務優惠吸引外資，希望由少部份省份先行，跟著將外商直接投資引進內陸，繼而是進入貧赤的大西北地區；這就是所謂的梯度演進。20 年過去了，比較 2003 年和 2022 年的宏觀經濟統計數據，中國的國內生產總值上升了 8.8 倍，而外商直接投資(實際使用外資金額)卻只上升了 3.54 倍。我們再看看外商直接投資最多的 5 個地區，2003 年依次是廣東、江蘇、福建、上海和山東，2022 年依次是江蘇、廣東、上海、山東和浙江；即外商直接投資始終都是集中於沿海地區，沒有如期被引導進入內陸和大西北地區。另外，我們計算了 2003 和 2022 中國人均生產總值以及外商直接投資的地區分配的基尼系數(Gini ratio)，中國人均地區生產總值的基尼系數 2003 和 2022 年分別是 0.3324 和 0.2067，集中度明顯下降了(即地區所得分配不均的程度改善了)；而中國地區外商直接投資金額的基尼系數 2003 和 2022 年分別是 0.6835 和 0.6288，集中度只是稍微下降。由此可見，中國引進外商直接投資對整個經濟體的影響力已經減弱，而且我們也有理由相信中國引進外商直接投資的政策已經改變了。時移世易，經濟環境改變是必然的，但如果想了解在過去中國改革開放進程中外商直接投資和各主要宏觀經濟表現，或者是想去探討中國宏觀經濟表現的實證研究方法，這篇文章的可讀性仍然很高。

---

<sup>61</sup> 回歸系數可以解釋為當一個單位在相應的自變數中增加並且所有其他自變數保持不變時因變數變化的度量。在自變數之間存在強線性關係的情況下，這種解釋將不再有效，因為在這種情況下，顯然不可能在保持所有其他變數不變的同時改變一個變數。

## 參考文獻

- Bartholomew, D.J. 1987. *Latent Variable Models and Factor Analysis*. New York: Oxford University Press.
- China Statistical Publishing House. *China Statistics Yearbook*, various issues.
- Coughlin, C.C., and E. Segev. 1999. "Foreign Direct Investment in China: A Spatial Econometric Study." Working paper 1999-001A, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Cramer, D. 2003. *Advanced Quantitative Data Analysis*. Maidenhead, UK: Open University Press.
- Crum, R.L., E.F. Brigham, and J.F. Houston. 2005. *Fundamentals of International Finance*. N.p.: Thomson South-Western, 1st ed.
- Everitt, B.S., and G. Dunn. 1991. *Applied Multivariate Data Analysis*. London: Edward Arnold.
- Friedman, J.H., and J.J. Meulman. 2004. "Clustering Objects on Subsets of Attributes," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Statistical Methodology*, vol. 66, part 4: 815-49.
- Hon, T. Y., Poon, C. C., and Woo, K. Y. 2005. "Regional Distribution of Foreign Direct Investment in China: A Multivariate Data Analysis of Major Socioeconomic Variables," *The Chinese Economy*, 38, (2), 56-87.
- Hu, A.G., S.G. Wang, and S.K. Hong. 1995. *Report on China's Regional Disparities* (in Chinese). Shenyang: Liaoning People's Publishing House.
- International Monetary Fund (IMF). 2004. *World Economic Outlook* (September 2004). ----- . 1996. *Balance of Payment Manual* (5th ed.).
- IMD. 2004. *World Competitiveness Yearbook*.
- Johnson, R.A., and D.W. Wichern. 2002. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 5th ed.
- Kaiser, H.F. 1960. "The Application of Electronic Computers to Factor Analysis," *Educational and Psychological Measurement* 20: 141-51.
- Ng, L.F.Y., and C. Tuan. 2003. "Location Decisions of Manufacturing FDI in China: Implication of China's WTO Accession," *Journal of Asian Economics* 14, no. 1: 51-72.
- Poon, C.C., T.Y. Hon, and K.Y. Woo. 1996. "A Cluster Analysis of Regional Economic Disparities in China" (in Chinese). Economics Working Paper Series 97012, Economics Department, Hong Kong Shue Yan College.
- Poon, C.C., K.Y. Woo and T.Y. Hon. 2004. "The Relationship between Socio-Economic Environment and Regional Distribution of Foreign Direct Investment in China," HKSVC Working Paper, December.
- Prasad, Eswar, ed. 2004. "Hong Kong SAR: Meeting the Challenges of Integration with the Mainland." Occasional Paper 226, International Monetary Fund.
- Wang, Jian. 2004. "The Determinants of Regional Distribution of Foreign Direct Investment" (in Chinese). *Economic Science*, Ministry of Education of the PRC, no. 5, serial no. 104: 116-25.

### 免責聲明

本章是作者(TAI-YUEN HON, CHE-CHEONG POON & KAI-YIN WOO)在以下期刊上發表的文章的翻譯及延展中文版本。  
中國經濟(*The Chinese Economy*). 38, (2), 56-87. 2005. 可下載於  
<https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/10971475.2005.11033519?needAccess=true>

## 七、在中國的外商投資企業：發展與可持續性

韓大遠

黃永強

### 摘要

本研究旨在說明外商投資企業在中國的發展和可持續性。銀行對巴塞爾協定 III(2013-2018)的銀行監管早作出反應。傳統貸款的資本成本非常高。銀行限制貸款，將貸款視為一種行銷工具。外商投資企業將很難獲得傳統貸款。領先企業的發展個人對個人借貸，成為外商投資企業在中國和世界的融資渠道的目標。此外，品牌是企業生存的關鍵因素。它代表了商業誠信。外商投資企業可以借鑒創造共享價值的概念來維持在中國的業務。

### 1. 引言

據中華人民共和國商務部外商投資新聞發佈統計，利用外商投資利用制度、市場和優惠政策獲利的因素將逐漸消失。在 1998 年之前，中國企業利用外商投資有很多好處，如改變經營機制、收入分配和定價的更大自主權、籌集資金、利用現有傳統制度，行政消費，投資，等獲利。特別是，優惠政策的差異能夠產生巨大的利潤空間。然而，這些因素會逐漸消失，有些已經消失了。今天，製造業的外商投資企業可能會減少。中國的市場競爭和技術升級降低了利用制度差異和市場空間賺錢的可能性。因此，新來的外商投資企業很難搶佔市場份額並獲利。在製造業方面，當地產業已經處於激烈的競爭之中，外商投資企業沒有在這些行業進行大規模投資的空間。此外，製造業也逐漸意識到要向國內外資本市場尋求發展潛力。許多在中國製造業的外商投資企業轉移到印度、泰國、越南和孟加拉國。服務業是外商投資企業的主要發展領域，但規模有限。如果外資大量進入服務業，未來該行業將發生巨大變化和市場競爭。中小型外商投資將面臨戰略調整。巴塞爾協定 III 的銀行監管對「資本」的定義、充足性要求和新的流動性要求進行了修改。銀行將難以為企業引資。發展個人對個人 (peer to peer, P2P) 借貸業務，將針對外商投資企業在中國和世界的新融資管道。此外，外商投資企業可以借鑒創造共享價值 (creating shared value, CSV) 的概念來維持其在中國的業務。本研究旨在說明外商投資企業在中國的發展和可持續性。

本文跟據韓(Hon, 2015 和 2018) 文章翻譯及延展而成，組織結構如下。第 2 節文獻回顧。第 3 節介紹了在中國的外商投資企業。第 4 節闡述了外商投資企業在中國的發展和可持續性。第 5 節提供了結論，第 6 節後記。

### 2. 文獻回顧

Lin 等(2023) 研究中國的快速工業化帶來了一系列嚴重的資源環境問題。對工業資源環境壓力的系統分析，對於推動中國工業綠色轉型具有重要的理論和實踐意義。文章以全國 285 個地級及以上城市為研究對象，構建了產業資源與環境壓力評價指標體系，分析了 2006—2019 年中國產業資源與環境壓力在國家和

區域尺度的空間分異特徵。基於空間模型，分析了中國產業資源與環境壓力的主要影響因素。結果表明：（1）中國產業資源壓力不斷增大，呈現出由沿海向內陸逐漸減小的空間變化特徵；空間集聚程度不斷提高，產業資源壓力熱點集中在長三角和珠三角地區，熱點範圍不斷擴大。（2）中國工業環境壓力呈波動性下降趨勢，空間分異特徵為「東北高、西南低」。工業環境壓力較大的地區多位於省級行政區劃交界處，空間集聚程度呈下降趨勢，熱點向環渤海和長三角地區轉移（3）與中國工業資源壓力顯著正相關的因素為工業資產總量、工業增加值和三大工業廢棄物平均處理率，與中國工業資源壓力負相關的因素是工業企業數量、勞動生產率和外商投資工業企業產值佔工業總產值的比重。（4）與中國工業環境壓力顯著正相關的因素為工業資產總量。

Xue 等(2023) 認為過去幾十年來，人類世界的自然環境不斷惡化，保護環境的政策越來越受到世界各國政府的重視。來自地方政府的綠色制度壓力如何影響企業行為，尤其是創新行為，是一個關鍵問題。然而，地方政府的制度壓力與企業創新行為之間的聯繫仍存在爭議。以中國地方政府年報中頻繁出現的綠色發展術語為關鍵變數，對在中國的外商投資企業進行數據彙編，並探討了地方政府綠色制度壓力對企業創新的影響。結論表明，地方政府的制度壓力對企業創新具有促進作用，而宗主國的綠色知識儲備水準對這種影響具有負向調節作用。此外，這一結論在公司性質、行業屬性、區位特徵、出口經驗和宗主國類型方面表現出異質性。

Zhang 和 Yu (2023) 研究發現，環境污染和氣候變暖已成為影響人類生活的全球性問題，化石燃料的燃燒是溫室氣體的主要來源。擁有權結構與能源效率有關，擁有權結構的變化具有巨大的節能潛力。然而，過去很少有論文從技術創新的角度研究所有制結構對能源強度的影響。基於 2005—2020 年中國 29 個省份的數據，系統地研究了產業部門所有制結構對能源強度的影響，實證結果揭示了三個發現。首先，國有工業企業佔比每增加一個單位，能源強度增加 0.803 個單位。但隨著港澳台投資工業企業、民營工業企業和外商投資工業企業比例增加 1 個單位，能源強度分別下降 0.847 個單位和 0.549 個單位。其次，研發活動、外國直接投資、資本密集度和出口可以顯著降低能源強度，但進口可以增加能源強度。第三，所有制結構可以通過影響研發支出來影響能源強度。國有工業企業佔比的增加可以減少研發支出，但民營企業的情況卻相反。外商投資企業可以通過更多地利用母公司的技術來降低能源強度

He 等 (2015) 確定了尋求外國直接投資行銷的三個績效貢獻者：東道國(host country)對外國直接投資有利的正規機構、子公司在東道國的運營經驗和吸收能力以及子公司的擁有權結構。他們的研究結果支援了以下假設：當東道國為外國直接投資提供更有利的制度框架時，尋求市場的導向對在中國的外國子公司來說更有利可圖；該子公司在東道國的外商直接投資業務歷史較長，吸收能力較強；子公司以全資方式組織。Zhang 和 Wei (2015) 揭示了零售跨國公司的擴張受到中國政府逐步自由化政策的影響。在空間上，它們向兩個方向擴展：從東部沿海地區向中西部腹地擴展，以及沿著中國的城市等級從大城市向小城市擴展。雖然本土經濟極大地影響了他們最初的戰略，但外國大賣場零售商也在不斷調整，以更好地融入中國市場，並更有效地解決結構性悖論(structural



paradox)。Tian 等 (2015) 發現，積極的外商直接投資技術溢出效應是通過有形資產而非無形資產、國內銷售而非出口產品、傳統產品而非新產品以及在合資企業中僱用非熟練工人而不是技術工人來實現的。與此相反，外商直接投資技術溢出效應則來自出口產品和在外商獨資企業僱用技術工人。研究結果表明，發展中國家應鼓勵跨國公司以合資企業的形式進入其市場，而不是外資獨資企業。Liao 和 Zhang (2014) 揭示了嚴格的綠色標準應作為中國海外直接投資 (overseas direct investment, ODI) 的要求，特別是中國國有企業 (state-owned enterprises, SOE) 的中國海外直接投資。在國內實現綠色增長不僅符合中國自身利益，也是對整個社會的重大貢獻。作為世界未來最大的經濟體，中國需要超越傳統的「國家利益」概念，即將減少排放，視為一種國家利益，同時期望其他國家提高減排水準。通過深度減排實現綠色增長實際上是一個巨大的機會，最終可能成為經濟增長的源泉。

Yuen (2014) 表明，反壟斷執法與確保自由競爭以外的動機和動力密不可分。它受到根深蒂固的技術民族主義情緒的推動，將科學和技術發展與國家福祉聯繫起來，保護國家安全，並將國內科技公司培育成世界上最好的公司之一。反壟斷措施是一系列監管措施之一，甚至是干預措施，旨在迫使外國公司降低價格，並從中國的角度使它們對中國經濟做出更切實的貢獻，從而使國內公司受益。Xu and Yeh (2013) 發現，廣東的外商直接投資偏向於離香港較近、工資水準較低、市場潛力較大、政策優惠較多的城市，並跟隨外商直接投資的同源集聚。家庭的多樣化特點導致了外商直接投資空間再分配的途徑多種多樣。Cheng 和 Shi (2012) 得出結論，2008 年新《所得稅法》的實施整合了兩個獨立的制度，從根本上改變了中國的稅收制度。新法取消了國內企業與外商投資企業所得稅稅率的差異，統一了所有在中國經營的企業的稅率。對現有外國投資者的影響是巨大的，儘管已經給出了五年的過渡期。在過渡期結束之前，在位者需要重新審視其稅收計劃，以優化當前的稅收優惠待遇，並改變其投資策略。

Lam (2008) 報告稱，外國跨國公司需要投資於社會資本，以促進將全面的企業責任實踐知識從總部轉移到其中國子公司，並鼓勵其中國子公司更積極地與支持企業社會責任的外部業務合作夥伴合作。Poon 等 (2005) 發現，上海通過更加重視發展現代製造業、現代服務業和高新技術產業，加強了吸引外資的能力，提高了投資品質。地區經濟發展水準低下，生活水準低，極大地限制了其市場規模的擴大，使其難以吸引外國投資者。東部是海南、廣西、四川、貴州、雲南、甘肅、新疆及西部地區和內蒙古。但是，由於這些貧困地區土地面積廣闊、礦產和森林資源豐富、人口稀少，其邊際投資收益相對高於東部發達地區。Young 和 Lan (1997) 指出，技術轉讓的程度相當有限，但考慮到中國發展中國家的地位和技術能力，處於預期的水準。然而，鑒於市場的規模和增長，通過適當的政策變化，存在增加技術轉讓的大量機會。在中國，利用外商直接投資作為技術發展工具的潛力比理論所暗示的要大。Hu (1995) 表明，企業利益的國際轉移是成功國際運營的必要條件。由於相對於本國競爭對手的優勢和相對於外國競爭對手的優勢之間存在差異，因此轉移到國外的優勢來源不一定是公司獨有的。相反，它可以是行業或國家共有的因素或特徵，也可以是非獨特的資產或技能。反過來，不可轉讓性源於地理特殊性和隱性知識造成的不動性。

轉讓既不是自動的，也不是容易的，往往需要對互補資產進行投資。可轉讓性還影響並受其操作模式的選擇和目標國的選擇的影響。

### 3. 外商投資企業

由於 1979 年實行的門戶開放政策，中國經濟發生了翻天覆地的變化，但發展業務的方式是正確的。首先，設立四個經濟特區以吸引海外投資。為吸引世界各地的外商直接投資，制定了許多特殊政策。至今，中國已成為世界工廠。中國政府不僅關注任何具體項目，還希望在全國範圍內建立經濟基礎設施。中國政府仍在盡最大努力吸引來自海外的外商直接投資。向投資者提供的投資形式包括：

#### *中外合資企業(Chinese-foreign joint equity venture)*

外國公司、企業和其他經濟組織或者個人與中國公司、企業或者其他經濟組織之間成立的有限責任公司。合資企業各方應當共同投資合資企業，共同管理合資企業，按照其在合資企業註冊資本中所持的份額，分擔合資企業的利潤、風險和損失。

#### *中外合資承包企業(Chinese-foreign joint contractual venture)*

外國企業、其他經濟組織或者個人與中國企業或者其他經濟組織簽訂合同成立的。合資合同中應當約定合營合同中約定合夥企業終止時的經營方式、利潤分配、風險和損失分擔、投資收益、管理方式等。

#### *外商獨資企業(Wholly foreign-owned enterprise)*

完全由外國公司、其他經濟組織或個人資助。企業利潤歸外資所有。

#### *外商投資股份有限公司(Foreign invested joint stock limited company)*

其資本被劃分為等值股份，其股東根據購買的股份數量對公司承擔責任，其註冊資本的至少 25%由外國股東購買和持有。公司對公司及其所有財產的債務承擔責任。它可以通過發起的方式設立。

#### *外商投資金融機構(Foreign invested financial institution)*

境內由外資金融機構出資經營金融業務的分行，以及在中國境內具有中國法人資格的外商獨資金融機構或中外合資金融機構（法人）。

#### *補償貿易(Compensation trade)*

外國投資者將負責提供設備和技術，並承諾從中方購買一定數量的出口產品。進口所提供的設備和技術的資金可以分階段償還。經有關各方同意，除使用進口設備和技術生產的產品外，還可以其他產品的形式支付進口設備和技術的借款。

#### *加工和組裝(Processing and assembling)*

對於使用提供的材料進行加工，並根據提供的樣品和使用提供的元件進行組裝，外國當事方負責提供技術、設備、元件和原材料和配套材料，並進口加工或組裝的產品。中方當事人將收取加工費或組裝費。當設備出售給中方時，購買設備的款項將分階段由加工費支付。

### *國際租賃(International leasing)*

一種特殊的籌集資金的方式，具體來說，就是通過支付租金獲得使用國外先進設備的權利。租金根據租賃協定支付。租賃期滿後，企業可以購買租賃設備。外國當事人或出租人也可以提供技術服務、原材料、燃料、零部件等。

### *建設-運營-轉讓 (Build-Operate-Transfer)*

在典型的建設-運營-轉讓 (Build-Operate-Transfer, BOT) 項目中，政府與由私營部門外國投資者贊助的項目公司簽訂合同。專案公司負責基礎設施項目的籌資和建設。項目公司在合同期內通過收取使用費或服務費，擁有、運營和維護設施，收回投資並獲得合理利潤。合同期滿後，設施的所有權將免費轉讓給政府。建設-運營-轉讓主要用於開發收費公路、發電廠、鐵路、污水處理設施、地鐵（城市鐵路）等基礎設施。Feng 等（2015）從私人投資者的角度研究了政府擔保對通行費、道路品質和道路通行能力的影響。主要結果是：（1）最低交通保障增加了通行費，同時降低了道路品質。在低保障水準下，最低交通保障對道路通行能力沒有影響。但是，當執行高保證級別時，它會提高道路容量。（2）在最低收入保障下，如果保障水平足夠高，則最優通行費將足夠大，但道路品質和道路通行能力將趨於零。（3）價格補償保證降低通行費，提高道路品質和道路通行能力。進一步研究了合同拍賣時政府擔保的影響。拍賣減少了政府擔保對通行費的影響，但未能影響政府擔保對道路品質和通行能力的影響。

### *轉移-操作-轉移 (Transfer-Operate-Transfer)*

承辦單位，即中方，將已完工並投入運營的項目（如收費公路、電站）轉讓給外國公司經營。外國運營商將根據其對特許權期限內項目現金流的計算，以一次性預付款支付轉讓費用。境外經營者有權在運營期間向設施消費者收取合理的服務費、使用費和其他費用。運營期滿後，外國運營商將項目轉回中方。Meng 等（2011）通過演進回顧和案例研究介紹了轉移-操作-轉移 (Transfer-Operate-Transfer, TOT) 系統在中國城市供水項目中的應用。在瀋陽、上海、深圳、蘭州等不同地區開展了 4 個案例研究，展示了 TOT 項目成功與失敗的典型示例。他們的研究試圖從平衡的角度來看待 TOT 項目成功的關鍵。這意味著，在關注地方政府戰略的同時，也要關注投資者的關心和公共福利。遵循這一原則，TOT 項目的關鍵成功因素是從完善的案例研究中確定的。確定的八個關鍵成功因素，包括項目盈利能力、資產品質、公平風險分配、競爭性招標、政府內部協調、聘請專業顧問、公司治理和政府監督。

### *購買股票(Purchase of shares)*

購買中國公司發行並在境外上市的股票的行為，以及外國投資者和個人、香港特別行政區、澳門特別行政區和台灣的法人和其他組織通過深滬證券交易所或境外證券交易所向境外投資者發行並在境內上市的股票行為，以及擁有永久海外居留權的中國公民和其他投資者。

### *轉為企業產權(Transfer to enterprise property right)*

依法出售或購買國有企業產權的行為。外國法人單位、個人或者其他組織有權按照有關規定購買國有企業的產權。企業一旦被收購，將享有外商投資企業的優惠政策。由於上述機會，中國對外國資金的利用。中國國家資訊中心的專

家預測，未來幾年，中國利用外國資金將呈現以下四個趨勢。該國的資本市場將成為該國利用外國資金的主要領域。除了目前的外商直接投資和貸款外，還將有一些來自其他國家的中長期投資新形式，如購買、兼併、投資基金和證券基金。

#### 4. 外商投資企業在中國的發展與可持續性

銀行將對中國巴塞爾協定 III 的銀行業監管做出反應。傳統貸款的資本成本非常高。由於借款人現金流入不確定，短期貸款增加了流動資金成本。金融交易增加了流動性成本，因為它涉及現金流入和流出。存款增加了獲取全部資金的流動性成本。銀行的可能策略是將所有昂貴的業務轉移到非銀行機構（放債人、基金公司、證券公司等）。銀行選擇資本和流動性成本較低的客戶（如零售客戶）。銀行更專注於收費活動，開發創新產品，繞過資本和流動性要求。銀行還限制貸款，並將貸款視為一種行銷工具。外商投資企業將很難獲得傳統貸款。為了應對中國和世界融資的變化，外商投資企業在中國和世界範圍內全面調整了融資策略，朝著個人對個人借貸的表現方向發展。

巴塞爾協定 III（2013-2018）是一個關於銀行資本充足率、壓力測試和市場流動性風險的全球自願性監管框架。銀行提高了對風險資產和風險管理的資本要求，以吸收可能的意外損失。它包括所需的更多股權（至少 4.5%）；資本保護緩衝（2.5%）；逆周期緩衝（最多 2.5%）；為具有全球系統重要性的銀行提供額外資本（最多 2.5%）；槓桿比率要求（至少佔總資產的 3%）。巴塞爾協定 III 還收緊了流動性要求，以確保銀行的穩定融資。它包括懲罰批發基金（流動性覆蓋率大於或等於 100%）；緩解期限錯配（淨穩定資金比率大於或等於 100%）。中國銀行業監督管理委員會透露，自 2013 年 1 月 1 日起，中國實施了《商業銀行資本規則（暫行）》，因此廢除了原有的《資本充足率規則》。新《資本規則》採用了更嚴格的計量方法，包括新增經營風險資本要求、更嚴格地定義合格資本工具、重新調整風險權重、取消市場風險計算門檻等。銀行需要在 2014 年 11 月向全球系統重要性銀行（Globally Systemically Important Banks, GSIB）提供資本附加費（見表 1）。中國農業銀行、中國銀行和中國工商銀行需要對具有全球系統重要性的銀行提供 1% 的資本附加費。

表 1：2014 年 11 月全球系統重要性銀行(GSIB)資本附加費

資本附加費	銀行名稱	銀行名稱
4 (2.5%)	滙豐銀行 (HSBC) 摩根大通 (JP Morgan Chase)	
3 (2%)	巴克萊銀行 (Barclays) 法國巴黎銀行 (BNP Paribas)	花旗集團 (Citigroup) 德意志銀行 (Deutsche Bank)
2 (1.5%)	美國銀行 (Bank of America) 瑞士信貸 (Credit Suisse) 高盛 (Goldman Sachs)	三菱日聯金融集團 (Mitsubishi UFJ FG) 摩根士丹利 (Morgan Stanley) 蘇格蘭皇家銀行 (Royal Bank of Scotland)
1 (1%)	中國農業銀行 (Agricultural bank of China) 中國銀行 (Bank of China) 紐約梅隆銀行 (Bank of New York Mellon) 畢爾包比斯開銀行 (BBVA) BPCE 銀行集團 (Group BPCE) 法國農業信貸銀行 (Group Credit Agricole) 中國工商銀行 (ICBC) 荷蘭國際集團 (ING) 瑞穗金融集團 ( Mizuho FG )	北歐聯合銀行 (Nordea) 西班牙桑坦德銀行 (Santander) 法國興業銀行 (Societe Generale) 渣打銀行 (Standard Chartered) 道富公司 (State Street) 三井住友銀行 (Sumitomo Mitsui FG) 瑞銀集團 (UBS) 裕信銀行集團 (UniCredit Group)

來源:

「Financial Risk Management & Banking Regulation of Basel III」, Michael C S Wong, 香港樹仁大學研討會, 2015 年 10 月 14 日, 簡報第 8 頁。

在中國，個人對個人借貸的通俗術語是灰色市場，不要與商品灰色市場或地下經濟相混淆。家人和朋友之間的線下個人對個人借貸是一種流行的做法，在各國已經存在了幾個世紀。近年來，出現了大量的小額貸款公司，為 4000 萬家中小企業提供服務，其中許多企業從國有銀行獲得的資金不足，創造了一個與大銀行並駕齊驅的整個行業。隨著 2000 年代互聯網和電子商務在各國的興起，許多 P2P 貸方如雨後春筍般湧現，擁有各種目標客戶和商業模式。其中最突出的是宜信(CreditEase)（成立於 2006 年，總部位於北京，是全國財富管理、信貸管理、小額信貸投資、小額信貸發放和服務領域的領軍企業）、陸家嘴(Lufax)，全稱上海陸家嘴國際金融資產交易所有限公司(Shanghai Lujiazui International Financial Asset Exchange Co., Ltd.)，是總部位於上海陸家嘴的中國在線互聯網金融市場。它成立於 2011 年，是中國平安集團的聯營公司(China Ping An Group)、團貸網(Tuandai)、上海信而富企業管理有限公司(China Rapid Finance Limitd)（總部設在上海，為大陸 P2P 網絡借貸平台業者。公司於 2020 年 7 月變更名稱為 SOS Limited。在騰訊(Tencent) 交易中，它的目標借款人群體是新興的中產階級。這是指主要在 30 歲以下的年輕人，他們有移動電話使用權(mobile access)，但沒有信用許可權。

點融(Dian Rong) 網是中國領先的互聯網借貸平台，由互聯網借貸公司 Lending Club 的聯合創始人在中國共同創立。點融網致力於利用科技，連接投資者與有貸款需求的個人或企業，提供線上的資訊開放服務。宜信運營著一個龐大的線下網路，在中國主要城市設有分支機構，後者與美國的 Lending Club 有聯繫，並專注於在線市場。香港第一家個人對個人貸款 (P2PL) 是匯立金融控股有限公司 (WeLab Holdings)，它得到了美國風險投資公司紅杉資本 (Sequoia Capital) 的支援 (紅杉資本於 1972 年在矽谷成立，是全球領先的風險投資公司。紅杉資本專注於早期投資，曾投資過蘋果、思科、甲骨文、雅虎、谷歌等多家成功公司。紅杉資本 (Sequoia Capital) 於 1972 年創立的風險投資公司，在美國、印度、中國大陸、以色列設有辦事處。2005 年 9 月，德豐傑全球基金原董事張帆和攜程網原總裁兼財務總監(Chief Financial Officer, CFO)沈南鵬與紅杉資本(Sequoia Capital)一起始創了紅杉資本中國基金。張帆與沈南鵬被中國媒體描述為中國最著名的風險投資家，幫助紅杉資本為在最初籌集了 10 億美元和 10 億元人民幣的投資基金，在中國、印度、美國三個全球最具創新力或發展潛力的國家設有本地化基金。以及李嘉誠的 TOM 集團。發展個人對個人領先業績將針對外商投資企業的新融資管道。

為適應中國經濟狀況，外商投資企業全面調整在中國發展戰略，向多元化投資、全面競爭方向發展。主要內容包括調整對製造業的投資結構，使中國成為「滿足世界需求的工廠」。經營中國市場變得比以前更加困難，許多產品供過於求。然而，在一些原材料和備件和配件項目上仍有投資空間。事實上，一些外商投資企業對其在中國投資項目的表現並不滿意。他們正在調整和糾正現有項目，並將增加採購量，而不是投資於已經供過於求的項目。一些外商投資企業甚至將生產轉移到中國。不僅如此，外商投資企業還忙於在中國建設零配件生產和採購網路。外商投資企業發現，中國市場具有許多獨特的特點，中國消費者也有獨特的消費需求。如果沒有研發中心的幫助，製造業項目將缺乏競爭力。此外，外商投資企業也要求進入中國的知識密集型服務市場。

隨著服務業的開放，企業很有可能將經營管理職能轉移到中國，中國很有可能成為北亞地區乃至亞太地區企業的管理和運營中心。外國投資者在中國啟動的大多數項目是獨資外資公司，有的是與中國合作夥伴的合資企業。這種投資必須經過土地使用、廠房建設和設備安裝等步驟，需要很長時間才能完成。但是，另一方面，信息時代產品的保質期很短，更換速度非常快。然後出現了投資風險問題，一些外國投資者訴諸於現在在國外盛行的購買和吞併的方法。外商投資企業尋求國有企業作為合作夥伴。但是，許多外商投資企業對民營企業表現出了極大的興趣。正是因為他們發現民營企業實行規範管理，擁有先進的技術和設備，最令人滿意的事實是，民營企業遵循市場化的經營機制，這是同與跨國企業的步伐。

品牌是企業生存的關鍵因素。它代表了商業誠信。外商投資企業可以借鑒創造共享價值的概念來持續在中國的業務。Hart 和 Milstein (2003) 揭示了公司面臨的挑戰，即盡量減少當前運營中的浪費 (污染預防)，同時將其能力組合重新定位到更可持續的技術和技能組合 (清潔技術)。企業還面臨著與外部利益相關者進行廣泛互動和對話的挑戰，涉及當前的產品 (產品管理) 以及如何為

未來的社會和環境問題開發經濟合理的解決方案（可持續發展願景）。根據布倫特蘭委員會(Brundtland Commission)，可持續發展的定義是「在不損害後代滿足其自身需求的能力的情況下滿足當代人需求的發展」，見《世界環境與發展委員會報告：我們共同的未來》。

Porter 和 Kramer (2011) 提出的創造共享價值的概念。他們指出，「共用價值的概念模糊了營利性和非營利性組織之間的界限。新型混合型企業正在迅速興起。他們主張創造共享價值，「涉及創造經濟價值，同時通過解決社會需求和挑戰為社會創造價值」。外商投資企業可以利用創造共享價值的理念來持續在中國的業務。創造共用價值是創造經濟價值的實踐，同時通過解決社會的需求和挑戰為社會創造價值。創造共享價值有三種方式：重新構想產品和市場，重新定義價值鏈中的生產力，以及實現本地集群發展。共享價值不是企業社會責任或慈善事業，創造共用價值是企業戰略的核心。Spitzeck 和 Chapman (2012) 解釋說，創造共享價值戰略是發展研究、戰略、利益相關者理論、創新和可衡量的三重底線（人、地球、利潤）結果交叉的新興領域。與任何新興領域一樣，目前的挑戰在於產生經驗觀察結果，以證實、反駁和完善新理論。FSG 研究讓我們知道世界上許多成功案例(FSG 研究可在以下網址獲得：<http://www.fsg.org/about> )。

#### 案例 1：

英特爾(Intel)每年在教育方面的投資超過 1 億美元，他們在全球培訓了 1000 萬名教師。例如，他們正在與葡萄牙政府合作，通過 1:1 技術整合來改變該國的初等教育系統。該項目將適合年齡的技術和內容與學生發展 21 世紀技能所需的培訓、支援和互聯網連接相結合。自 2008 年以來，他們幫助該國所有學校提供寬頻互聯網接入，併為所有 1 至 4 年級的學生（超過 750,000 名學生）配備一本地生產的計算機，該計算機採用英特爾支援的同學 PC 設計。自啟動這個項目以來，他們看到學生的國際學生評估計劃(Programme for International Student Assessment, PISA)分數提高了 20%。這為葡萄牙創造了 25 億美元的額外收入。通過實現本地集群開發來創造共享價值。

#### 案例二：

Triciclos 成立於 2009 年，是一家私營公司，經過認證的企業致力於通過回收利用減少智利的廢物。它回收所有可回收材料，出售一些以牟利，並尋找機會為目前無法回收的材料建立新市場。截至 2013 年，Triciclos 已建立 47 個回收收集中心，回收了超過 200 萬公斤的材料，相當於超過 500 萬千瓦的電力、超過 20,000 棵樹、近 750,000 升石油、超過 350 萬升水和近 9 噸二氧化碳。該公司還在考慮如何衡量其教育工作導致的消費者行為變化。2012 年，Triciclos 累計收入 140 萬美元，銷售額佔銷售額的 8%，資本回報率為 30%。通過重新構想產品和市場來創造共享價值。

#### 案例 3：

澳大利亞國民銀行(National Australia Bank, NAB)是澳大利亞四大銀行之一，正是以這種方式應對金融危機。該銀行創建了 NAB Care，該計劃旨在為陷入困境的客戶提供財務困難諮詢和貸款還款選擇。NAB 的收款主管聘請了一個名為 Life Line 的心理健康非營利組織來培訓所有 NAB Care 員工，以識別和管



理客戶的財務困難。該銀行還改變了員工績效評估，以激勵和獎勵員工主動管理客戶的財務狀況。截至 2013 年，NAB Care 已幫助超過 100,000 名弱勢客戶，使貸款違約率降低了 20%。NAB Care 非常成功，以至於該銀行 40% 的客戶在收款活動之前自願尋求建議，為 NAB 節省了 720 萬美元的成本。通過重新定義價值鏈中的生產力來創造共享價值。

#### 案例 4：

通用電氣 (General Electric, GE) 的高管們開始關注其工業和消費業務組合，著眼於應用新技術來減少能源消耗的方法。企業客戶對電力和燃料成本上漲表示擔憂，以及政府推動限制碳排放。其結果是通用電氣的「生態創想」計劃、商業計劃和營銷活動。近年來，該公司在技術上投入了大量資金，以降低其產品的能源消耗，以及在製造過程中對水和其他資源的使用。迄今為止，已有 100 多種 GE 產品通過認證，從噴氣發動機到水過濾設備再到燈泡。2010 年，此類產品的銷售額為 180 億美元，高於 2005 年該計劃開始時的 100 億美元 (Lohr, 2011)。通過重新構想產品和市場來創造共享價值。

## 5. 結論

本研究旨在說明外商投資企業在中國的發展和可持續性。第三產業成為外商投資的重點。開通旅遊、內貿、生活服務等共同行業，開通金融、保險、電信等重點行業。外商投資企業認為加工區數量少，優惠政策太有限，海關對區內貿易監管過多。新出台的政策不能完全解決外商投資企業現行經營模式和生產程式所困擾的加工貿易問題。由於加工貿易的快速發展，加上「大批量進出口」、「保稅工廠轉讓」等特殊業務，走私、逃稅、騙稅等「廣泛傳播」問題時有發生。銀行將對巴塞爾協定 III 的銀行監管做出反應。傳統貸款的資本成本非常高。發展個人對個人領先表現將針對外商投資企業在中國和世界的新融資管道。然而，金融風險從銀行轉移到其他監管較少的機構（即保險公司、證券公司、私募股權公司、對沖基金、公司、個人對個人貸款執行）。這種風險可能無法分散或管理不當。品牌是企業生存的關鍵因素。它代表了商業誠信。外商投資企業可以借鑒創造共享價值的概念來持續在中國的業務。我們應用 FSG research 提供的四個案例研究 (Intel、Triciclos、National Australia Bank 和 General Electric) 來解釋這一概念。局限性在於案例研究分析基於文獻材料；為了進一步調查，對參與實施商業模式的關鍵人物進行深入訪談可能會有說明。進一步的研究應努力將分析擴展到所有正在開發的商業模式，以創造共享價值。

## 6. 後記

本文源起於韓於 2015 年參加了由香港樹仁大學工商管理學系舉辦的「企業發展：可持續性的挑戰」研討會，以及由香港樹仁大學經濟與金融學系舉辦的「巴塞爾協定 III 的金融風險管理與銀行監管」研討會。筆者整理了研討會的信息及內容來撰寫本文。發展個人對個人借貸，將針對外商投資企業在中國和世界的新融資管道。為了驗證創造共享價值的概念，筆者應用了 FSG research 提供的四個案例研究英特爾 (Intel)、Triciclos、澳大利亞國民銀行 (National Australia Bank) 和通用電器 (General Electric)。我們可以評估創造共享價



值，公司的策略可以被視為共享價值創造的案例。我們還考慮了 Porter 和 Kramer (2011) 開發的基本條件，並確定是否應用了創造共享價值的三種方法之一。

可惜，國內個人對個人借貸行業的信息和研究平台「網貸之家」稱，自 2018 年 6 月初來，約有 150 家在線借貸平台遇到「問題」，這些問題中，最輕的就是「清盤」，投資平台將逐步償還部分本金，但違約風險依然存在；大量個人對個人借貸平台則直接停止業務，負責人直接失去聯絡，捲錢而逃，投資人失去所有本金，選擇報警。准橘為枳，國家對金融安全十分重視，為保國民利益，對個人對個人借貸重新嚴加規管，方向正確。現今融資渠道五花八門，外商投資企業仍有很多選擇，如外國在平民金融上，發展早已成熟，可作借鑑。由於新冠肺炎疫情的破壞性影響，全球正面臨一次特別的危機。在這一不確定時期，在中國的外商投資企業，同樣面臨多種困難，如保持正向現金流、解決過剩勞動力、全球供應鏈衝擊及瞬息萬變的政府規章與政策。在中國的外商投資企業，多靠企業本身發展，而非合併或收購所獲得的成長。企業若想成功，必須提出獨特的價值主張，滿足目標客戶群的需求。企業的競爭優勢。創造共享價值的能力，同樣適用於已開發及開發中國家，縱使過往 20 年來，計劃經濟下全國發展高鐵網絡，有利運輸路線，但直至 2022 年統計資料顯示，長三角、珠三角經濟帶，仍是外商投資企業發展的最集中地區，佔全國實際使用外商直接投資金額 86.9%。

潘和韓(Poon 和 Hon, 2024) 比較 2003 年和 2022 年的宏觀經濟統計數據，中國的國內生產總值上升了 8.8 倍，而外商直接投資(實際使用外資金額) 卻只上升了 3.54 倍。我們再看看外商直接投資最多的 5 個地區，2003 年依次是廣東、江蘇、福建、上海和山東，2022 年依次是江蘇、廣東、上海、山東和浙江；即外商直接投資始終都是集中於沿海地區，沒有如期被引導進入內陸和大西北地區。另外，我們計算了 2003 和 2022 中國人均生產總值以及外商直接投資的地區分配的基尼系數(Gini ratio)，中國人均地區生產總值的基尼系數 2003 和 2022 年分別是 0.3324 和 0.2067，集中度明顯下降了(即地區所得分配不均的程度改善了)；而中國地區外商直接投資金額的基尼系數 2003 和 2022 年分別是 0.6835 和 0.6288，集中度只是稍微下降。由此可見，中國引進外商直接投資對整個經濟體的影響力已經減弱，而且潘和韓也有理由相信中國引進外商直接投資的政策已經改變了。兼且，2019 年末，嚴重特殊傳染性肺炎(Coronavirus disease 2019, COVID-19) 席捲全球，世界經濟停擺，各國驚醒，以前，產業鏈分到很長很細，現今要將產業鏈縮短，及分散投資，分開不同的供應商，以減低風險。除中國製造之外，亦刻意將下游產業轉移到其他國家及地方去。

今天由於地緣政治的變化，外商投資企業面臨重要抉擇。韓認為，除非是有關武器、國防、通訊、晶片或高科技敏感高端行業，受美國或其他政府所限制或規管，否則，外商投資企業不會隨便全面撤離中國。除非中國國內經環境極差，法規或稅率大變，影響外商投資企業利潤，否則，美資或其他外商投資企業未必會主動撤退出中國。而美國政府肯定未必叫得動所有公司，作出撤離。中國的重大決策，但外商投資企業再投資可能會減速。回顧改革開放後，中國做得最對的事包括清晰界定產權，把外商投資企業請來中國，讓「看不見的手」配

置資源。2013 年中國政府提出一帶一路倡議的經濟發展概念，經過十年來多方面的努力開墾，在中國的外商投資企業，有如緩慢的有機體持續成長及發展，表達形式包括可承受的社會及環境，可行的環境及經濟，公平的經濟及社會。是否可考慮重整外商投資企業資源，減少不必承擔的社會代價（如環境污染）而作出改變？可以考慮改變能源消耗與物流；改變資源使用；改變採購及重新構想產品與市場；改變配銷通道；改變員工生產力；改變地點。為促進一帶一路國家及各地區的群聚優勢，實踐創造共享價值理念，在中國的外商投資企業，在環境保護的大前提下，公平貿易，商品認證，不祇是追求利潤，而是邁向可持續性，甚或永續性的發展。想去探討，外商投資企業在中國的發展與可持續性，這篇文章的可讀性仍然很高。

## 參考文獻

- Cheng, S. and Shi, S. (2012). The Impact of New Income Tax Law on Foreign Invested Enterprises in China. *International Tax Journal*, January–February, 17-48.
- Feng, Z., Zhang, Shui-Bo and Gao, Y. (2015). Modeling the impact of government guarantees on toll charge, road quality and capacity for Build-Operate-Transfer (BOT) road projects. *Transportation Research Part A: Policy & Practice*, 78, 54-67.
- Hart, S. L. and Milstein, M. B. (2003). Creating Sustainable Value. *Academy of Management Executive*, 17(2), 56-69.
- He, X., Zhang, J. and Wang, J. (2015). Market Seeking Orientation and Performance in China: The Impact of Institutional Environment, Subsidiary Ownership Structure and Experience. *Management International Review*, 55, 389–419.
- Hon, T.Y. (2015). Foreign-Invested Enterprises in China: Development and Sustainability. *Turkish Economic Review*, 2(4), 305-320.
- Hon, T.Y. (2018). *Monetarism and behavioral finance*. Istanbul: KSP Books. ISBN: 978-605-2132-55-5 (e-Book)
- Hu, Y.S. (1995). The International transferability of the Firm's Advantage. *California Management Review*, 73(4), 73 – 88.
- Lam, M. L. L. (2008). Beyond Credibility of Doing Business in China: Strategies for Improving Corporate Citizenship of Foreign Multinational Enterprises in China. *Journal of Business Ethics*, 87,137–146.
- Liao, S. and Zhang, Y. (2014). A New Context for Managing Overseas Direct Investment by Chinese State-Owned Enterprises. *China Economic Journal*, 7(1), 126–140.
- Lin, X. Zhou, X. and Wang, P. (2023). *Environment, development and sustainability*, Vol.25 (9), p.9991-10015, Springer Netherlands
- Lohr, S. (2011). First, Make Money. Also, Do Good. *Business Day*, Aug 13.
- Meng, X., Zhao, Q. and Shen, Q. (2011). Critical Success Factors for Transfer-Operate-Transfer Urban Water Supply Projects in China. *Journal of Management in Engineering*. October, 243-251.
- Poon, C.C., Woo, K.Y. and Hon, T.Y. (2005). Regional Distribution of Foreign Direct Investment in China: A Multivariate Data Analysis of Major Socioeconomic Variables. *The Chinese Economy*, 38(2), 56-87.
- Poon, C.C. and Hon, T.Y. (2024). *Regional Distribution of Foreign Direct Investment in China: A Multivariate Data Analysis of Major Socioeconomic Variables (in Chinese)*. Business, Economic and Public Policy Research Centre, Hong Kong Shue Yan University.
- Porter, M.E. and Kramer, M.R. (2011). Creating Shared Value. *Harvard Business Review*, 89(1/2), 62-77.
- Spitzeck, H. and Chapman, S. (2012). Creating shared value as a differentiation strategy – the example of BASF in Brazil. *Corporate Governance: The international journal of business in society*, 12(4), 499 – 513.
- Tian, X., Lo, V. I. and Song, M. (2015). FDI Technology Spillovers in China: Implications for developing countries. *The Journal of developing Areas*, 49(6), 37-48.
- Xu, Z. and Yeh, A. (2013). Origin Effects, Spatial Dynamics and Redistribution of FDI in Guangdong, China. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Royal Dutch Geographical Society KNAG, 104(4), 439-455.
- Xue, D., Ding, Y., Yu, L. and Deng, X. (2023). The Impact of Green Institutional

- Pressure from Local Governments on Corporate Innovation: An Empirical Evidence from Foreign Invested Enterprises in China . *Sustainability*, 15, 11678.
- Young, S. and Lan, P. (1997). Technology Transfer to China through Foreign Direct Investment. *Regional Studies*, 31(7), 669- 679.
- Yuen, S. (2014). “Taming the “Foreign Tigers” China’s anti-trust crusade against multinational companies. *China perspectives*, 53-59.
- Zhang, L. and Wei, Y. D. (2015). Foreign Hypermarkets in China: Spatial Penetration, Local Embeddedness, and Structural Paradox. *Geographical Review*, 105 (4), 528–550.
- Zhang, X. and Yu, B. (2023). The Impact of Ownership Structure on Technological Innovation and Energy Intensity: Evidence from China. *Sustainability*, 15, 8512.

免責聲明

本章是韓大遠在以下期刊發表的文章的翻譯及延展中文版本。

土耳其經濟評論(*Turkish Economic Review*) 2(4), 305-320. 2015. 可下載於：

[https://ra.lib.hksyu.edu.hk/jspui/bitstream/20.500.11861/2606/1/T.Y.Hon\\_TER2015v2n4.pdf](https://ra.lib.hksyu.edu.hk/jspui/bitstream/20.500.11861/2606/1/T.Y.Hon_TER2015v2n4.pdf)

## 八、在中國採購

韓大遠  
黃永強

### 摘要

2015 年在中國採購輸入資源及製成品是否值得？本研究的目的是調查一家焦點電訊行業的歐洲公司，該公司建立了一個由全球採購總監領導的本地化項目。電訊行業是一個高科技，且變化頻繁的行業，藉此，明瞭中國的本地化進程。2024 年外商是否值得繼續在中國採購？

### 1. 引言

採購是採購周期下的一個特定環節，是指識別、評估和選擇供應商或供應商，以獲取企業運營所需的商品、服務或原材料。採購包括從外部來源獲取商品、服務或作品的整個端到端過程。它包括確定需求、談判、採購、收貨和檢查、開具發票、付款和供應商管理。它是採購周期中的關鍵步驟，顯著決定所購買商品或服務的品質、成本和可用性。通過這樣做，採購可以維護組織的供應鏈，而供應鏈是指涉及將產品或服務提供給最終消費者的過程和活動的上游及下游企業組織所構成的網絡。由一連串供應商和採購商組成的團隊，以接力賽團隊的模式，完成從採購原材料，到製成中間產品及至最終產品，然後將最終產品交付用戶為功能的，由一系列設施和分布選擇形成的網絡。並保證組織始終能夠獲得實現其目標所需的工具。採購負責從尋找供應商、審查和與他們簽訂合同，以及維持健康的供應商鏈，以滿足組織需求的所有事情，重點關注使供應成為可能的人員，採購涉及建立和管理供應鏈，採購管理供應鏈，並構建替代方案，以提高彈性。除此之外，採購團隊使用採購團隊生成的數據來管理供應商關係，並根據供應商隨著時間的推移的表現來判斷，是否繼續或終止供應商關係。採購利用以下工具：索取新產品報價，獲取供應商資訊，將供應商資訊上傳到供應商管理系統中，定義提前期，關於定價的談判和協定，供應商風險分析，確定最小起訂量、標準包裝數量、質量指標等。然後，採購從採購團隊建立的基礎起飛，以接收來自組織內部的申請、訂購商品、跟蹤其交付、測量、確認和記錄品質和數量指標等。

「一帶一路」旨在開闢中歐商業交流的新路線。這將有助於中國重新定義對自己有利的國際直接投資規則（TIME，2015）。如果你去超市，你會發現很多物品，特別是大大小小的家電、服裝、小型機器、食品、電訊用品等，都是中國製造的，但製造商的名字是西方公司，如通用電氣(General Electric)、菲力浦(Phillips)和許多海外和中國電訊行業巨頭，如阿爾卡特(Alcatel)、西門子(Siemens)、索尼(Sony)、三星(Samsung)、中興通訊(Zhong Xing)、巨龍(Ju Long)、華為(Hwa Wai)、大唐(Da Tang) 都面臨著一場為了贏得市場份額，而削減網路建設成本的激烈戰鬥。網路建設是指電纜、光纖和無線電基站（radio base station, RBS）等電訊部件和成品。為了獲勝，他們應用了現代物流和管理理論：例如，準時制（Just In Time, JIT）、供應商管理庫存（Vendor

Management Inventory, VMI)、本地化(localization)、外判或稱外包(outsourcing)、去中心化(decentralization)等。產品本地化:零部件、半成品或製成品,是將其(外商投資企業)目標供應基地轉移到中國的主要步驟。許多跨國公司從中國採購的零件、半製成品和製成品。以下是他們的總體計劃:

- i. 關閉海外(如歐洲、美國)工廠,但在中國重新開業,以節省成本。
- ii. 保留一些最後的製造步驟,以確保全球質量標準,屬品牌管理。
- iii. 在中國銷售一定比例的製成品,其餘部分將運往海外目標市場,從而在全球範圍內賺取利潤。

他們已經改變了在中國建廠的戰略計劃,以生產他們需要的東西,以適應海外和當地市場。本研究的目的是研究電訊行業的歐洲公司,建立了一個由全球採購總監領導的本地化項目。Dean(2007)預測,未來地球將只有兩個製造基地,是印度和中國。這兩個國家有許多相似的優勢:例如,人口眾多,勞動力成本低,土地供應量大。

本文跟據韓(Hon, 2015 和 2018)文章翻譯及延展而成,組織結構如下:第2節對文獻進行了回顧,第3節探討了在中國本地化過程,第4節介紹了外商投資企業的反應,第5節提供了結論,第6節討論。

## 2. 文獻回顧

Tang 等(2017) 外部研發來源,可能有助於企業在以快速技術變革為特徵的環境中競爭。然而,有研究已經得出了相互矛盾的發現,即公司的技術經驗如何影響公司參與外部研發採購的程度。儘管許多人強調,擁有豐富技術經驗的公司配備了更多的技術知識、協作技能和吸收能力,從而鼓勵了更高水準的外部研發,但由於潛在的交換風險和夥伴關係衝突,其他人則認為情況恰恰相反。此研究從外部合作夥伴的角度出發,通過分析焦點公司的產品經驗和專利經驗如何影響外部合作夥伴,向焦點公司提供外部研發服務的傾向,重新考慮了這種「開放性悖論」。

具體而言,本研究探討了焦點公司在其產品和專利經驗中嵌入的知識保護性和隱性如何影響外部合作夥伴的知識轉移動機。這項研究預測,公司的產品體驗增加了焦點公司的外部研發來源,因為它提供了高水準的知識隱性和外部開放性,並且可以鼓勵外部合作夥伴與焦點公司分享和交流知識。相比之下,一家公司的專利申請經驗減少了焦點公司的外部研發來源,因為它表示知識的明確性和保護性,並可能阻止外部合作夥伴與焦點公司分享和交流知識。這項研究進一步預測,專利經驗對產品經驗與外部研發來源之間的關係具有負向調節作用。這項研究使用中國 575 家高科技公司的數據集,為預測提供了支援。研究結果有助於越來越多的關於新興市場中以知識為基礎的觀點和技術創業的文獻。

Cantwell 和 Zhang (2013) 表明,外資跨國公司最近傾向於開放網路結構,這使得中國的子公司,能夠通過尋找地理環境之外的多樣化組織間知識來源來發展技術能力,以彌補其所在環境的內部限制和不足。Xu (2011) 發現,中國的貿易和外商直接投資政策導致了不同形式的國際化:普通出口、加工出口、多

數外國直接投資和少數外商直接投資。出口和外商直接投資都刺激了工藝創新；普通出口、加工出口和外商直接投資對刺激產品創新的影響分別為強、弱和無。出口公司通過研發在內部採購技術，從國外和國內採購外部技術。外商直接投資企業在國內技術開發，和國內技術採購的傾向較低，但外國技術採購的傾向比出口企業高得多。

Towers 和 Song (2010) 揭示了越來越多的零售商從中國採購服裝。國家和地區關稅和貿易配額限制的取消進一步影響了這一增長趨勢，例如，2005 年開放全球紡織品和服裝市場的多纖維協定。可以基於一些合理的假設來探討近期的挑戰：(1) 高等級（高挑戰性）的挑戰是中國採購的劣勢，其中一些可能在不久的將來仍然存在，儘管其他挑戰可能會發展和改善；(2) 低品級（低挑戰）的挑戰是從中國採購的優勢。

Inge 和 Claes Göran (2010) 使用 2008 年詳細的公司層面數據來展示全球最大的家居用品零售商瑞典宜家如何為其供應商提供中國和東南亞地區擁有大量的技術支援，以改進其產品和流程。這表明，即使是由大型零售商協調的買方驅動的全球價值鏈，也有可能促進許多小型、缺乏經驗的勞動密集型產品生產商的技術升級。從理論上講，這表明當前的價值鏈理論需要考慮到「發展型」治理結構的存在。Fang 等 (2010) 發現，在中國的採購正變得既受成本驅動，又受戰略驅動。純粹追求最廉價生產的公司，很可能會考慮離開中國，而具有長期戰略意圖、高度商業道德，和企業社會責任實踐的公司，將保留其全部或大部分採購活動在中國本土，儘管成本不斷上升。

Anna 和 Patrik (2009) 開發一個低成本採購評估框架，並探討在中國進行低成本採購對歐洲製造商的影響。設計方法 - 從文獻和後果分析中得出的低成本採購框架基於一家歐洲公司的案例研究，該公司將其部分鑄造過程外包給中國供應商。研究結果 - 低成本採購的特徵基於文獻綜述，分為三類：國家特徵、供應網路結構和供應網路關係，案例研究表明，這三類特徵共同產生負面影響。提出了特徵與運營供應鏈績效之間的雙向因果關係。所提出的低成本採購評估框架應成為低成本採購評估的良好起點，包括繪製公司的總體特徵，並分析其績效影響。研究局限性影響 - 進行的單一案例研究不足以識別、制定和驗證低成本採購特徵之間的所有現有關係。此研究已經確定了這些關係的存在，但尚未評估其影響程度。實際影響 - 管理人員應瞭解低成本國家的供應商，如何影響供應網路的結構、關係和運營供應鏈績效。提出了一個採購評估框架，能夠描述採購特性的哪些維度會受到採購到世界特定地區的影響，以及這將產生什麼後果和績效影響。原創性價值 - 以前的研究很少關注已經與低成本國家供應商建立關係的公司，以及這些公司應如何充分利用這些關係。

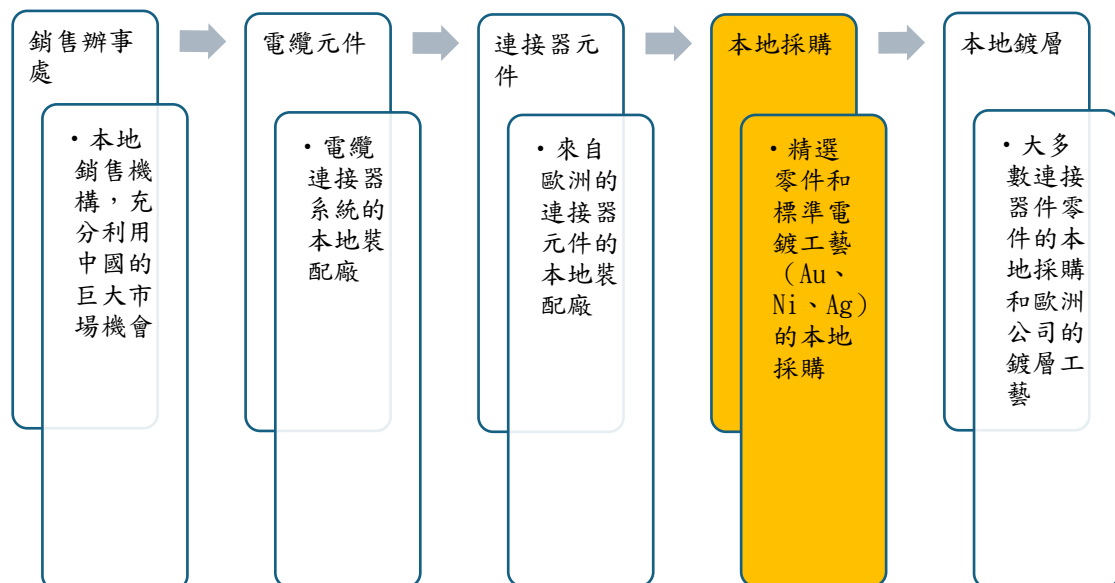
Sartor (2006) 試圖強調與在中國設立國際採購辦事處 (International Purchasing Office, IPO) 相關的特定國家因素。他們已經看到國際採購辦事處可以開展許多活動：品質控制，專有技術轉讓，尋找新的供應商并與他們進行談判，管理/組織/行政任務，管理不同的運輸方式，以及與物流承運人的聯繫管理。Wilkinson 等 (2005) 發現，人力資源對合夥採購的障礙是腐敗。雖

然許多公司都知道正在進行地下交易，但通常報告說，揭露和證明其存在以便採取紀律處分是極其困難的。

### 3. 在中國本地化流程

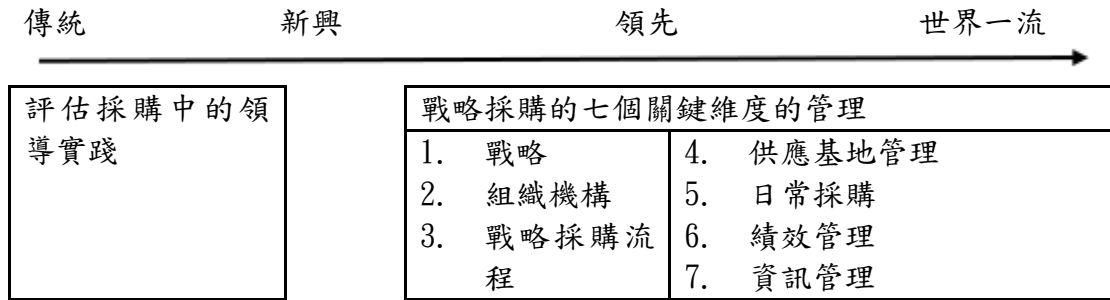
1979 年，在中國的卓越領導人，鄧小平先生宣布，中國在獲得絕對權力後必須向世界開放，他還決定在南部沿海建立四個經濟特區，主要在廣東省。他的想法是利用這四個經濟特區作為對外窗口，吸收外國投資，讓部分人先富起來，改善生活環境。1986 年，中國最高管理機構國務院頒布了《中華人民共和國外商投資法》，對外國投資者投資先進技術和出口導向型工業項目，給予優惠政策。由於這些規定，外商投資投入第二產業的資金開始增長到總額的很大一部分。1992 年，中國開始試行向外國投資者開放金融、保險和商業領域。在東南和沿海地區，對外貿易是提供就業機會的一個非常重要的部門。製造業是中國外商直接投資的重點。此外，對資本和技術密集型企業的外國投資也在增加。例如，上海通用(Shanghai GM)、重慶 BP 化工(Chongqing BP Chemicals)和愛立信集團(Ericsson group)，為中國相關產業的技術和結構升級做出了貢獻。2001 年 10 月，愛立信在四川省重慶市開設了分廠。愛立信的一家歐洲公司是愛立信的全球一級供應商，愛立信的中國負責人宣布，將在中國的本地採購金額提高到每年 100 億元人民幣，造建立了一個由全球採購總監領導的本地化項目。

HS 為本文的焦點歐洲公司，為全球客戶提供出色的產品和服務，以滿足他們的電氣和光學連接需求。他們的重點是工業、通信和運輸這三個主要市場，這些市場通過射頻、光纖和低頻三種技術的應用來解決。產品即使在最惡劣的條件下也能提供高性能、高品質、可靠性和長使用壽命。擁有全球生產網路，擁有 80 多個國家的子公司和代理機構，能夠貼近客戶。該歐洲公司在深圳開設了電纜組裝(cable assembly)合同纜束車間，在上海開設了外商獨資企業，為買家提供服務。此外，由於某些配方無法向第三方披露，他們決定在上海建造一條電鍍綫(plating line)。他們應該在中國找一些零配件供應商在本地生產產品，以降低庫存水準并降低成本，以抵消電訊市場巨頭的降價壓力。下圖是他們的本地化項目。作為市場進入戰略的一部分，本地化將導致零部件在中國的本地供應基地。





首先，應該有推拉的原因，這主要是由於商業蕭條。銷售和訂單反映了不利的業務環境。歐洲公司可以看到，美洲的銷售非常疲軟，而在亞洲的銷售正在增長。他們需要一個明確的目標。企業採購重點關注五個戰略目標：1. 實現成本節約；2. 減少採購材料和貨物的庫存；3. 推動連接器件在中國的國產化；4. 推出電子採購應用程式；5. 加強集團採購網路。七個關鍵維度的管理成功，推動了向戰略採購的轉型。



之後，歐洲公司將目標定位到供應商、初次訪問、分析、日程安排等。歐洲公司找到了一種台灣植入物，該植入物具有最先進的計算機數控制器和用於主要部位的機器。歐洲公司認為標準電鍍可以在中國分包或稱轉包。但是，在大範圍內採購零件，需要自行決定是否進行鍍層操作。

- i. 銀 (Ag)、鎳 (Ni) 和金 (Au) 的電鍍業務似乎在中國可用。
- ii. 在中國採購的零件可能會在當地電鍍。
- iii. 許多零件需要歐洲公司進行鍍層。
- iv. 鍍層是歐洲公司明確的核心競爭力。
- v. 在中國分包鍍層，將不是一個戰略選擇。
- vi. 歐洲公司將不得不決定在中國建立自己的鍍層業務。
- vii. 否則，本地化將導致巨大的物流成本。

零件的本地化必須支援本地內容，以及本地定價要求。

- i. 項目團隊同意將零部件的目標採購價格設定為歐洲價格的 60% 至 70%。
- ii. 價格水平將通過向數量有限的合格供應商索取報價來確定。
- iii. 相對資本密集型零件生產的主要成本驅動因素，不一定有利於中國。
- iv. 原材料可能在本地採購，但以全球商品價格水平計算。
- v. 歐洲公司的高品質標準要求擁有全球價格的最先進的計算機數控制器。
- vi. 半自動機器可以利用低廉的勞動力成本。
- vii. 供應商將不得不以國際價格，投資購買額外的先進設備。
- viii. 勞動力和車間空間的成本非常低。
- ix. 公用事業費(例如水電費)仍然很高。

本地化將涵蓋以下階段，需要兩到三年的時間。歐洲公司首先需要識別和選擇潛在的供應商；第二，歐洲公司拜訪預先選定的供應商並評估技術；第三，歐洲公司下樣訂單並批准零件品質；第四，歐洲公司建立商業供應商關係；第五，是歐公司開始批量生產；最後，歐洲公司進行第二波採購。歐洲公司需要識別和選擇潛在的供應商是最難做到的。歐洲公司只選擇一個或兩個元件進行採購。這些零件應根據以下標準仔細選擇：

- i. 選擇降價的零件，會產生重大影響。
- ii. 選擇一個成熟且已經生產了一段時間的零件。
- iii. 選擇現在由國內供應商成功生產的零件。

歐洲公司需要向中國工廠提交圖紙和估計的年使用量和質量問題。此外，如果可能的話，歐洲公司需要提交多個樣本，以便每個正在考慮的中國工廠都可以使用樣本。

2013年該HS歐州公司對外宣布，投入有史以來最大的一筆資金，用於鞏固公司在中國的業務發展。設於華東地區常州市的新設備正式落成。新設備的投入標誌著該公司將針對中國本地市場生產三大核心技術領域的產品，實現本地化供應。所生產產品包括了三大核心技術分別是：射頻、光纖和低頻技術。在中國的員工人數超過1100名，除上海現有業務外，計劃進一步擴大生產能力。新工廠佔地30,000平方米，投資額高達3.8億元人民幣，目標是更好地服務於中國地區和亞太區的客戶，滿足客戶各種需求。新工廠將為客戶提供優質產品，且質量絕不輸於該公司其他任何生產廠。而且，新工廠的成立縮短了運輸時間，提高了物流效率，能為公司的重要客戶提供更快、更好的服務。為新工廠成立專程前往常州首席執行官解釋說：公司的使命是交付「卓越的連接解決方案」。為常州成立的新工廠感到高興，這家現代化的生產廠將成為該公司在中國將使命轉化現實的基地。早在2000年前就開始進軍中國市場，為本地客戶目前非常重視的近接效應提供支持。新工廠的成立是該公司在中國發展歷程中的一塊重要里程碑。它是該公司在歐洲之外，成立的第一家電纜生產廠，這表明了公司致力於環保，和可持續國際化生產的決心。新工廠也是對中國未來發展的投資，因為該公司的解決方案，能夠大力支持中國基礎架構的進一步發展，例如高鐵、通信基礎設施、電子和混合動力車，以及其他高科技領域。常州工廠生產的產品有銅綫電纜、光纜系統和太陽能接綫盒。該工廠計劃在未來分階段逐步擴容，支持本地客戶的需求。此外，工廠還將擴大研發能力，讓該公司傳承了近150年的創新傳統繼續發揚光大。

#### 4. 外商投資企業的反應

中國已成為許多跨國巨頭的採購基地。他們都建立了自己的工廠，來生產他們想要的東西。主要好處是降低成本，以提高市場滲透率。此外，我們還討論了為什麼外商投資企業希望從海外購買：低成本、市場競爭和速度是決定公司能否生存的主要因素。為適應中國新的經濟形勢，跨國公司全面調整了在中國的發展戰略，轉向多元化投資和全面競爭。主要內容包括調整對製造業的投資結構，使中國成為「滿足世界需求的工廠」。中國市場變得比以前更加困難，許多產品供過於求。然而，在一些原材料和備件和配件項目上仍有投資空間。事實上，一些跨國公司對其在中國的投資項目的表現並不滿意。他們正在調整和整頓現有項目，放慢了對普通製造項目的投資，並將增加採購而不是投資於已經供過於求的項目。一些跨國公司甚至將生產轉移到中國。日本東芝(Toshiba)公司已通過大連東芝電視有限公司的合資企業，開始在中國生產數碼和寬屏彩色電視機。不僅如此，跨國公司還忙於在中國建設備件和配件的生產和採購網路。隨著世界經濟全球化進程的加快，加上中國加入世界貿易組織，

許多跨國公司將中國作為重要的生產、加工和來源基地。在中國開設研發中心，使中國成為區域研發中心。

很多跨國公司發現，中國市場具有許多獨特的特點，中國消費者也有獨特的消費需求。沒有研發中心的幫助，製造業項目將缺乏競爭力。大力投資知識密集型服務業，將中國作為其運營和管理中心。跨國公司紛紛要求進入中國的知識密集型服務市場。隨著服務業的開放，跨國公司很有可能將經營管理職能轉移到中國，中國很有可能成為跨國公司，在北亞地區乃至亞太地區的管理和運營中心。調整投資方式，開始收購和吞併中國本土企業。外國投資者在中國啟動的大多數項目，一是獨資外資公司，或另是與中國合作夥伴的合資企業。這種投資必須經過土地使用、廠房建設和設備安裝等步驟，需要很長時間才能完成。但是，另一方面，信息時代產品的保質期很短，更換速度非常快。然後出現了投資風險問題，一些外國投資者訴諸於現在在國外盛行的收購和合併的方法。許多外商投資企業，對民營企業表現出極大的興趣。正是因為他們發現民營企業，實行規範管理，擁有先進的技術和設備，最令人滿意的事實是，民營企業遵循市場化的經營機制，這是與跨國企業的步伐一致。加大對高新技術產業的投入。跨國公司越來越重視高新技術的發展，並使其成為提高競爭優勢的主要手段。種種迹象表明，跨國公司已經開始了第三輪對中國投資和新一輪經濟合作。中國新一輪經濟增長，將為跨國公司提供相互競爭的平台。參與中國新一輪經濟增長，其實就是加入跨國公司在中國的競爭。人力資源本地化是當前最基本的需求。阿爾卡特（中國）有限公司(Alcatel China Ltd)的一位前董事長曾經說過：一旦發現一名中國員工能夠勝任同樣的工作，就會被告知離開，然後，他自己又要回到了法國。阿爾卡特在中國的每一位外籍員工都肩負著一項任務，培訓能夠取代他/她的中國員工。摩托羅拉(Motorola)承諾將中國員工人數增加到 10,000 人，將當地管理人員的比例提高到 80%，每年為當地員工提供 27,000 個培訓項目，其中將提供 170 個以本地化為導向的課程。總之，人力資源本地化，包括任命中國首席執行官在內的，已成為跨國公司想要在中國市場取得成功的秘密武器。

## 5. 結論

2015 年在中國採購是值得的，但如何與供應商和不同的政府部門保持良好的關係是一門藝術。我們如何在中國邁出第一步？我們需要有詳細的計劃，謹慎的進展，如果有什麼事情無法控制，請立即撤回所有投資。利用外商投資可利用制度、市場和優惠政策，獲利的因素將逐漸消失。在 1998 年之前，中國企業利用外商投資有很多好處，如改變經營機制、收入分配和定價的更大自主權、籌集資金、利用現有傳統制度和行政消費投資獲利等。特別是，優惠政策的差異能夠產生巨大的利潤空間。這些因素會逐漸消失，有些已經消失了。製造業的外國投資可能會減少。中國的市場競爭和技術升級降低了利用制度差異和市場空間賺錢的可能性。因此，新來的外國投資者發現很難佔領市場份額並獲利。在製造業方面，當地產業已經處於激烈的競爭之中，外國投資者沒有空間在這些行業進行大規模投資。此外，製造業也逐漸意識到要向國內外資本市場尋求發展潛力。以智慧財產權形式進行的外商投資有限，國內企業更願意在資本市場上籌集資金。是否進入國內外資本市場進行融資，已經成為影響企業發展的

重要因素。中國企業不需要外商直接投資、設備投資，甚至不需要技術進口。服務業是外商投資的主要領域，但規模也有限。因此，盈利能力將迅速下降，因此投資者在繼續前進之前會保持謹慎。中小型外商投資將面臨戰略調整。外商投資企業在中國設廠，希望以節省成本，為客戶提供良好的服務，專注於中國市場，並跟隨其主要客戶建廠，提供及時（just in time, JIT）服務。例如，一家歐洲公司（通信、工業和運輸市場電氣和光連接元件和系統的全球領先供應商）將工廠設在上海，因為愛立信(Ericsson)強迫他們這樣做，如果他們拒絕這樣做，歐洲公司將失去業務。

外商投資企業在一定程度上得到了他們的期望，但不是 100%。這是因為他們最初在處理在中國的投資時遇到了很多問題，尤其是與政府官員打交道。此外，他們被要求向某人提出一些意想不到的要求，這花費了大量的時間和金錢。外商投資企業認為成本降低，利潤增加，但未達到預期。外商投資企業花了很多時間培訓中國工人，但結果並不那麼出色。很多地方規，當地政府在建立工廠後提出了很多要求，例如捐贈以改善該地區的綠化帶。他們有時會給予，但不是每次都給予。他們知道，如果與中央政府法律相比，地方法規是非法的，但他們不會質疑，以避免將來出現任何問題。每個人都知道這是一個大問題，因為海關法規龐大而複雜，而且他們不知道誰有權批准。

## 6. 討論

1935 年日本經濟學家赤松要（1896-1974）早提出的經濟發展理論。世界經濟的雁行發展，謂雁行理論（flying geese paradigm）。第一模型是單一國家雁行發展的模型。它可以分為基本型和副次型（變型）。後來將基本型描述為「生產效率提高」，將副次型描述為「生產的多樣化和高級化」，以英國工業革命（1760 - 1840）時期為代表，其時，帶來了創新的機械化（如蒸氣動力機器），農業發展仍重要。。第二模型是產業基地轉移的模型：已開發國家將通過第一模型的副次型獲得資本密集型產業的比較優勢。處於比較劣勢的勞動密集型產業被迫通過企業直接投資，將生產基地轉移到欠已開發國家。欠已開發國家的經濟因此開始起飛。例如，東亞國家是雁行理論的經濟發展型態：以日本為雁頭，其次為亞洲四小龍（包含韓國、台灣、香港、新加坡），其後是中國與東南亞的亞洲四小虎（包含印尼、馬來西亞、菲律賓、泰國等）。第三模型是世界經濟的雁行發展，該模型是對赤松對「世界經濟同質化和異質化」的洞察的細化。如果後進國迎頭趕上（世界經濟異質化），第一模型（單一國家雁行發展的模型）和第二模型（產業基地轉移的模型）能正常運轉；但如果已開發國家無法造出新產品，而後進國追趕上來的話（世界經濟同質化），第一和第二模型將無法正常運轉。

自 2018 年開始，中美貿易摩擦，外交關係惡化，和 2019 年嚴重特殊傳染性肺炎疫情，是由嚴重急性呼吸道症候群冠狀病毒，導致的嚴重特殊傳染性肺炎（Coronavirus disease 2019, COVID-19），引發的全球大流行疫情，經濟停擺。但新冠疫情驅使，採購模式轉向綫上，全球的買家和供應商都要調整他們的採購方式。出行限制、社交距離、全球供應鏈中斷、運費成本增加、庫存短缺及付運延期等已成為新常態，對採購活動構成重大挑戰。2022 年香港貿發局

經貿研究資料，來自歐洲的醫療保健產品買家宣稱，「過去，從上海付運到倫敦，我們支付大約 3,000 美元租用一個 20 呎貨櫃。兩周前，我們要花費 9,000 美元來租用貨櫃。我估計現在的運輸成本比這還要高得多」。來自英國的珠寶買家宣稱，「新冠疫情爆發前，我從沒收過任何隨機發出的訊息，問我是否需要採購產品。現在則經常在領英(LinkedIn)、Instagram(簡寫：IG、中國大陸簡稱 INS) 或電子郵件中收到這些查詢」。來自中國內地的紡織品買家宣稱，「我們顧客的訂單是很具體的。我們會按照他們的特定要求製作貨品。我們不會在線上購買，這是因為我們想要的是滿足定制訂單的產品，而不是庫存貨品。」中國電子商務網站，以阿里巴巴(Alibaba) 企業對企業( business-to-business, 縮寫:B2B) 中小企業出口海外的電商平台領先，商品發佈數無上限，有 18 種語言線上即時翻譯；京東集團(1998 年創立) 主要為企業對消費者( business-to-consumer, 縮寫:B2C) 模式的購物網站；拼多多(2015 年創辦)，以行動應用程式(mobile application, 縮寫:APP) 為主要運營方式。電子採購平台，因疫情而暢旺，無遠弗屆。

2017 年，德勤(Deloitte) 報告指出，數字化採購是指通過應用人工智能、物聯網、機器人流程自動化和雲端協作網絡等技術，打造可預測戰略尋源、自動化採購執行與前瞻性供應商管理，從而實現降本增效，顯著降低合規風險，將採購部門打造成企業新的價值創造中心。數字化採購將應用眾包、網絡追蹤和虛擬實境(Virtual reality, 縮寫:VR) 等技術，全面收集和捕捉供應商數據，構建全方位供應商生命周期管理體系，實現前瞻性風險規避與控制，從而提升供應商績效與能力，支持採購運營持續優化。從簡化供應商選擇到優化庫存管理，人工智能提供了大量優勢，可以增強採購策略。簡化流程和提高效率的企業提供了廣泛的優勢。一個主要優勢是能夠實時分析大量數據，使組織能夠做出更明智的決策並優化其採購策略。自動化是人工智能在採購中帶來的另一個關鍵優勢。借助人工智能驅動的工具，可以自動執行平凡和重複的任務，為採購專業人員騰出寶貴的時間，專注於需要人類洞察力和專業知識的活動。這不僅提高了生產率，還降低了與手動數據輸入相關的錯誤風險。人工智能算法還可以幫助識別供應商績效數據中的模式和趨勢，使企業能夠更準確地評估供應商的可靠性和質量。通過利用這些信息，組織可以降低與供應商績效不佳或供應鏈中斷相關的風險。

在中國的外商直接投資減少，產業鏈(包括供需鏈、價值鏈、企業鏈和空間鏈)改變，外商在中國採購，也明顯減少，兼且，中國在東南亞開設的分店，如紡織廠、傢具店等均要關閉。今天，外商投資企業除考量合理回報外，所投資的本金，能否全部提取，安全撤離中國，是更重要的考量。為了進一步規避風險，外商改變對中國的投資政策，是可以理解的。有證據顯示，外商投資企業將產業自中國流向越南、印度、墨西哥等地遷移，下游產業外移，在中國採購的也隨之而變，似有雁行擴展跡象。2023 年第三個季度，國際收支口徑的外商直接投資是 -118 億美元，此數字是自 1998 年發報以來首次季度為負數情況，反映出外商直接投資很大規模撤出情況。是否值得繼續在中國採購？成重要研究課題。面對列強保護主義，中國可以應對的，首要有善外交，向抵制國解釋，希望他們早日能解除禁運，和平共處，回復自由貿易；其次，堅定開發可再生能源，如太陽能及發展二次能源，如氫能，向交通，儲能，發電，工業，四高耗

能行業，綠色低碳發展，減少碳排放，締造一個可持續的內循環環境。中國對外宣傳補貼，令品牌提升。第四，中產減薪，追薪，失業，趨貧，消費降級，希望以較低價格，享受同樣水準質素及體驗。企業富彈性，要提供這類產品。第五，輕型包裝，暢運物流，發展平民金融，普及採購融資。第六，外匯管制下，人民幣調控貶值，有利製造業復甦，出口有競爭。第七，未來的國際採購模式是買家及供應商，如何善用線上採購拓展業務，和了解人工智能如何引領採購的未來，中國要緊追潮流，最後，培養「一帶一路」各消費國，採購中國產品。如能保持社會隱定，法制健全，今天，外商在中國採購，仍會繼續吧。

## 參考文獻

- Anna, F., Patrik, J. (2009). Assessing consequences of low-cost sourcing in China. *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management*. Vol.39 (3), 227-249.
- Cantwell J. A. and Zhang F. (2013). Do foreign-owned subsidiaries in China follow a distinctive pattern of technological knowledge sourcing? *Management and Organization Review*, 9(3), 498-512.
- Dean, J. W. (2007). Paradoxes of globalization. Working paper series, Hong Kong Shue Yan University, April.
- Fang T., Gunterberg C. and Larsson E. (2010). Sourcing in an increasing expensive China: four Swedish cases. *Journal of Business Ethics*, 97, 119-138.
- Hon, T.Y. (2015) . Sourcing in China. *Journal of Social and Administrative Sciences*, Vol. 2, Issue 4, 216-223.
- Hon, T.Y. (2018). *Monetarism and behavioral finance*. Istanbul: KSP Books. ISBN: 978-605-2132-55-5 (e-Book)
- Inge, I. and Claes Göran, A. (2010). Supplier Upgrading in the Home-furnishing Value Chain: An Empirical Study of IKEA's Sourcing in China and South East Asia. *World Development*. Vol.38 (11), 1575-158.
- Sartor, M. (2006). Sourcing in China: the international purchasing office solution. *Supply Chain Forum*, 7(1), 48-58.
- Tang, W., Dirk, L. and Haemin Dennis, P. (2017). The Paradox of Openness: How Product and Patenting Experience Affect R&D Sourcing in China? *The Journal of product innovation management*, Vol.34 (3), 250-268
- TIME. (2015). The China decade. August 31. 40-42.
- Towers, N. and Song, Y. (2010). Assessing the future challenges in strategic sourcing commodity from China: a case-study analysis. *Asia Pacific Business Review*, 16(4), 527-544.
- Wang, J. (2017). Digital subversion of traditional procurement model. Deloitte.
- Wilkinson, B., Eberhardt, M., McLaren, J. and Millington A. (2005). Human resource barriers to partnership sourcing in China. *The International Journal of Human resource management*, 16, 1886-1900.
- Xu, B. (2011). The impact of trade and foreign direct investment policies on technology adoption and sourcing of Chinese firms. *Contemporary Economic Policy*, 29(2), 218-230.

### 免責聲明

本章是韓大遠在以下期刊發表的文章的翻譯及延展中文版本。

社會與行政科學期刊 (*Journal of Social and Administrative Sciences*). 2(4). 216-223. 2015. 可下載於：

<https://journals.econsciences.com/index.php/JSAS/article/view/570>

## 九、在香港銀行股票市場的投資抉擇

韓大遠  
黃永強

### 摘要

本文研究了香港銀行股票市場中小投資者的抉擇。研究旨在探究影響參與銀行股票市場的香港小投資者的因素、投資特徵和抉擇過程。結果，我們可以得出以下重要性升序：參考群體、股票性質、回報表現和銀行績效。參考群體是最不重要的因素，銀行績效是最重要的因素。我們使用肯德爾(Kendall)排序的相關係數，來衡量因素的不同排名，因此試圖為接洽香港目標客戶的財務顧問提供建議。

### 1. 引言

2014年4月10日，香港證券及期貨事務監察委員會，與中國證券監督管理委員會聯合發佈公告，關於原則上批准開展中國大陸股票市場，互聯互通試點項目（滬港通）。在滬港通下，香港聯合交易所有限公司（聯交所）和上海證券交易所（上交所）建立了相互的訂單傳遞連接，和相關的技術基礎設施（交易連結），使各自市場的投資者能夠在對方市場上市。雖然所有香港和海外投資者均獲准通過滬港通，買賣滬股通證券，但只有符合資格條件的內地機構投資者，和符合資格條件的個人投資者（即證券和現金賬戶餘額總額不少於人民幣50萬元的個人投資者），才能通過滬港通買賣聯交所證券。在初期階段，香港和海外投資者，將能夠買賣在上交所市場上市的某些股票（即上交所股票）。通過滬港通，內地投資者可以買賣恆生綜合大型股指數，和恆生綜合中型股指數的成份股，以及所有H股（H股僅代表香港。為方便投資者，將香港上市公司，與在內地交易所上市的公司區分開來，純粹是實用的，這些公司並未作為相關指數的成份股，但以上交所上市股份的形式擁有相應的股份（港交所，2014年）。鑒於中國與香港經濟之間的聯繫日益緊密，中國政府的經濟政策對香港經濟和股市產生了重大影響。這反過來又影響到香港的股價。一個有趣的問題是，為什麼小投資者會費心選擇投資特定的香港銀行股？

香港恆生指數有四個分類指數，分別是金融、公用事業、房地產和工商，指數中有50隻成份股。金融板塊有12隻成份股，其中銀行股8隻。他們分別是滙豐銀行、恆生銀行、東亞銀行、中國建設銀行、中國工商銀行、中銀香港、交通銀行和中國銀行。所有這些銀行都報告說，他們至少使用了一種衍生品來對沖風險（Hon, 2013）。它們降低了借貸成本，保護了集團的收益或現金流。這可能就是這些銀行能夠穩定地向股東派發股息的原因，也是小投資者選擇投資，特別是香港銀行股的原因。經濟學家認為，國家之間的資本流動，與一個國家地區之間（或行業之間）的流動，基本上沒有區別，因為資本的流動是為了回應在新地點獲得的回報率高於在舊地點賺取的回報率的預期（Appleyard 等, 2010, pp. 232-233）。投資者可以從國際多元化中獲益匪淺。然而，投資者持



有的實際投資組合，與國際證券投資理論預測的投資組合有很大不同（Eun 等，2012, pp. 320）。

最近，如 French 和 Poterba (1991)，Cooper 和 Kaplanis (1994)，Tesar 和 Werner (1993)，Glassman 和 Riddick (1993) 以及 Chan, Covrig 和 Ng (2005) 記錄了證券投資，集中在國內股票的程度（投資組合持有量的本土偏見）。香港投資者可以投資世界上任何一隻股票。然而，他們通常在香港投資股票。在 2012/13 年度，海外投資者（居於香港境外的個人/散戶投資者或在香港以外經營，且資金來源在海外的機構投資者（非個人/散戶投資者）佔市場總成交量的 46%（相近 2011/12 年度的貢獻），而本地投資者（居住在香港的個人/散戶投資者或在香港經營，以香港為資金來源的機構投資者）的貢獻則保持在 38% 的歷史低位（與 2011/12 年度的貢獻相若）。海外投資者交易主要來自機構（佔市場總成交量的 41%，而散戶佔 5%）。本地投資者的交易也更多地來自機構（佔市場總成交量的 20%），而不是來自散戶投資者，使用個人帳戶交易的投資者（18%）。全球投資者（包括香港的小投資者）都關注獲利機會。滬港通將是抓住這個機會的管道。特別是，恒生綜合指數成份股的銀行股將是他們的最佳選擇。如果有的話，他們最常投資於上述哪些銀行股？

抉擇理論實際上源於估值理論（Lumby 和 Jones, 2011），因為任何抉擇情況下的所有備選方案都必須被評估才能進行比較。因此，儘管我們可以說所有類型的抉擇都涉及相同的基本過程，但每種抉擇都因其所採用的估值基礎而被賦予了自己獨特的特徵。大多數學者（Hirshliefer, 1958 和 1961；Cantor 和 Lippman, 1995）一致認為，在一系列投資項目中進行選擇時，抉擇者不能表現得好像她的決定是孤立的。這些因素應該在小投資者的抉擇中發揮作用。在本文中，我們使用肯德爾(Kendall)排序相關系數來衡量這些銀行股的不同因素排名，因此試圖為接洽目標客戶的財務顧問提供建議。本研究旨在探究影響參與銀行股票市場的香港小投資者的因素、投資特徵和抉擇過程。

本文跟據韓和林(Hon 和 Lam, 2015) 文章翻譯及延展而成，其餘部分組織如下：第二節回顧了相關文獻；第 3 部分解釋了本研究的方法和數據；第 4 節報告結果；第 5 節提供了結論。

## 2. 文獻回顧

Zhang 和 Gu (2024) 以深圳股票為例，通過對市盈率的研究，探究股市高收益的機會，最終確定最優的股市抉擇。通過對市盈率進行不同的數值嘗試，並根據歷史數據計算總收益，得到市盈率低於 156 時買入，高於 224.5 時賣出，收益最高。然而，在後續對高收益抉擇的一般性研究中發現，所有的抉擇都集中在 2015 年中國「改革牛」(reform cattle) 引發的股價快速上漲上。因此，為了研究更通用的策略，重新繪製了市盈率的範圍和差異，得到了兩種可行的抉擇方法：風險厭惡抉擇和風險偏好抉擇。這兩個抉擇都適用於相對穩定的股票市場，理論上可以獲得幾乎相同的利潤，因此投資者可以根據自己的喜好選擇其中任何一個。

Zhao(2024) 等介紹了一種基於卷積神經網路 (Convolutional Neural Networks, CNN)、雙向長短期記憶網路 (Bidirectional Long Short-Term Memory Networks, BiLSTM) 和注意力機制的深度學習方法，用於財務管理中的股票市場預測和投資抉擇。這些方法利用深度學習的優勢來捕獲金融時間序列數據中的複雜模式和依賴關係。股市預測和投資抉擇一直是財務管理中的重要問題。方法：傳統的統計模型通常難以處理非線性關係和複雜的時間依賴性，因此需要使用深度學習方法來提高預測準確性和抉擇有效性。採用融合了 CNN、BiLSTM 和注意力機制的混合深度學習模型。CNN 可以從歷史價格或交易量數據中提取有意義的特徵，而 BiLSTM 可以捕獲過去和未來序列之間的依賴關係。注意力機制使模型能夠專注於數據中最相關的部分。這些方法被整合在一起，形成了一個全面的股票市場預測模型。通過對真實股票市場數據的實驗，驗證了所提方法的有效性。與傳統模型相比，利用 CNN、BiLSTM 和注意力機制的深度學習模型在股市預測和投資抉擇方面表現出更優異的性能。

通過對數據集的消融實驗，深度學習模型在所有指標上都取得了最佳性能。例如，平均絕對誤差 (Mean Absolute Error, MAE) 為 15.20，平均絕對百分比誤差 (Mean Absolute Percentage Error, MAPE) 為 4.12%，均方根誤差 (Root Mean Square Error, RMSE) 為 2.13，均方誤差 (Mean Squared Error, MSE) 為 4.56。這表明這些方法可以更準確地預測股市趨勢和價格波動，為財務管理者提供更可靠的抉擇指導。這項研究對財務管理領域具有重要意義。它為投資者和金融機構提供了一種創新的方法，可以更好地瞭解和預測股票市場行為，使他們能夠做出更明智的投資抉擇。

Huang (2024) 等將啟發式抉擇方法應用於異構代理模型 (Heterogeneous Agent Model, HAM)，該模型具有兩類投資者，並利用啟發式 HAM 來研究中國股市的過度波動性。在這個啟發式的 HAM 中，我們使用簡單的移動平均線而不是複雜的資本資產定價模型來評估基準基本面，這些基本面在評估金融市場的過度波動性方面起著至關重要的作用。利用中國證券指數 300 指數的歷史觀測值對模型進行了檢驗。估計結果表明，該模型可以複製觀察到的價格動態，並且估計的市場情緒與繁榮和蕭條非常匹配。對最動蕩事件的分析，特別是 2008 年金融危機、2015 年中國股市崩盤和嚴重特殊傳染性肺炎(Coronavirus disease 2019, COVID-19) 疫情，進一步證實了中國股市存在行為異質性。這項工作為評估金融市場風險和衡量金融體系的穩定性提供了一些啟示。

Cohen 和 Kudryavtsev (2012) 發現，在股票抉擇方面，不能確定非理性。股票投資受到預期、過往資本市場經驗以及對選定市場指數過往表現的了解的影響。了解人們如何看待不同金融工具的潛在風險是瞭解投資抉擇方式的第一步，並進一步幫助投資者避免偏見並做出明智的抉擇。Wang 等 (2011) 的論文表明，熟悉度偏見在私人投資者中很常見。瞭解投資者的行為將有助於做出投資抉擇。有關公司、經濟和金融環境以及技術分析的資訊可用於做出更好的投資抉擇 (Lam 等, 2010)。女性希望得到與男性相同的關注、建議、條款和交易，顧問根據她們的目標和風險組合提供明確客觀的建議 (Malhotra 和 Crum, 2010)。Williams (2007) 的結果表明，投資者作為消費者的特徵以及他們對企業社會目標的一般態度似乎會影響他們的投資選擇。Peterson (2002) 借鑒心理學文獻表明，對回報的預期 (價格升值) 會產生積極的影響 (情緒，情緒或態度)，

從而推動冒險行為和購買交易的增加。然後，在預期的事件或新聞之後，積極影響會減少，從而產生更多的風險規避行為並推動賣出交易。Lewellen 等（1977）涵蓋了（1）基本的投資組合目標，（2）資訊收集和抉擇機制，（3）工具選擇和投資組合組成，（4）回報感知和市場態度。他們不僅將這些視為關鍵的行為維度，而且在指示的層次結構中，將其視為投資過程的邏輯方向模型。

### 3. 方法和數據

採用因素分析法，找出影響香港銀行股票市場小投資者抉擇的關鍵因素。我們創建了銀行股所有抉擇中，常見的因素的排名順序：參考群體、股票性質、回報表現和銀行績效。採用旋轉主成分負荷量、陡坡檢驗、取樣適切性量數指數（Kaiser-Meyer-Olkin, KMO）、巴特利特(Bartlett)球形度檢驗、和可靠性檢驗，來檢驗關鍵因素感知重要性可能存在的差異。每個小投資者的因素排名都不同。我們嘗試使用英國數學家肯德爾(Kendall, 1955)提出的排名相關性思想，來衡量這些差異作為因素排序順序之間的差異。根據 Abdi (2007) 在《測量與統計百科全書》中的論文，當我們比較兩個有序集合時，我們應該查看兩個集合之間不同對的數量，這使我們能夠得到一些被稱為「對稱差距」的東西。對稱差值是一個集合運算，它與僅屬於一個集合的兩組因素相關聯。

$$\tau = 1 - \frac{2 \times [d_{\Delta}(P_1, P_2)]}{N(N-1)}$$

其中，兩組有序對之間的距離對稱差  $P_1$  和  $P_2$  表示為  $d_{\Delta}(P_1, P_2)$ 。N 是排序因素的數量，在我們的例子中  $N = 4$ 。當  $N = 4$  個因素時，我們任意假設一排序等於 1234。因此，在 N 個因素上提供了兩個序列時，則有  $N!$ （即  $N! = 4! = 4 \times 3 \times 2 \times 1 = 24$ ）計算的抽樣分佈時要考慮的不同可能結果。Kendall 系數的值介於 -1 和 +1 之間： $-1 \leq \tau \leq +1$ ，其中 -1 是最大可能的距離（等於 -1，當一個序列與另一個序列完全相反時獲得），+1 是最小的距離（等於 +1，當兩個序列相同時獲得）。Kendall 系數  $\tau$  可以解釋為因素處於相同順序的概率與它們處於不同順序的概率之間的差值：

$$\tau = P(\text{相同}) - P(\text{不同})$$

我們使用兩個有序集之間的 Kendall 系數，來選定三個小投資者：C、K 和 X。他們代表了小投資者抉擇的不同方面。

本研究的數據是通過問卷調查，從香港的小投資者那裡收集的。其主要目的是調查香港銀行股票市場中小投資者的抉擇。該調查於 2013 年 9 月 23 日至 2013 年 10 月 31 日期間進行。我們向學生分發了 1,150 份問卷，並在他們的金融課程中，為他們的研究項目提供了類似的主題。學生為他們的研究收集數據。他們獲得了返回問卷的持續評估的分數。有 1,054 名選定的受訪者完成並交回了問卷，這意味著回覆率為 92%。採用滾雪球法遴選香港 18 歲或以上的目標小投資者。我們的學生通過不同的渠道與他們的朋友聯繫，第一個受訪者推薦了一個朋友。這位朋友還推薦了一個朋友，等等。學生家庭網路與其

家庭成員的朋友和同事取得了聯繫。調查問卷的第一部分重點關注，與銀行股票市場的香港小投資者的因素、投資特點和抉擇過程。第二部分收集了受訪者的人口統計學特徵，包括性別、年齡、教育程度、就業狀況、平均月收入、股票投資佔月平均收入的百分比、過去六個月在家中或工作時使用互聯網或電子郵件的情況、在一家擁有 1000 多名員工的大型營利性公司工作、家庭規模以及他們喜歡的投資。

#### 4. 結果

受訪者的概況在表 1 中報告。超過一半（56.2%）的受訪者為男性，其餘為女性。大部分受訪者年齡在 54 歲以下（90.7%），只有 9.3% 為 55 歲或以上。在教育程度方面，26.4% 擁有中學水準，27.2% 擁有專上水準，37.9% 擁有大學或以上水準。在就業狀況方面，60.9% 的受訪者為僱員，14.6% 為自僱人士，5.9% 為退休人士，18.7% 為「其他」人士，包括家庭主婦及學生。受訪者的收入中位數約為 14,435 港元。35% 的受訪者回答了他們平均月收入中，用於股票投資的百分比。其中約 43.5% 的人使用了 10% 或更少作投資。87.3% 的受訪者，在過去六個月中，在家中或工作時，使用互聯網或電子郵件。23.7% 的受訪者在一家擁有超過 1,000 名員工的大型營利性公司工作。68.7% 的受訪者是 3 - 4 名家庭成員。

受訪者最常投資於恒生綜合指數的行業是金融業（40.6%）。滙豐銀行是最受歡迎的銀行股；結果顯示，27.0% 的受訪者最常投資於滙豐銀行。第二大被調查者最常投資的銀行股是中國建設銀行，佔比為 15.0%；第三大常投資的為恆生銀行，佔受訪者 14.2%；第四常投資的為中銀香港，佔受訪者的比例為 11.9%；第五大常投資是中國工商銀行，佔受訪者的 10.4%；投資頻率最低的是交通銀行，僅佔受訪者的 4.5%。鑒於受訪者的上述人口統計特徵，我們認為他們是香港銀行股票市場中的小投資者代表。

表 1：受訪者的人口統計特徵

項目和回應	總數	佔總數的%
性別：		
女性	457	43.8
男性	586	56.2
年齡組別：		
18 - 24 歲	298	28.3
25 - 34 歲	254	24.1
35 - 44 歲	190	18.1
45 - 54 歲	212	20.2
55 - 64 歲	77	7.3
64 歲以上	21	2.0
您的教育水準是：		
小學	73	6.9
中學	278	26.4
大專	286	27.2
大學及以上學歷	399	37.9
其他	17	1.6
就業狀況：		
受僱	639	60.9
自僱	153	14.6
退休	62	5.9
其他	196	18.7
您的平均月收入（包括工資、利息、房租和其他收益）：		
港幣 5,000 以下	175	16.6

港幣 5,000 - 港幣 9,999	171	16.2
港幣 10,000 - 港幣 14,999	204	19.4
港幣 15,000 - 港幣 19,999	224	21.3
港幣 20,000 - 港幣 24,999	139	13.2
港幣 25,000 - 港幣 29,999	68	6.5
港幣 30,000 - 港幣 49,999	56	5.3
港幣 50,000 或以上	16	1.5
股票投資佔您平均月收入的百分之多少？		
_____%	368	35.0
我不知道	683	65.0
在過去的六個月中，您是否在家中或工作時親自使用過互聯網或電子郵件？		
是	915	87.3
不是	133	12.7
您或您家中是否有人目前在一家擁有超過 1,000 名員工的大型營利性公司工作？		
回覆者這樣做	249	23.7
其他家庭成員也這樣做	342	32.6
不是	458	43.7
<b>項目和回應</b>	<b>總數</b>	<b>佔總數的%</b>
您的家庭成員（包括您自己）有多少人？		
1	41	3.9
2	110	10.5
3	338	32.1
4	385	36.6
5 或以上	178	16.9
您最常投資於以下哪個行業？		
金融	387	40.6
公用事業	219	23.0
地產	199	20.9
商業與工業	141	14.8
其他（請註明）_____	7	0.7
您最常投資以下哪隻銀行股？（選擇一個備選項）		
滙豐銀行（代號：0005）	258	27.0
恒生銀行（代號：0011）	135	14.2
東亞銀行（代號：0023）	60	6.3
中國建設銀行（代號：0939）	143	15.0
中國工商銀行（代號：1398）	99	10.4
中銀香港（代號：2388）	114	11.9
交通銀行（代號：3328）	43	4.5
中國銀行（代號：3988）	87	9.1
其他（請註明）_____	15	1.6

表 2 顯示了受訪者對問卷中各個問題項目的回答分佈情況。這些項目旨在反映抉擇理論中的一些重要概念。利潤增長率相對較高（32.1%）是代表銀行發展能力的相對重要性標準；獲利率佔總資產的相對高（28.0%）是代表銀行盈利能力的相對重要性標準；股息收益率高（34.1%）是向股東反映盈利能力的相對重要性標準；不良貸款率（33.2%）相對較低，是代表銀行穩定性和安全性的相對重要性標準。

表 2：對各種項目的回應

項目和回應	總數	佔總數的%
1. 以下標準在代表銀行發展能力方面的相對重要性是什麼？		
利潤增長率相對較高	306	32.1
貸款增長率相對較高	212	22.2
存款增長率相對較高	165	17.3
資產增長率相對較高	147	15.4
不能說	124	13.0
2. 以下標準在代表銀行盈利能力方面的相對重要性是什麼？		
總資產的獲利率相對較高	267	28.0
貸存比率相對較高	244	25.6
成本收入比相對較低	204	21.4
淨息差相對較高	120	12.6
不能說	119	12.5
3. 以下標準在向股東代表盈利能力方面的相對重要性是什麼？		
股息收益率相對較高	325	34.1
市盈率相對較低	203	21.3
價格/賬面比率相對較低	151	15.8
股本回報率相對較高	162	17.0
不能說	113	11.8
4. 以下標準在代表銀行穩定性和安全性方面的相對重要性是什麼？		
供應覆蓋率相對較高	215	22.5
不良貸款率相對較低	317	33.2
資本充足率相對較高	263	27.6
專業人士對銀行的信心相對較高	54	5.7
不能說	105	11.0
5. 您過去銀行股票投資的平均回報率是多少？		
損失	100	10.5
平均回報率低於 10%p. a.	378	39.7
平均回報率為 10%p. a. 至低於 30%p. a. °	307	32.2
平均回報率為 30%p. a. 至低於 50%p. a. °	120	12.6
平均回報率為 50%p. a. 至低於 100%p. a.	40	4.2
平均回報率：100%p. a. 或更高	8	0.8
項目和回應	總數	佔總數的%
6. 您是否滿足您過去投資的銀行股的平均回報率？		
非常滿意	47	4.9
滿意	269	28.2
正常	431	45.2
不滿	165	17.3
非常不滿意	41	4.3
7. 您最常投資以下哪隻銀行股？		
滙豐銀行（代號：0005）	258	27.0
恆生銀行（代號：0011）	135	14.2
東亞銀行（代號：0023）	60	6.3
中國建設銀行（代號：0939）	143	15.0
中國工商銀行（代號：1398）	99	10.4
中銀香港（代號：2388）	114	11.9
交通銀行（代號：3328）	43	4.5
中國銀行（代碼：3988）	87	9.1
其他（請註明）_____	15	1.6
8. 您最常投資於以下哪個行業？		
金融	387	40.6
公用事業	219	23.0
地產	199	20.9
商業與工業	141	14.8
其他（請註明）_____	7	0.7
9. 您認為投資香港銀行股的風險水準如何？		
極低風險	108	11.3
低風險	343	36.0

中等風險	405	42.5
高風險	81	8.5
非常高的風險	16	1.7
10. 您在金融市場上投資多久了？		
從未投資過	102	9.7
少於 1 年	241	22.9
1 年到 3 年以下	234	22.2
3 年至 5 年以下	202	19.9
5 年至 10 年以下	141	13.4
10 年或以上	134	12.7
11. 今天做銀行股投資抉擇時，您認為以下哪個因素最重要？		
來自銀行的信息作為基本面分析的基礎。	195	20.4
來自專業投資者的建議、意見和預測。	178	18.7
從歷史角度來看，市場過去的整體表現。	207	21.7
來自報紙/電視的資訊。	127	13.3
來自互聯網的資訊。	103	10.8
與個人朋友討論	60	6.3
來自工作中同事的資訊。	25	2.6
自己對未來表現的直覺。	58	6.1
其他（請註明）_____	1	0.1

表 3 列出了各種項目對小投資者投資銀行股票時抉擇的重要性。所有項目都具有統計顯著性，均值較高。

**表 3：描述統計**

項目	項目名稱	平均值	標準差	t	自由度 (d. f.)	顯著性 (雙尾)
1	開發能力	2.25	1.407	55.993	953	0.000
2	銀行的盈利能力	2.56	1.345	58.798	953	0.000
3	為股東帶來盈利能力	2.51	1.408	55.102	953	0.000
4	穩定性和安全性	2.49	1.215	63.402	953	0.000
5	平均回報率	5.63	1.024	79.233	952	0.000
6	平均回報的滿意度	2.88	0.900	98.679	952	0.000
7	看好銀行股	3.76	2.419	48.056	953	0.000
8	投資領域	2.12	1.122	58.332	952	0.000
9	風險等級	2.53	0.864	90.430	952	0.000
10	經驗	3.42	1.521	72.959	1053	0.000
11	新聞	3.36	1.997	51.925	953	0.000

如表 4 所示，通過相關性分析，得到一個基於每個維度 11 個項目的相關矩陣，然後將其作為因素分析的輸入。因素分析的目標是通過識別較少數量的共用因素來重現變數之間觀察到的相關性，這些共用因素可以解釋觀察到的相關性。變數之間的相關性源於共同因素的共用。反過來，公因素被估計為原始變數的線性組合。單維性是項目彼此之間強關聯的程度，並代表單個因素，這是巴特利特(Bartlett)球形度檢驗 ( $\rho < 0.000$ ) 和取樣適切性量數指數(Kaiser-Meyer-Olkin, KMO) 的必要條件。KMO (0.636) 證實了數據對探索性因素分析的適宜性。

表 4：因素相關矩陣

項目	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	0.371**										
3	0.322**	0.265**									
4	0.308**	0.274**	0.278**								
5	-0.047	-	0.038	-0.052							
6	0.023	0.041	0.056*	-0.015	0.323**						
7	0.102**	0.092**	0.025	0.009	0.026	0.039					
8	0.018	0.048	0.030	-0.006	0.052	0.083**	0.093**				
9	0.092**	0.060*	0.097**	-0.051	0.050	0.077**	0.076**	0.050			
10	0.001	0.026	0.000	0.033	0.044	-0.039	0.053	0.030	-0.039		
11	0.059*	0.107**	0.032	0.053	0.029	-0.022	0.031	-0.033	-0.304	0.027	

備註：

\*、\*\*分別在 5%和 1%水準（單尾）顯著。

萃取方法：主成分分析，旋轉方法：Varimax with Kaiser Normalization，Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 指數：0.636，Bartlett 球形度檢驗： $\rho < 0.000$ 。

項目名稱（另見表 3）1. 開發能力; 2. 銀行的盈利能力; 3. 對股東的盈利能力; 4. 穩定性和安全性; 5. 平均回報率; 6. 平均收益滿足度; 7. 看好銀行股; 8. 投資領域; 9. 風險等級; 10. 經驗; 11. 新聞。

界性衡量由所有因素共同解釋的給定變數的方差百分比，可以解釋為指標的可靠性。因此，界性越高，公因素就越能解釋標準化變數的方差。如表 5 所示，所有項目的界性都大於 0.25。第 11 項（新聞）的界性最低（0.251）。給定因素的特徵值衡量由該因素解釋的所有項目的方差。特徵值的比率是因素相對於項目的解釋重要性的比率。特徵值衡量每個因素所佔的總樣本中的變異量。因數 A、B、C 和 D 的特徵值均在 1.000 以上（分別為 1.973、1.338、1.191 和 1.067）。我們的因素合計佔方差的 50.6%，令人滿意。

表 5：主成分分析

項目	項目名稱	界性	特徵值	因素	方差百分比	累計 %
1	開發能力	0.552	1.973	A	17.9	17.9
2	銀行的盈利能力	0.499	1.338	B	12.2	30.1
3	為股東帶來盈利能力	0.484	1.191	C	10.8	40.9
4	穩定性和安全性	0.493	1.067	D	9.7	50.6
5	平均回報率	0.718				
6	平均回報的滿意度	0.670				
7	看好銀行股	0.462				
8	投資領域	0.398				
9	風險等級	0.557				
10	經驗	0.485				
11	新聞	0.251				



以下陡坡圖（見圖 1）以圖形方式顯示了每個因素的特徵值。關於特徵值，我們預計會提取四個因素，因為它們的特徵值大於 1。

圖 1：陡坡圖



複雜變數可能在多個項目上有負荷量，並且它們使輸出的解釋變得困難。因此，可能需要輪換。最大變異法（Varimax Method）旋轉是最常選擇的。通常，旋轉可以減少複雜變數的數量並改善解釋（見表 6）。

表 6：最大變異法（Varimax）旋轉因素矩陣

項目	A	B	C	D	項目名稱	因素
1	0.738				開發能力	A
2	0.677				銀行的盈利能力	A
3	0.673				為股東帶來盈利能力	A
4	0.654				穩定性和安全性	A
5		0.830			平均回報率	B
6		-0.779			平均回報的滿意度	B
7			0.663		看好銀行股	C
8			0.626		投資領域	C
9				-0.626	風險等級	D
10				0.601	經驗	D
11				0.475	新聞	D

旋轉後，因素 A 或因素 C 上的任何後果都沒有負的負荷量(no negative loadings)。表示有意義構造的旋轉因素，通常不應表現出這些大的負荷量。因此，我們消除了因素 B 中的第 6 項和因素 D 中的第 9 項。最後，我們發現了影響香港銀行股票市場小投資者抉擇的四個因素：因素 A 可能被解釋為銀行績效，包括發展能力、對銀行的盈利能力、對股東的盈利能力、穩定性和安全性；因素 B 為回報表現，包括平均收益、平均收益的滿意度；因素 C 為股票性

質，包括有利於銀行股票和投資板塊的因素，因素 D 為參考群體，包括專業投資者的推薦、報紙/電視/互聯網的資訊、與個人朋友和同事的討論、銀行的資訊，以及從歷史角度來看市場的整體過去表現。為每個因素賦予的特定名稱，旨在反映在概念上與特定因素下的其他項目相關的項目或概念。

**表 7：第一結構的內部一致性和相關抉擇**

影響因素和項目	校正項目-總分 相關	$\alpha$ 價值	決定
<b>因素 A</b> (銀行效績)			
開發能力	0.4666	0.6348	保留
銀行的盈利能力	0.4149		
為股東帶來盈利能力	0.3911		
穩定性和安全性	0.3884		
<b>因素 C</b> (股票性質)			
看好銀行股	0.0990	0.1405	刪除
投資領域	0.0990		
<b>因素 D</b> (參考群體)			
經驗	0.0261	0.0483	刪除
新聞	0.0261		

最後一步是確定內部一致性的克隆巴赫系數 (Cronbach  $\alpha$ )，以確保組成因素的項目產生可靠的尺度。可靠性測試在表 7 中報告。這樣做是為了進一步減少因素的數量。採用的臨界值為 0.5，校正後的項目與總分的可接受相關性水準，設定在 0.3 以上 (Nunnally, 1978 年)。對第一個結構的內部可靠性進行了測試，抉擇結果提供了該結構弱點的證據，因為一個因素 (因素 A) 超過了所採用的標準。研究發現，因素 A 包含四個項目，與「銀行績效」有關。因素 C 由兩個項目組成，指的是「股票性質」。最後，因素 D 包括兩個項目，涉及「參考群體」。衍生的尺度似乎具有中等到弱的內部一致性。因此，我們刪除了因素 C 和 D (見表 8)。

**表 8：最後修訂結構的內部一致性**

影響因素和項目	項目數量	校正項目-總量 相關	$\alpha$ 值
<b>因素 A (銀行效績)</b>			
開發能力	4	0.4666	0.6348
銀行的盈利能力		0.4149	
為股東帶來盈利能力		0.3911	
穩定性和安全性		0.3884	
<b>因素 B (回報表現)</b>			
平均回報率	1		

為了檢驗這四個因素在感知重要性方面可能存在的差異，我們的分析表明，在檢查的四個標準 (即旋轉主成分負荷量、陂坡檢驗、取樣適切性量數指數 (KMO) 和 Bartlett 球形度檢驗、可靠性檢驗) 中，只有兩個因素 (銀行績效、回報表現) 是顯著的。根據這些結果，我們可以得出以下重要性遞升次序：

1. 參考群體 (簡稱: 群體)
2. 股票性質 (簡稱: 性質)

3. 回報表現 (簡稱: 回報)

4. 銀行績效 (簡稱: 績效)

參考群體是最不重要的因素，銀行績效是最重要的因素。

我們創建了所有抉擇共同的因素的排名順序，並分別對所有小投資者進行了排序。為了獲得每個小投資者的因素排名順序，我們應該按照重要性的遞升序列。最容易作出投資抉擇的因素順序：[群體，性質，回報，績效]，排序如下：

$$R_1 = [1, 2, 3, 4]。$$

每個小投資者的因素排序都不同。舉例來說，我們展示了整個  $N! = 4 \times 3 \times 2 \times 1 = 24$ 。一組  $N = 4$  個因素的 24 個可能的排名順序及其具有「規範順序」的  $\tau$  值（即，1234）。因此，每個小投資者的抉擇因素排序都不同。我們發現小投資者的 Kendall 排序相關係數，最初使用最容易作出投資抉擇排名順序作為標準。

小投資者的選擇：C、K、X

小投資者 C：[群體、回報、性質、績效]

排序： $R_2 = [1, 3, 2, 4]$ 。

我們比較的是兩個有序的集合。我們應該查看兩個集合之間不同對的數量，這使我們能夠得到這兩個集合之間稱為「對稱差距」。

$$\tau = 1 - \frac{2 \times [d_{\Delta}(P_1, P_2)]}{N(N-1)}$$

兩組有序對之間的對稱差距  $P_1$  和  $P_2$  表示為  $d_{\Delta}(P_1, P_2)$ 。 $N$  是排序因素的數量，在我們的例子中  $N = 4$ 。Kendall 排序相關係數是通過對稱差距，進行歸一化來獲得的，這樣它將獲得  $-1$  和  $+1$  之間的值，其中  $-1$  對應於最大可能距離（等於  $-1$ ，當一個排序與另一個排序，完全相反時獲得）和  $+1$  對應於最小可能距離（等於  $+1$ ，當兩個排序相同時獲得）。

小投資者 C 和最容易作出投資抉擇的因素，Kendall 排序相關係數為 0.67：

$P_1 = \{[1, 2], [1, 3], [1, 4], [2, 3], [2, 4], [3, 4]\}$ 。

$P_2 = \{[1, 3], [1, 2], [1, 4], [3, 2], [3, 4], [2, 4]\}$ 。

只有一組有序對的對的集合是  $\{[2, 3], [3, 2]\}$ 。因此， $d_{\Delta}(P_1, P_2) = 2$ ，這意味著兩個抉擇之間的 Kendall 排序相關係數的值為：

$$\tau = 1 - \frac{2 \times 2}{4 \times 3} = 0.67$$

小投資者 K：[性質、效績、群體、回報]

排序： $R_3 = [2, 4, 1, 3]$ 。

$P_1 = \{[1, 2], [1, 3], [1, 4], [2, 3], [2, 4], [3, 4]\}$ 。

$P_3 = \{[2, 4], [2, 1], [2, 3], [4, 1], [4, 3], [1, 3]\}$ 。

只有一組有序對的集合是  $\{[1, 2], [2, 1], [1, 4], [4, 1], [3, 4], [4, 3]\}$ 。因此， $d_{\Delta}(P_1, P_2) = 6$ 。這意味著因素的兩個序列之間的 Kendall 排序相關系數的值為：

$$\tau = 1 - \frac{2 \times 6}{4 \times 3} = 0$$

小投資者 X：[效績、回報、性質、群體]

排序： $R_4 = [4, 3, 2, 1]$ 。

$P_1 = \{[1, 2], [1, 3], [1, 4], [2, 3], [2, 4], [3, 4]\}$ 。

$P_4 = \{[4, 3], [4, 2], [4, 1], [3, 2], [3, 1], [2, 1]\}$ 。

只有一組有序對的集合是  $\{[1, 2], [2, 1], [1, 3], [3, 1], [1, 4], [4, 1], [2, 3], [3, 2], [2, 4], [4, 2], [3, 4], [4, 3]\}$ 。因此， $d_{\Delta}(P_1, P_2) = 12$ 。這意味著因素的兩個序列之間的 Kendall 排序相關系數的值為：

$$\tau = 1 - \frac{2 \times 12}{4 \times 3} = -1$$

對於上述討論的小投資者，Kendall 排序相關系數與抉擇順序分別為：小投資者 C 為  $\tau = 0.67$ ；小投資者 X 為  $\tau = -1$ ，小投資者 K 為  $\tau = 0$ 。我們可以得出結論，小投資者 C 最接近最容易作出投資抉擇（小投資者 C 較容易做出投資抉擇），而小投資者 X 最遠離最容易作出投資抉擇（小投資者 X，最容易做出不投資抉擇）。小投資者 K 是投資抉擇兩難的典型案例（小投資者 K，投資與否？很難作出抉擇，這就是投資抉擇兩難）。

## 5. 結論

通過因素分析，我們創建了四個因素，這些因素捕捉了香港銀行股票市場中小投資者的抉擇。對於重要性的遞升序，抉擇者有統一的想法：參考群體（最不重要的因素）、股票性質、回報表現和銀行績效（最重要的因素）。要獲得小投資者在抉擇中的因素排序順序，我們應該遵循重要性的遞升序。每個小投資者的因素排名都不同。因此，每個小投資者在抉擇時都有不同的排序因素。我們報告了來自三個小型投資者（C、K、X）的證據表明，與最容易作出投資抉擇相距最遠的因素排名順序，與最容易作出投資抉擇的因素排名順序，極為相反。對於上述討論的小投資者，Kendall 排序相關系數與抉擇順序分別為：小投資者 C 為  $\tau = 0.67$ ； $\tau = -1$  代表小投資者 X， $\tau = 0$  代表小投資者 K。我們可以得出結論，在他們中，小投資者 C 較容易做出投資抉擇，小投資者 X 最容易做出不投資抉擇。小投資者 K 就是投資抉擇兩難的典型案例，投資與否？很難作出抉擇。這意味著財務顧問，可以接洽 Kendall 排序相關系數大於零（ $\tau > 0$ ）的客戶。這些客戶在香港銀行股票市場上，相對容易做出投資抉擇。

## 參考文獻

- Abdi, H. (2007). The Kendall Rank Correlation Coefficient. In: Neil Salkind (Ed.) *Encyclopedia of Measurement and Statistics*, 2, Thousand Oaks (CA): Sage, 508-510.
- Appleyard, D. R., Field, A.J. and Cobb, S. L. (2010). *International Economics*, seventh edition.
- Cantor, D. G. and Lippman S. A. (1995). *Optimal Investment selection with a Multitude of Projects*. *Econometrica*, 63(5), 1231-1240.
- Chan, K., Covrig, V., and Ng, L. (2005). *What Determines Domestic Bias and Foreign Bias? Evidence from Mutual Fund Equity Allocation Worldwide*. *Journal of Finance*, 60, 1495 – 1534.
- Cohen, G. and Kudryavtsev A. (2012). *Investor Rationality and Financial Decisions*. *The Journal of Behavioral Finance*, 13, 11-16.
- Eun, C. S., Resnick, B. G. and Sabherwal, S. (2012). *International Finance*. Global Edition.
- French, K. and Poterba J. (1991). *Investor Diversification and International Equity Markets*. *American Economic Review*, 81, 222-226.
- Glassman, D. and Riddick, L. (1996). *Why Empirical Portfolio Models Fail: Evidence That Model Misspecification Creates Home Asset Bias*. *Journal of International Money and Finance*, 15, 275-312.
- Hirshliefer, J. (1958). *On the Theory of Optimal Investment Decisions*. *Journal of Political Economy*, 66, 329-352.
- Hirshliefer, J. (1961). *Risk, the Discount Rate and Investment Decision*. *American Economic Review*, 112-120.
- Hon T.Y. (2013). *Managing Financial Risk by Using Derivatives: A Study of Hong Kong Listed Company*. *ELK Asia Pacific Journal of Finance & Risk Management*, 4(1), 88-99.
- Hon, T.Y. and Lam, C. R. (2015). *Decision-Making in the Hong Kong Bank Stock Market*. *Journal of Economics and Political Economy*, Vol. 2, Issue 4, 481-493.
- Hong Kong Exchanges and Clearing Limited (2014). *Shanghai-Hong Kong Stock Connect, Information Book for Investors*, May, 1-22.
- Hong Kong Exchanges and Clearing Limited (2014). *Cash Market Transaction Survey 2012/13*, February, 1-16.
- Huang, P., Chin, PN and Hooy, CW (2024). *Heuristic decision-making and behavioral heterogeneity in the Chinese stock market*. *Applied Economics Letters*, Taylor & Francis.
- Kendall, M.G. (1955), *Rank Correlation Methods*. New York: Hafner Publishing Co.
- Lam, K., Liu, T. and Wong, W.K. (2012). *A New Pseudo-Bayesian Model with Implications for Financial Anomalies and Investors' Behavior*. *The Journal of Behavioral Finance*, 13, 1-16.
- Lewellen, W. G., Lease R. C. and Schlarbaum G. G. (1977). *Pattern of Investment Strategy and Behavior among Individual Investors*. *The Journal of Business*, 50(3), 296-333.
- Lumby, S. and Jones, C. (2011), *Corporate Finance Theory & Practice*, Eighth edition, South-Western, Cengage Learning.
- Malhotra, N. and Crum, H. (2010). *The Dilemma Of Investment Planning For Female Investors*. *Journal of Diversity Management*, 5(4), 43-46.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*. (2<sup>nd</sup> ed.), New York: McGraw-Hill.

- Peterson, R. L. (2002). *Buy on the Rumor: Anticipatory Affect and Investor Behaviour*. *Journal of Psychology and Financial Markets*, 3(4), 218-226.
- Tesar, L. L. and Werner, I. M. (1995). Home Bias and High Turnover. *Journal of International Money and Finance*, 14, 467-492.
- Wang, M., Keller, C. and Siegrist, M. (2011). *The Less You Know, the More You Are Afraid of – A Survey on Risk Perceptions of Investment Products*. *The Journal of Behavioral Finance*, 12, 9-19.
- Williams, G. (2007). *Some Determinants of the Socially Responsible Investment Decision: A Cross-Country Study*. *The Journal of Behavioral Finance*, 8(1), 43-57.
- Zhang, X., Gu, J. (2024). Research on Stock Market Decision Making based on Price-to-Earnings Ratio—Taking Shenzhen stock as an example. *Les Ulis: EDP Sciences, SHS Web of Conferences*, Vol.181, p.2027.
- Zhao, R., Lei, Z. and Zhao, Z. (2024). Research on the application of deep learning techniques in stock market prediction and investment decision-making in financial management. *Frontiers Media S.A, Frontiers in energy research*, Vol.12, Article 13766.

免責聲明

本章是作者(Tai-Yuen Hon and Richard C. Lam) 在以下期刊發表文章的翻譯及延展中文版本。  
經濟與政治經濟學期刊(*Journal of Economics and Political Economy*). 2(4), 481-493. 2015. 可下載於：  
<https://ideas.repec.org/a/ksp/journ1/v2y2015i4p481-493.html>

## 十、人格傾向與投資風險偏好關聯研究

韓大遠

### 摘要

隨著行為財務學的興起，探討投資者人格特質、行為與其投資策略、風險偏好的重要性與日俱增。學者與金融業者皆致力於設計符合投資者需求的金融投資商品，許多相關研究因此陸續產生。人格特質是常見的一個研究變數，常可解釋個人行為或績效。本研究針對人格特質中的五大人格，探討該特質與風險偏好之間的關聯性，亦加入地區別(台北與香港兩地)為干擾變數，以探討人格特質者與投資風險偏好間的關聯性是否會因地區別不同而有所改變。本研究有效樣本為 600 份，並將根據上述研究結果提供學術界與實務界相關建議。

### 1. 引言

#### 1.1 研究動機

隨著金融自由化、國際化，使投資人於投資標的及方法上有許多新穎選擇。然而選擇多樣未必伴隨收益的增多，每種選擇、投資策略都有其所需承擔的風險，因此投資是一段結果難以準確預知的過程，標的物之選擇對獲利影響甚據。不同人格特質的人具有不同的風險偏好；而不同的風險偏好則會影響投資人所選擇的投資工具或投資方法。不同的風險偏好可能來自個人的人格特質。由上述討論中可瞭解人格特質為一個很重要的預測變數，但是人格特質的種類廣泛，亦有許多學者投入研究。

#### 1.2 研究問題

隨著行為財務學的興起，學者為了更加熟知投資者行為的背後動機，注入了行為學與心理學於行為財務學領域中，關於投資者的行為與心理，探討其人格特質與相關研究之關聯性將有助於對其瞭解。人格特質常用以研究工作績效、工作滿意度，並視為研究模型之干擾變數的工具，於投資方面也頗有其建樹。如五大人格特質(Clarke 和 Robertson, 2005)，是屬於較正面而且廣泛運用的變數，研究個人特質的心理學家認為五大人格特質將個性適切予以分類，其構面包含外向性 (Extraversion)、親和性 (Agreeableness)、盡責性 (Conscientiousness)、情緒穩定性 (Emotional Stability) 與開放性 (Openness to experience) 而五個因素模型(Five-Factor Model, FFM)在組織實務中的應用甚廣，如：藉由五大人格特質可有效預測管理績效、工作成效及建置其於跨文化之通則性(Oh 和 Berry, 2009; Burke 和 Witt, 2004)。而 Girtz (2012)研究指出，內外控傾向、自尊和自我監控對於經濟決策(如薪資、教育程度等)具有顯著影響。本研究旨在探討人格特質與投資風險偏好的關聯性，以了解不同人格特質的投資者在風險偏好傾向上的差異，另外再加入居住地區及其他人口統計變數作為干擾變數與控制變數，探討在居住地區相異或不同年齡、性別、教育程度等時，五大人格特質者與其投資風險偏好的關聯性，進而提升本研究的實用性，使更多金融業者能掌握投資心理來設計符合其需求之金

融產品。綜合上述，本研究欲達成之研究目的為：

1. 探討人格特質與投資風險偏好的關聯性。
2. 居住地區在人格特質與投資風險偏好間是否具有干擾效果。

本文跟據劉等(Liu, Woo 和 Hon, 2016) 文章翻譯及延展而成，其餘部分組織如下：第 2 部分回顧了相關文獻；第 3 部分研究方法；第 4 節結果分析；第 5 節結論與建議。

## 2. 文獻回顧

本研究目的為得知人格特質與其投資風險偏好間的關聯性，並加入居住地區及其它人口統計變數作為干擾變數。以下將透過文獻的回顧與探討，依序歸納如下變數間的關聯性與其互相影響的效果：過去心理學家對人格定義甚多，其中 Allport(1961)定義人格特質為以生理為基礎下，某些互古不變的性格特徵，且與心理系統配合，以動態方式產生並經歷外部環境洗禮後衍生出的獨特應對形式。心理學家對人格定義甚多，其中 Allport(1961)定義人格特質為以生理為基礎下，某些互古不變的性格特徵，且與心理系統配合，以動態方式產生並經歷外部環境洗禮後衍生出的獨特應對形式。

其中關於五大人格特質的研究，近年來在社會學、心理學、管理學的領域中應用，其構面常被用於驗證與網路或行為表現的關係，從過往的研究中，本研究發現許多學者指出人格特質在活動選擇偏好上會呈現顯著相關性(Holland, 1985; Barnett, 2006; Tran 和 Ralston, 2006; Wilkinson, 2006); Liu(2008)曾研究馬基維利人格特質與知識分享意願的關聯性，發現此人格分數越高者，知識分享意願越低越；而 Kumar 和 Bakhshi (2010)研究發現五大人格特質與組織承諾間存在相關性；在不考慮工作滿意度的情況下能以五大人格特質檢測員工品德(Chiaburu 等, 2011)。根據 Nigel 等 (2005)研究顯示五大人格模型與風險傾向存在高度相關性，至於五大人格特質中不同類型所形成投資風險偏好與其策略之差異，兩者間是否存在關聯性，值得深入探討。Li 和 Liu (2008)探討人格特質與風險傾向的關聯，得知具備高度外向性與直覺性、低度判斷性等特質者大多為風險愛好者。假說如下：

*H1：人格特質與投資風險偏好間具有關聯性。*

然而，有關五大人格特質的量表發展，亦不斷地被探討，Clarke 和 Robertson(2005)曾以彙總分析法歸納相關的五大人格特質研究，其中 47 篇的研究中僅有 2 篇文章採用五大人格特質，可見五大人格特質的構面，可能會隨著研究的地區而有不同，因此本研究針對香港及台灣地區進行簡單的人格特質假說，再以本研究後續資料發展為構面來探索其相關性。因此推論人格特質與投資傾向有顯著相關性。

*H2：人格特質與投資風險偏好間會因地區別有所差異。*



### 3. 研究方法

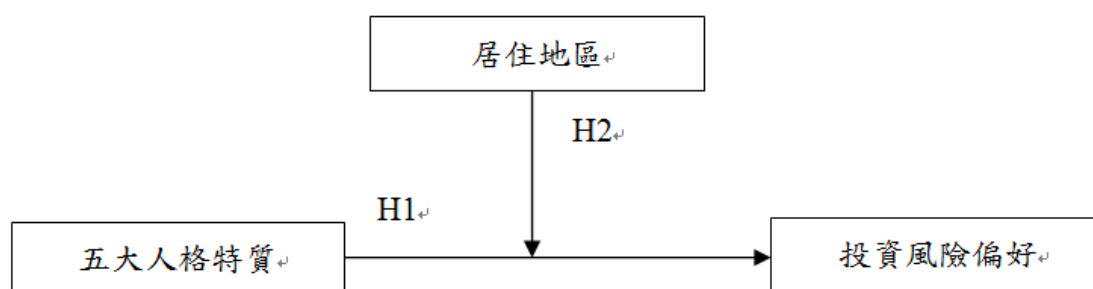
#### 3.1 研究對象

本研究將針對具備基本金融常識者作為研究對象，目前無投資並非必要因素，探討人格特質與投資傾向才為首重因素，故現今無投資經驗但具備基本金融常識者可視為日後可能進行投資者，亦將其納入考量，但 18 歲以下因考量其基本金融常識可能不足，故本研究則不納入研究對象。總共收回 600 份有效問卷，發放問卷的模式採取立意抽樣與滾雪球的方式。且為避免干擾變數產生過大誤差影響研究結果，本研究居住地區及其他人口統計變數加以考量，實施適時適量的配額抽樣，目的為涵蓋實驗所需的較廣泛群體，並有效控制取樣上的誤差，使本研究所得數據分析與結論更為客觀且有效。

#### 3.2 研究架構

下列圖 1 即為本研究所發展出之研究架構圖：

圖 1：研究架構圖



針對上述繪製之研究架構圖，列出下述假說並統整於下方表 1：

表 1：研究假說統整表格

研究假說
H1：人格特質與投資風險偏好間具有關聯性。
H2：地區別對於人格特質及投資風險偏好間具有干擾效果。

#### 3.3 變數說明

進行本研究所需探討的變數有下列四項：五大人格特質、風險偏好、人口統計變數、。下方分別詳述之。

##### 3.3.1 人格特質

在多項人格特質研究中，最被廣為接受的是 Costa 和 McCrae(1992)以因素分析萃取出五大人格因素，並發展新的 NEO-PI-R 人格特質量表，主要包括：1、外向性(Extraversion)：其特徵為善於交際的、喜歡群眾的、健談的、主動且活

躍活潑的；2、情緒穩定性(Emotion stability)：較不易感到沮喪、焦慮、生氣、緊張不安、憂心或沒有安全感；3、親和性(Agreeableness)：令人感到信賴、助人的、有禮貌的、合作、寬容的；4、勤勉正直性(Conscientiousness)：謹慎、堅忍、思考周詳、負責、善於規劃；5、經驗開放性(Openness to experience)：具有想像力、好奇心、原創性、心胸寬大。本研究參酌 Costa 和 McCrae(1992)之五大人格特質的觀點加以修正，以七尺度量表來作為分析的工具，1 代表非常不同意，依序從 2、3、4、5、6 遞延增加，7 代表非常同意。

### 3.3.2 投資傾向

Barbosa 等 (2007)研究指出風險愛好者，創業意圖較為明顯且對於機會的掌握程度較高。然而，風險規避者對於人際關係的經營和耐心較強。Wen 等 (2014)認為風險與收益間關係與投資態度存在顯著相關，當投資者獲利時，其心態傾向於風險規避；但失利時則會傾向於風險愛好。Meertens 和 Lion (2011)認為當決策的風險程度未知時，人們會依直覺制定決策；但若預先獲得相關資訊，則決策會受其干擾；Gardner 和 Steinbergw (2005)探討同群效應對於風險偏好及決策的影響時，發現承擔風險及制定風險決策的能力會隨著年齡增長而遞減；當風險愈高時，投資者會專注於獲利而非成本，群體效應會加速決策者作出較高風險的決策；而承擔風險及制定風險決策時，同群效應大多反映在年輕族群中。此外，Roth 和 Kroll (2007)在研究感性偏好與理性偏好之於決策制定的差異，顯示感性選擇偏好通常傾向於追求風險，但最終決策仍視風險領域而定。上述研究皆提及個人認知對於風險偏好的影響，故本研究針對人格特質與風險偏好間關係進行探討，不僅能發現兩者的關聯外，亦可藉此了解不同特質的投資者所適合的投資選擇。

談及風險偏好，Maital 等 (1986)將影響投資者決策的因素歸納為以下六項：個人人格特質、情感、投資標的的風險與報酬、其他投資人的行為、個人對市場的知覺、投資知識及對資本市場的認識。Litwin 和 Stringer (1968)認為風險偏好為個人在工作上承受之挑戰及冒險之程度；即組織導向為冒險或保守。Robbins (1990)研究指出，冒險傾向是指「每個人碰運氣的意願不同」，由個體承擔風險的能力，預測其制定決策的時間；而研究顯示，高風險傾向的管理人員決策速度較低風險傾向的管理人員迅速。在股票公司裡，高風險傾向者的工作表現較佳，鑒於此工作要求個體具備快速決策能力。而 Nigel 等 (2005)之研究結果顯示，五大人格模型與風險偏好存在高度相關性。其中具備高度外向性與開放性者的風險承擔能力較高。總合上述學者的論點，本研究歸納出風險偏好定義為：當情境不明確時，個人願意承擔風險或規避風險的程度。

### 3.3.3 人口統計變數

Kotler 和 Philip(1996)在書中將市場區隔變數分為地理變數、人口統計變數、心理變數與行為變數，其中，Kotler 和 Philip (1996)認為人口統計變數包含：教育、職業、收入、性別、年齡、家庭人口數、家庭生命的週期、信仰宗教、種族等，且市場便是依據這些變數加以區隔。本研究參照 Kotler 和 Philip (1996)對人口統計變數的觀點，再考量多位學者於投資領域及與人格特質有關之研究，擬定出本研究實施時所需考量的人口統計變數，如下：性別、年齡、婚姻狀態、教育程度、職業別、平均月所得等共六項。

### 3.3.4 樣本結構分析

本研究採用便利抽樣法 (Convenience Method) 進行取樣分析，經由兩個管道發放問卷，一為透過研究者於課堂上發放問卷，此部分以國立台北大學及香港樹仁大學學生各發400份問卷，回收有效各為300份，因此有效問卷回收600份；二為透過相關人員協助發放予業界相關人員，此部分則以在職者為主要對象。收回的問卷資料則透過SPSS系統統計，分析出各樣本群體的分配情形，並歸納出樣本的結構分析。本研究總共收回600份有效問卷。受試者的人口統計變數呈現如下方表2：

表 2：人口統計變數次數分配表

人口統計項目	次數與百分比	
性別	男：277 (46.2%)	女：323 (53.8%)
年齡	18-22 歲：246 (41.0%)	23-27 歲：128 (21.3%)
	28-32 歲：64 (10.7%)	33-37 歲：37 (6.2%)
	38-42 歲：39 (6.5%)	43 歲(包含以上)：86 (14.3%)
居所種類	租住公共屋邨(國宅)：108 (18.0%)	租住私人樓宇(私人住宅)：167 (27.8%)
	自置(按揭供款或借貸還款)(自購但繳房貸中)：123 (20.5%)	自置(沒有按揭供款或借貸還款)(自購已還房貸)：115 (19.2%)
	其他：87 (14.5%)	
婚姻狀況	未婚：435 (72.5%)	已婚：155 (25.8%)
職業	離婚：10 (1.7%)	
	學生：269 (44.8%)	製造業：70 (11.7%)
	服務業：184 (30.7%)	高科技產業：37 (6.2%)
	軍公教(公務人員)：28 (4.7%)	家管(家務管理)：12 (2.0%)
每月平均收入	HK\$15510 或以下含無收入：136 (22.7%)	HK\$15513-HK\$3877.6：60 (10.0%)
	HK\$3877.8-HK\$7755.1：107 (17.8%)	HK\$7755.4-HK\$11632.7：104 (17.3%)
	HK\$11632.9-HK\$14217.7：67 (11.2%)	HK\$14218-HK\$16802.8：33 (5.5%)
	HK\$16803-HK\$19387.8：22 (3.7%)	HK\$19388-HK\$21972.8：17 (2.8%)
	HK\$21973.1-HK\$24557.9：13 (2.2%)	HK\$24558-HK\$27142.9：8 (1.3%)
	HK\$27143-HK\$29728：1 (0.2%)	HK\$29728.3-HK\$32313：10 (1.7%)
	HK\$32313.3-HK\$34898：4 (0.7%)	HK\$34898.4-HK\$37483：4 (0.7%)
	HK\$37483 或以上：14 (2.3%)	

由上述表 2 資料可知參與本次研究的受試者多為女性，總共 323 人佔整體百分比為 53.8%，男性受試者比例較少，總共 277 人佔整體百分比為 46.2%，女性受試者多出男性受試者 7.6%。居所類型部分以租住私人樓宇(私人住宅)的受試者為最大比例佔 27.8%，自置(按揭供款或借貸還款)(自購但繳房貸中)次之佔 20.5%，之後比例由大至小依序為自置(沒有按揭供款或借貸還款)(自購已還房貸) 佔 19.2%、租住公共屋邨(國宅) 佔 18.0%、其他佔 14.5%。年齡部分以 18-22 歲為最多，共佔 41.0%，23-27 歲次之佔 21.3%，為本問卷受試者的大宗來源之一，之後所佔比例由多至少依序為 43 歲(包含)以上、28-32 歲、38-42 歲、，比例最小的則為 33-37 歲，僅佔 6.2%。婚姻狀態方面以未婚為大多數，佔本問卷過半的比例，為 72.5%；已婚佔 25.8%；離婚則為少數僅 1.7%。

職業類別部分以學生為最大比例佔 44.8%，服務業次之佔 30.7%，之後比例由大至小依序為製造業佔 11.7%、高科技產業佔 6.2%、軍公教(公務人員) 佔 4.7%、家管(家務管理) 佔 2.0%。所得情形則是 HK\$15510 或以下含無收入佔比最高，為 22.7%，之後依序為 HK\$3877.8-HK\$7755.1 佔 17.8%，HK\$7755.4-HK\$11632.7 佔 17.3%，HK\$11632.9-HK\$14217.7 佔 11.2%，HK\$15513-HK\$3877.6 佔 10.0%，HK\$14218-HK\$16802.8 佔 5.5%，HK\$16803-HK\$19387.8 佔 3.7%，HK\$19388-HK\$21972.8 佔 2.8%，HK\$37483 或以上佔 2.3%，HK\$21973.1-HK\$24557.9 佔 2.2%，HK\$29728.3-HK\$32313 佔 1.7%，HK\$24558-HK\$27142.9 佔 1.3%，HK\$32313.3-HK\$34898 與 HK\$34898.4-HK\$37483 佔 0.7%，HK\$27143-HK\$29728 佔 0.2%。

### 3.3.5 信效度評估

#### 3.3.5.1 項目分析

為了使之後刪除不合適題項時有初步的根據，本研究於此部分利用項目分析數據來對題項進行篩選。透過比較數據馬基維利人格特質 Cronbach's Alpha 值與題項刪除後的  $\alpha$  系數來判斷刪除後其信度是否增加，以作為刪除題項的依據來源。本研究的項目分析分為三個部分，分別為人格特質、投資風險傾向，各項目的變數數據將分別統整後於下述的表 3、表 4。

表 3：人格特質題目項目分析

題項	極端組比較 CR 值	題目與總分相關	同質性檢定	
			校正題目與總分相關	題項刪除後 $\alpha$ 系數
1. 我覺得我是一個喜歡群眾的人	16.060***	0.616***	.526	.806
2. 我覺得我是一個主動且活潑的人	16.448***	0.642***	.559	.804
3. 我覺得我是一個不善於交際的人*	6.864***	0.323***	.197	.829
4. 我認為我是一個樂觀的人	17.134***	0.641***	.556	.804
5. 我覺得我是一個情緒穩定的人	14.149***	0.600***	.507	.807
6. 我認為我是一個沒有安全感的人*	6.197***	0.267***	.131	.834
7. 我覺得我是一個令人感到信賴的人	15.779***	0.608***	.528	.807
8. 我認為我樂於助人	15.813***	0.584***	.502	.808
9. 我覺得我是一個不夠寬容的人*	8.293***	0.366***	.246	.825
10. 我覺得我是一個謹慎負責的人	14.168***	0.555***	.473	.810
11. 我認為我是一個思慮周詳的人	15.429***	0.601***	.521	.807
12. 我覺得我是一個善於規劃的人	16.569***	0.606***	.520	.807
13. 我覺得我是一個具有想像力的人	14.339***	0.560***	.460	.810
14. 我認為我是一個好奇心很重的人	15.691***	0.540***	.444	.812
15. 我覺得我是一個勇於嘗試新事物的人	16.712***	0.605***	.515	.807

人格特質量表整體 Cronbach's Alpha 值：0.822；\*：反向題  
註：CR值(Critical Ratio)

由表 3 發現，人格特質 Cronbach's Alpha 值與題項刪除後的  $\alpha$  系數後發現刪除任何一個題項都將使人格特質 Cronbach's Alpha 值下降，進而造成信度下降，但為求嚴謹仍需參照後續的因素分析後才可決定是否刪除題項。下述表 4 則為有關投資風險傾向項目分析：

表 4：投資風險傾向項目分析

題項	極端組比較 CR 值	同質性檢定		
		題目與總分相關	校正題目與總分相關	題項刪除後的 $\alpha$ 係數
1. 若有機會遇到規模稍小但待遇豐厚的公司，我願意放棄目前穩定的工作	11.707***	0.492***	0.273	0.579
2. 若未來的環境不明確，我認為公司應採取較保守的經營策略，並避免冒險的投資策略	12.699***	0.554***	0.379	0.551
3. 若無法確定壞掉的電腦何時可修復，我應該立即購買新電腦	11.518***	0.475***	0.242	0.588
4. 我願意將多餘的收入存下來，不拿去做冒險的投資	8.366***	0.408***	0.199	0.597
5. 我寧願多花些時間等待，以換取將來可能獲得的高報酬	14.237***	0.565***	0.400	0.548
6. 我寧願向銀行貸款購買房子，也不租房子	11.607***	0.505***	0.299	0.571
7. 基本而言，只要有成功的機會，我願意付出額外的心力放手一搏	12.434***	0.545***	0.372	0.554
8. 我願意從事非自身專業的職業	11.386***	0.457***	0.259	0.581
9. 我不願嘗試與一名經常起爭執的朋友合作，雖然他經常有好的表現	9.885***	0.429***	0.209	0.596

刪除題項：無；投資風險傾向 Cronbach's Alpha 值：0.603

註：CR 值(Critical Ration)

由表 4 發現，比較投資風險傾向 Cronbach's Alpha 值與題項刪除後的  $\alpha$  係數後發現刪除任何一個題項都將使投資風險傾向 Cronbach's Alpha 值下降，進而造成信度下降，但整體而言信度約 0.6，故未刪除題項。

### 3.3.5.2 KMO及球型檢定

本研究利用取樣適切性量數指數(Kaiser-Meyer-Olkin, KMO)及球型檢定來評估題項是否可深入進行因素分析，並進一步確認本研究問卷的信度足夠與否，如此將有助於接續的分析與探討，呈現如下述表 5。

表 5：KMO 與球型檢定

	人格特質	風險偏好
KMO	0.797	0.603
顯著性	0.000	0.000

上方表 5 之數據顯示，KMO 值在人格特質部分為 0.797 投資風險傾向的表現則為 0.603，顯示各個變項皆具備共同因素，KMO 值於 0 至 1 之間為適當的數量值，且越趨近於 1，就表示該變項非常適合後續的因素分析。此外於顯著性方面顯示皆為 0.000，顯著性極高，代表本問卷所得資料可用於後續的因素分析。

### 3.3.5.3 資料縮減及信效度評估

上述利用項目分析得出部分題項刪除後結果可能較佳，但為求研究的嚴謹，下方則再加入因素分析作為篩選題項的依據。本部分會採用資料縮減功能將各個向度量表的題項進行分類及篩選，再搭配信度與效度的分析，以重新審視量表，找出需要刪除的題項，提升資料數據的有效性，以使本研究結果的正確性增加。各個量表題項的分類與命名如下方表 6、表 7。

表 6 為人格特質的因素分析、分類、命名及信度分析，其中，命名是根據各類題項內容，刪除題項 a4 後呈現如下：

表 6：人格特質因素分析表

人格特質題項	因素命名		
	外向活潑型	謹慎負責型	保守內向型
a1. 我覺得我是一個喜歡群眾的人	.663	.139	.306
a2. 我認為我是一個主動且活潑的人	.718	.099	.342
a8. 我認為我樂於助人	.518	.378	.043
a13. 我覺得我是一個具有想像力的人	.561	.311	-.116
a14. 我認為我是一個好奇心很重的人	.744	.143	-.203
a15. 我覺得我是一個勇於嘗試新事物的人	.731	.185	-.032
a5. 我覺得我是一個情緒穩定的人	.174	.576	.269
a7. 我覺得我是一個令人感到信賴的人	.323	.620	.064
a10. 我覺得我是一個謹慎負責的人	.123	.772	-.030
a11. 我認為我是一個思慮周詳的人	.126	.822	.027
a12. 我覺得我是一個善於規劃的人	.184	.751	.041
a3. 我覺得我是一個不善於交際的人	.285	-.149	.609
a6. 我認為我是一個沒有安全感的人	-.170	.111	.731
a9. 我覺得我是一個不夠寬容的人	.007	.159	.629
特徵值	2.935	2.934	1.649
解釋變異百分比	20.967	20.958	11.778
總解釋變異量	20.967	41.924	53.703
信度	.789	.796	.508
題數	6	5	3

藉由因素分析、信效度分析後，可將人格特質題項進行篩選，刪除題項 a4 分成三大因素，如上方表 6 所示，此三因素分別命名為外向活潑型(包含題項：1、2、8、13、14、15，共 6 個)、謹慎負責型(包含題項：5、7、10、11、12，共 5 個)、保守內向型(包含題項：3、6、9，共 3 個)，經由篩選與分類後，外向活潑型的信度達 0.789、謹慎負責型的信度為 0.796、保守內向型 0.508，顯示經由題項刪除後，外向活潑型及謹慎負責型的信度有所提升，各項因素間的關聯性高，使本研究之正確性增加。至於解釋變異百分比部分，外向活潑型為 20.967%、謹慎負責型為 20.958%、保守內向型為 11.778%，三者的總累積解釋變異量為 53.703%，顯示人格特質部分的資料數據建構效度達 53.703%的水準。

下方表 7 為投資風險傾向因素分析表，刪除題項 b1、b2、b3、b4、b6、b9 呈現如下：

表 7：投資風險傾向因素分析表

投資風險傾向題項	因素命名
	風險偏好
b5. 我寧願多花些時間等待，以換取將來可能獲得的高報酬	<b>0.706</b>
b7. 基本而言，只要有成功的機會，我願意付出額外的心力放手一搏	<b>0.782</b>
b8. 我願意從事非自身專業的職業	<b>0.682</b>
特徵值	1.575
解釋變異百分比	52.515
總解釋變異量	52.515
信度	0.545

刪除題項：b1, b2, b3, b4, b6, b9

上述表 7 將投資風險傾向題項進行篩選，刪除題項 b1、b2、b3、b4、b6、b9 後分成一類因素，分別依據題項內容命名為風險偏好(包含題項：5、7、8，共 3 個)，顯示此部分資料數據於信度方面稍嫌不足。至於解釋變異百分比部分，風險偏好為 52.515%，顯示此部分資料數據的建構效度達 52.515%的水準。

### 3.3.5.4 組成信度與收斂效度

下方表 8 中所示的組成信度(Composite reliability, CR)是用以表達構面指標一致性的程度，資料數據顯示本研究之 CR 值除了積極冒險型與消極保守型外，其它皆符合 Fornell 和 Larcker(1981)所建議的 0.6 以上，表示該部分構面指標具有高度一致性。

表 8：構面的組成信度與收斂效度

	外向活潑型	謹慎負責型	保守內向型	風險偏好
外向活潑型	<b>0.622</b>			
<b>謹慎負責型</b>	0.508***	<b>0.676</b>		
保守內向型	-0.146***	0.139**	<b>0.520</b>	
風險偏好	0.418***	0.378***	0.049	<b>0.556</b>
平均數	4.738	4.729	3.846	4.838
標準差	0.931	0.932	1.019	0.954
CR	0.789	0.802	0.517	0.562
AVE	0.387	0.457	0.270	0.310
信度	0.789	0.796	0.508	0.545

註1：粗體字就是同行AVE(Average Variance Extracted)開根號；\*p<0.05；\*\*p<0.01；\*\*\*p<0.001

### 3.3.5.5 契合度(Comparative Fit Index)與配適度(Competing Fit Indices)檢驗

此部分運用 LISREL 先對單一因子整體分析，再針對本研究的四項因子(外向活潑型、謹慎負責型、保守內向型、風險偏好)進行 LISREL 分析，以檢驗因素分析結果的配適度與契合度，進而了解問卷所得之資料是否可被用來有效的評估變數。呈現如下方表 9：

表 9：契合度與配適度檢驗表

	單一因子	四因子
自由度(df)	119	113
卡方值 $\chi^2$	1348.00	796.19
RMSEA	0.13	0.1
GFI	0.79	0.86
AGFI	0.73	0.82

由上述表 9 顯示可觀察出四因子的卡方值(Chi-square)為 796.19、RMSEA(誤差值)為 0.10 皆遠低於單一因子的卡方值 1348.00 與近似均方根誤差(Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA) 0.13，代表 4 因子在契合度方面的

表現較單一因子為佳。至於配適度方面，可由適配度指標 (Goodness-Fit-Index, GFI) 與調整後適配度指標 (Adjusted-Goodness-of-Fit Index, AGFI) 得出結果，如上表所示，四因子的適配度指標值為 0.860 高於單一因子的 0.790；四因子的調整後適配度指標值 0.820 亦高於單一因子的 0.730，顯示在配適度上四因子的表現仍比單一因子為佳，綜合上述可知本研究若分為多構面來探討會優於單一構面的探討。

### 3.3.5.6 共線性檢定

此部分是針對自變數與干擾變數進行共線性的檢定，呈現如下方表 10：

表 10：共線性檢定表

	風險偏好傾向			
	(常數)	外向活潑型	謹慎負責型	保守內向型
允差		.734	.737	.961
VIF		1.362	1.356	1.040
特徵值	4.799	.094	.073	.018
條件指標	1.000	7.136	8.106	16.182

根據上方表 10 深入探討可得，允差(是允許公差的簡寫，指定量量值的限定範圍或允許範圍)即為容忍度其值介於 0 到 1 間，越接近 0 表示該項變數越有共線性的問題，上述各項變數構面的允差均在 0 到 1 間且接近 1，符合標準。方差膨脹系數(variance inflation factor, VIF)為允差的倒數，容忍度越大 VIF 越小。條件指標部分，均小於 30 無共線性的問題。

## 4. 結果分析

### 4.1 迴歸分析

分析過程分成四種模式，模式 1 從人口統計變數開始探討，觀察其和投資風險偏好間的關係；模式 2 加入人格特質(自變數)，分別是外向活潑型、謹慎負責型、保守內向型，已深入分析彼此的關聯性；模式 3 除了保留人口統計變數與五大人格特質外，再加入干擾變數—居住地加以分析；模式 4 則為保留上述內容後新增人格特質與地區別交互作用及彼此相乘積，用以更深入探討假說內容。因投資風險偏好為因變數，下方亦將表格呈現如下：

表 11：人格特質對投資風險偏好之迴歸分析

研究變數	投資風險偏好			
	模式 1	模式 2	模式 3	模式 4
<b>控制變數</b>				
性別	0.019	0.01	0.003	0.004
居所類型	0.013	-0.025	0.054	-0.054
年齡	-0.034	-0.092	-0.135*	-0.129*
婚姻狀態	0.054	0.068	0.078	0.072
職業	-0.120*	-0.055	-0.047	-0.048



每月平均收入	0.093	0.048	0.091	0.087
<b>自變數</b>				
外向活潑型		0.296***	0.286***	0.235
謹慎負責型		0.240***	0.238***	0.08
保守內向型		-0.031	-0.019	0.055
<b>干擾變數</b>				
地區別			-0.158***	-0.442
<b>交互作用</b>				
外向活潑型*居住地				0.108
謹慎負責型*居住地				0.304
保守內向型*居住地				-0.109
R 平方	.013	.220	.242	.246
Adj-R 平方	.003	.208	.229	.229
F 值	1.286	18.497***	18.795***	14.700***
R 改變量		0.207	0.022	0.004

N=600 份 註： \*p<.05; \*\*p<.01; \*\*\*p<.001

由上述表 11 的模式 1 可觀察出性別  $\beta=0.019$ 、居所類型  $\beta=0.013$ 、年齡  $\beta=-0.034$ 、婚姻狀態  $\beta=0.054$ 、每月平均收入  $\beta=0.093$ ，且 p 皆大於 0.05 未達顯著水準，表示性別、居所類型、年齡、婚姻狀態、每月平均收入與投資風險偏好間的關聯性不顯著，至於職業  $\beta=-0.120$ ， $p<0.05$ ，顯示年齡與投資風險偏好中的積極冒險型具備負向顯著相關。模式 2 則說明了保守內向型  $\beta=-0.031$ ，p 大於 0.05 未達顯著水準，代表保守內向型難用以預測投資風險偏好，反觀外向活潑型與謹慎負責型  $\beta=0.296$  及  $0.240$ ， $p<0.001$ ，有顯著水準，代表外向活潑型與謹慎負責型具備正向顯著相關。

## 5. 結論與建議

### 5.1 研究結果

下述將利用所有數據分析結果來針對各個假說細項進行驗證，以判別該假說是否成立，彙整後呈現如下表 12。

表 12：歸納假說驗證結果

研究假說	驗證結果
<b>H1：人格特質與投資風險偏好間具有關聯性。</b>	
H1-1：外向活潑型對風險偏好具有顯著相關。	支持
H1-2：謹慎負責型對風險偏好具有顯著相關。	支持
H1-3：保守內向型對風險偏好具有顯著相關。	不支持
<b>H2：居住地區於人格特質及投資風險偏好間具有干擾效果。</b>	
H2-1：居住地區對外向活潑型與風險偏好間具有干擾效果。	不支持
H2-2：居住地區對謹慎負責型與風險偏好間具有干擾效果。	不支持
H2-3：居住地區對保守內向型與風險偏好間具有干擾效果。	不支持

#### 5.1.1 人格特質與投資風險偏好間具有關聯性

原先探討之人格特質與投資風險偏好間具有關聯性之假說，在此將之個別細分後再比較分析結果是否驗證假說，其中，人格特質分成外向活潑型、謹慎負責型、保守內向型；投資風險偏好則分成風險偏好，表達為假說 H1-1 至 H1-3。由

表 11 可得出針對外向活潑型時，人格特質與其之關聯性假說是否成立，其中，外向活潑型及謹慎負責型對於風險偏好的影響為顯著，具有正向關係，支持假說 H1-1、H1-2，至於保守內向型則無關聯性。綜合上述，此部份的假說 H1-1、H1-2，反觀假說 H1-3 則不成立。

#### 5.1.2 居住地區於人格特質及投資風險偏好間具有干擾效果

有關此部分之假說可藉由表 11 呈現之分析結果來驗證，由表 11 可知，各個人格特質與居住地區間的交互作用皆不顯著。故假說 H2-1 至 H2-3 皆不成立。

### 5.2 建議

#### 5.2.1 研究限制與對學術界的建議

本研究雖力求嚴謹但在限制下仍造成些許有待改進之處，例如：由於地緣及人緣的限制使得問卷發放的廣度不夠，受訪者多集中於某一年齡區間，且職業類別亦多為學生，造成本研究之數據分析結果難以用來評估所有年齡層之可能對應結果，因為某些年齡區間的樣本不足而造成代表性匱乏，是故在發放問卷時應盡力擴大發放的範圍，提升各人口統計類別的代表性。

至於對學術界的建議。由本研究得知人口統計變數對於人格特質與投資風險偏好間關聯性的干擾效果多不顯著，即干擾效果小，代表日後再探討更多有關人格特質與投資風險偏好間之關聯性時，受到人口統計變數的影響並不大，學者可更專注於研究兩者間的關聯性，而不受其他變數影響，而本研究亦顯示人格特質與部分類別投資風險偏好間是具有關聯性的，代表特殊類型人格特質的受訪者會對應不同的投資行為，顯示日後學術界可多朝此方向研究，以找出各種不同類型之人格特質的投資行為表現，但在投資行為部分的問卷題目設計上，建議增加題數與清楚易懂之敘述，使受訪者較能理解該題亦使進行數據分析時有較多依據。

#### 5.2.2 對企業界的建議

本研究亦發現五大人格特質針對部分類別的投資風險偏好具有關聯性。故對於需要了解消費者所需進而設計出符合其期望之金融商品的業者而言，事先了解不同人格特質所對應的投資偏好、行為將能使其提升對消費者需求的掌握度，不僅可藉此設計出更貼近消費者需求的金融商品，亦可對針對不同消費族群進行修改，進而創造更多的消費者滿意亦可帶動企業收益之提升。

## 參考文獻

- Allport, G. W. (1961), *Pattern and Growth in Personality*, New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Barbosa, S. D., Gerhardt, M. W., & Kickul, J. R. (2007). The role of cognitive style and risk preference on entrepreneurial self-efficacy and entrepreneurial intentions. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 13(4), 86-104.
- Barnett, L. A. (2006), "Accounting for Leisure Preference from Within: The relative Contributions of Gender, Race or Ethnicity, Personality, Affective Style, and Motivational Orientation," *Journal of Leisure Research*, 38, No. 4, pp.445-474.
- Burke, L. A., & Witt, L. A. (2004). Personality and high-maintenance employee behavior. *Journal of Business and Psychology*, 18(3), 349-363.
- Chiaburu, D. S., Oh, I. S., Berry, C. M., Li, N., & Gardner, R. G. (2011). The five-factor model of personality traits and organizational citizenship behaviors: a meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 96(6), 1140.
- Clarke, S. & Robertson, I. T. (2005), "A Meta-analytical Review of the Big Five Personality Factors and Accident Involvement in Occupational and Non-occupational Settings," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 78, 355-376.
- Costa, P. T. Jr. and R. R. McCrae (1992), "Revised NEO Personality Inventory and NEO Five-factor Inventory: Professional Manual." *Psychological Assessment Resources*, 4, 5-13.
- Gardner, M., & Steinberg, L. (2005). Peer influence on risk taking, risk preference, and risky decision making in adolescence and adulthood: an experimental study. *Developmental psychology*, 41(4), 625.
- Girtz, R. (2012, August). The Impact of Personality on Economic Decisions.
- Holland, J. L. (1985), *Making Vocational Choices, A Theory of Vocational Personalities and Work Environments* (2nd ed.), Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Kotler, & Philip. (1996), *Marketing Management: Analysis, Planning, Implementation, and Control*, NJ: Prentice Hall.
- Kumar, K., & Bakhshi, A. (2010). The Five-factor model of personality and organizational commitment: Is there any relationship. *Humanity & Social Sciences Journal*, 5(1), 25-34.
- Li, S., & Liu, C. (2008). Individual differences in a switch from risk-averse preferences for gains to risk-seeking preferences for losses: can personality variables predict the risk preferences? *Journal Of Risk Research*, 11(5), 673-686.
- Litwin, G. G. & Stringer, R. A. (1968), *Motivation and Organizational Climate*, Boston: Harvard University Press.
- Liu, C.C., Woo, K. Y. and Hon T. Y. (2016), "The Relationship between Personality Traits and Risk Preference on Investment," *International Journal of Revenue Management*, Vol. 9, No.1, 57-71.
- Liu, C.C. (2008), "The relationship between Machiavellianism and Knowledge Sharing Willingness", *Journal of Business and Psychology*, 22(3), 233-240.
- Maital, S., Filer, R., and Simon, J. (1986), "What Do People Bring to The Stock Market (beside Money?) The Economic Psychology of Stock Market Behavior," *Behavioral Economics Behavioral Macroeconomics*,
- Meertens, R. M., & Lion, R. (2011). The effects of risk-taking tendency on risk choice and pre-and post-decisional information selection. *Journal of Risk Research*, 14(6), 647-656.
- Nigel, N., Soane, E., Fenton-O'Creevy & Willman, P. (2005). Personality and domain-

- specific risk taking, *Journal of Risk Research*, 157-176.
- Oh, I. S., & Berry, C. M. (2009). The five-factor model of personality and managerial performance: validity gains through the use of 360 degree performance ratings. *Journal of Applied Psychology*, 94(6), 1498.
- Robbins, S. P. (1990), *Organizational Theory: Structure Design and Applications* (5<sup>th</sup> ed), Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Roth, L. M., & Kroll, J. C. (2007). Risky business: Assessing risk preference explanations for gender differences in religiosity. *American Sociological Review*, 72(2), 205-220.
- Tran, X. & Ralston, L. (2006), "Tourist Preferences Influence on Unconscious Needs," *Annals of Tourism Research*, 33, No. 2, pp.424-441.
- Wen, F., He, Z., & Chen, X. (2014). Investors' risk preference characteristics and conditional skewness. *Mathematical Problems in Engineering*, 2014.
- Wilkinson, T. (2006). "The Relationship among Leisure Interests, Personality Traits, Affect, and Mood," *Measurement & Evaluation in Counseling & Development*, 39(1), pp.31-41.

免責聲明

本章是作者(Chung-Chu Liu; Kai-Yin Woo; Tai-Yuen Hon)在以下期刊上發表的文章的翻譯及延展中文版本。  
國際收益管理期刊 (*International Journal of Revenue Management*). 9(1), 57-71. 2016. 可下載於：  
<https://www.inderscience.com/offers.php?id=76185>

## 十一、香港金融衍生品的投資研究

韓大遠  
黃永強

### 摘要

本文探討了香港小投資者對不同類型金融衍生品的投資態度和模式。我們提出了幾個假設來檢驗歐洲主權債務危機的配置效應、心理帳戶和定位。研究結果證實，在危機期間，有經驗的小投資者與經驗不足的小投資者相比，可以更好地管理投資風險，因此遭受的投資損失更小，因為他們能夠最小化行為偏差。這項研究有助於在香港這個著名的亞洲金融中心背景下，進行行為金融學研究。

### 1. 引言

世界股市的波動越來越大，尤其是在歐洲主權債務危機（European sovereign debt crisis）期間。歐洲債務危機，通常也被稱為歐元區危機或歐洲主權債務危機，是2009年至2010年代中後期發生在歐盟（European Union, EU）的多年債務危機。同樣，衍生產品的價格在此期間也大幅波動。與共同基金等使用他人資金進行投資的機構投資者不同，用自己的資金進行投資的小投資者，在動蕩的投資市場中經歷了風險和損失。在行為金融學的背景之下，小投資者被認為具有行為偏見，如過度自信、配置效應等，這可能導致巨大的投資損失。它引起了世界各地許多小投資者的日益關注。此外，新聞界的信息和意見可能會影響他們的決定。然後，研究他們如何分配投資組合，以及投資經驗與平均回報之間的相關性是很有趣的。本文主要目的，是瞭解香港小型投資者對金融衍生工具的概況和態度，以及他們對不同金融衍生工具的投資模式。關於小投資者觀點，和投資行為的變化，我們提出了三個假設。然後，通過調查問卷，從1,130名受訪者那裡收集的數據來檢驗這些假設。我們希望通過這樣做，為香港衍生品市場的行為金融學研究做出貢獻。

2024年3月27日，香港交易所發文稱，公司旗下的衍生品市場成交量連續四年增長，2023年成交量及持倉量均創歷史新高。2024年增長勢頭不減，前兩個月的期貨及期權，平均每日成交量為1,516,428張合約，同比上升11%。其中人民幣貨幣期貨，2024年前兩個月平均每日成交量為74,569張合約，同比上升431%。香港交易所將推出十年期中國財政部國債期貨。國債期貨合約為人民幣固定收益產品領域，以境內中國政府債券為基準的離岸利率風險管理工具。作為離岸市場唯一的中國政府債券期貨合約，國債期貨合約旨在滿足離岸投資者日益增加的利率風險管理及交易需求。

香港交易所衍生產品按基礎資產類別可分為股指類衍生品、股票類衍生品、外匯類衍生品、利率類衍生品及商品類衍生品。股指類衍生品：股指類衍生品就是以股票指數為標的資產的衍生品，主要包括指數期貨、指數期權和指數期貨期權。具體產品包括恆生指數期貨及期權，恆生中國企業指數期貨及期權，恆

生科技指數期貨及期權，MSCI 指數期貨及期權等等。2021 年香港交易所推出了分別以恆生指數和恆生中國企業指數為基礎資產的兩隻期貨期權產品。股票類衍生品：香港交易所提供的股票類衍生品包括 98 只股票期貨，126 只股票期權。股票期權也是香港衍生品市場上成交最活躍的一類產品，2023 年股票期權總成交量佔期貨期權產品總成交量的近 45%。外匯類衍生品：香港交易所於 2012 年推出美元兌人民幣（香港）期貨，為全球首隻人民幣可交收貨幣期貨合約，其報價、按金計算以及結算交收均以人民幣為單位，為投資者提供了管理美元兌離岸人民幣匯率風險的工具。隨後，更多的人民幣外匯產品不斷推出，包括歐元、日元、澳元及印度盧比等外幣兌人民幣的外匯期貨等。美元兌人民幣（香港）期貨成交量自 2023 年下半年起持續增加，今年 3 月 22 日更創下自推出以來的單日最高成交紀錄 163,582 張合約。利率類衍生產品：香港交易所於 1997 年及 1998 年推出了一系列港元利率期貨產品，包括：1 個月港元利率期貨、3 個月港元利率期貨等，讓市場參與者可以更有效管理港元利率波動帶來的風險。

2015 年在香港衍生產品市場，提供各種類型的產品，如 備兌認股證(warrants)、期權(options)、期貨(futures)、牛熊證(callable bull/bear contracts)和人民幣無本金交割遠期合約(Renminbi non-deliverable forwards)。香港的備兌認股證、牛熊證及期權交易在香港交易及結算所有限公司（香港交易所）進行，交易所分為證券市場及衍生工具市場。證券市場也被稱為證券交易所，在該交易所交易備兌認股證和牛熊證。衍生品市場又分為期貨交易所和股票期權交易所。指數期貨和指數期權在期貨交易所交易，而個股票期權在股票期權交易所交易。此外，香港的銀行可以為小投資者提供人民幣無本金交割遠期投資服務。小投資者需要開立投資服務帳戶，並且必須在交易前通過風險評估。

證券及期貨事務監察委員會（2014）報告稱，全球經濟增長前景仍不明朗。在歐洲，鑒於對通貨緊縮風險和高失業率的擔憂，歐洲央行在 2013 年兩次下調基準利率。主權評級仍容易被下調。2013 年，衍生權證的交易絕對值有所上升，但在市場總成交量中所佔的百分比有所下降。牛熊證的交易在絕對值和佔市場總成交量的百分比上都有所下降。2013 年期權的日均交易量增長了 9%。股票期權仍然是交易最活躍的期權產品，與 2012 年的水準相比，交易量增長了 9%。自 1970 年代末第一份備兌認股證在香港上市以來，已經有大約三十年的時間了。香港衍生品市場的市場規模一直在增長。如今，其衍生品市場已位居亞洲前十名和世界前三十名。香港交易及結算所有限公司（港交所）的調查（2013 年）顯示，在 2012/13 年度，市場成交量較上一年度下跌 7%。市場成交量下跌主要反映恆生指數產品總成交量下跌 14%及股票期權成交量下跌 12%。由於股票期權市場按合約交易量佔據主導地位，香港交易所衍生產品市場的整體交易構成將在很大程度上受到股票期權的影響，而股票期權與指數期貨和期權有很大不同。

本文跟據韓等(Hon, Woo 和 Shum, 2015) 文章翻譯及延展而成，其餘部分組織如下：第 2 部分回顧了相關文獻；第 3 部分陳述了研究問題和假設；第 4 節解釋了本研究的方法；第 5 節報告了研究結果；第 6 節提供了結論；第 7 節後記。

## 2. 文獻回顧

Naveh 等(2024) 研究通過實驗性地測試了決策者的期權定價 (options pricing) 是否因期權指定的資產結果的大小而產生偏差，即所謂的定位效應。通過亞馬遜(Amazon)的 Mechanical Turk 平台 (MTurk)，招募了 1,023 名參與者，並將他們隨機分配到八個組，這些組因資產類型和定價位置 (買入或賣出) 而異。參與者被要求為彩票 (lottery) 定價，即期權，其結果來自具有高、低或非數位 (non-numerical) 可能結果的基礎彩票。結果表明，標的資產的大小 (低或高) 創造了一個影響期權定價的定位。但是，該期權的定價不受將其定義為衍生彩票的影響。這是第一項研究指定的資產是否會產生影響期權定價的參考點的研究。Jang 等(2023) 利用一家領先的指數衍生品市場的交易數據，發現外國機構投資者賺取了巨額利潤，而國內個人則損失了幾乎相同的金額。實證研究結果表明，外國機構投資者的利潤不能歸因於他們的隔夜信息優勢，或流動性提供的回報。證據與以下假設一致，即外國投資者對指定的指數的盤中變化擁有優越的全市場資訊。

Takino (2022) 提出了一個微觀經濟學模型來驗證非現金抵押對接受現金和非現金資產的場外交易 (over-the-counter, OTC) 衍生品市場流動性的影響。流動性是以衍生品合約的均衡量來衡量的。均衡體積是通過求解一個規避風險的抵押品支付者想要優化其資本的效用最大化問題而得到的。抵押品支付者的資本取決於用作抵押物的非現金資產。以期權合約和遠期合約為例。敏感性分析表明，現金和非現金抵押物的最優組合，可以最大化衍生品的流動性。特別是對於期權合約，市場需要現金和非現金抵押品，來保持流動性。非現金抵押的引入提高了衍生品合約的流動性。還展示了抵押品安排如何提高場外衍生品市場的流動性。此外，現金和非現金抵押品的組合以最大限度地提高流動性與最大化參與者效用的組合不同。這表明，就帕累托準則 (Pareto criteria) 而言，最優組合效率不高。

Shefrin 和 Statman (1985) 預測，由於人們不喜歡遭受損失，而不是享受獲利，而且人們願意在損失的領域進行賭博，因此投資者將持有已經貶值的股票 (相對於他們購買的參考點)，並會急於出售價值上升的股票。他們稱之為處置效應。Choe 和 Eom (2007) 預計，經驗豐富且交易經驗豐富的投資者具有較低的處置效應，因為他們對市場有更好的理解，更瞭解這種趨勢，因此可能會糾正這種趨勢。因此，與經驗不足的小投資者相比，經驗豐富的小投資者在衍生品投資中遭受損失的比例較小。處置效應是將卡尼曼和特沃斯基的前景理論擴展到投資的一個含義。根據前景理論，當面對涉及簡單的兩結果和三結果彩票的選擇時，人們的行為就像最大化了 S 形價值函數一樣。這種價值函數類似於標準效用函數，不同之處在於它是根據收益和損失而不是財富水平來定義的。函數在收益域中是凹的，在損失域中是凸的。損失也比收益更大，這意味著人們通常厭惡風險。對於這個價值函數來說，關鍵是衡量收益和損失的參考點。通常，以現狀為參考點，但在某些情況下，收益和損失是相對於與現狀不同的期望或期望水平進行編碼的。一個沒有與自己的損失和平相處的人可能會接受他無法接受的賭博 (Kahneman 和 Tversky, 1979)。

儘管許多因素可以協調交易（例如，稅收損失出售、再平衡、改變風險偏好或優越資訊），但 Barber 等（2003）認為，他們的實證結果主要由三個行為因素驅動：代表性原則偏誤，有限注意力和性格。在買入時，對個股表現持久性的類似信念可能會導致投資者購買相同的股票，這是代表性原則偏誤的表現。投資者也可能僅僅因為這些股票引起了他們的注意而購買相同的股票。在合同中，在銷售時，對過去業績和注意力的推斷起著次要作用。注意力對於賣出來說不是問題，因為大多數投資者不會賣空，並且很容易將注意力集中在他們持有的少數股票上。如果投資者僅推斷過去的表現，他們就會賣出虧損者。然而，他們沒有。這是因為，在出售時，有一個強大的抵消因素，處置效應，一種避免與出售虧損投資相關的遺憾的願望。因此，投資者賣的是贏家而不是輸家。理髮師等。2006 年分析了 1995 年至 1999 年在台灣證券交易所進行的所有交易，並提供了強有力的證據，證明投資者在總體上和個別上具有處置效應；也就是說，投資者更喜歡賣出贏家並持有輸家。多頭和空頭頭寸都存在處置效應，對男性和女性都存在（程度大致相同），並且在市場升值後趨於下降。

根據 Thaler（1999）的說法，「心理會計是個人和家庭用來組織、評估和跟蹤財務活動的一組認知操作。心理會計的關鍵組成部分是帳戶分配、關閉和評估。考慮可能存在哪些類型的帳戶。傳統上，經濟學家認為基金是可替代的（可替代的），但是，由於心理會計造成的孤島方法，情況可能並非如此。人們做出的實際決定表明，金錢並不總是可替代的。雖然可能會導致扭曲和其他奇怪的行為，但心理會計也可以有有益的一面，因為它可以幫助人們發揮自我控制力，鼓勵使用諸如「不要投入退休儲蓄」之類的規則，並從儲蓄中支付奢侈品（如去坎昆或克里特島度假）（Shefrin 和 Statman, 1984）。因此，可以鼓勵人們節約和儲蓄更多。

參考點表示人們從一個基準值開始，並在明顯的方向上調整它；這可能不是故事的全部。關於為什麼調整往往是不夠的，有兩種觀點，第一種觀點對相關的參考點效果最好，第二種觀點對不相關的參考點效果最好（Chapman 和 Johnson, 2002）。定位和基準利率低估代表性的變體有時似乎是相互衝突的。後者通常說人們受樣本信息的影響太大，而定位會導致人們對樣本數據的關注不足。定位是指需要進行定量評估的決策過程，其中這些評估可能會受到建議的影響。人們的腦海中有一些參考點，例如以前的股票價格。當他們收到一些新資訊時，他們可能會不適當地調整他們的參考點，對新獲得的信息反應不足。定位描述了個人如何傾向於關注最近的行為，而對較長時間的趨勢給予較少的權重（Tversky 和 Kahneman, 1974）。

### 3. 研究問題和假設

對衍生品市場中小投資者行為的研究相對較新。相關的行為金融理論是否可以應用於真實環境仍然存在爭議。因此，需要更多的理論發展和實證研究，特別是在亞洲背景下。本文目前的研究試圖填補這一研究空白。為了解釋香港小投資者在衍生品市場中的行為，我們根據上一節討論的行為金融理論設置了三個研究問題（第一季度至第三季度），包括配置效應、心理帳戶和定位。本研究



將解決以下問題。在用一些理論理由討論了這些問題之後，我們提出了相應的假設（H1 到 H3），用經驗數據來檢驗。

問題 1：小投資者的投資經驗與其在香港金融衍生品的平均投資回報率之間是否存在相關性？

由配置效應引起的行為偏見被認為是造成損失的原因（Choe 和 Eom, 2007）。具有長期投資經驗的小投資者可能表現出較少的配置效應，因為他們對衍生品市場有更好的理解，更瞭解這種行為偏見，因此有可能避免這種偏見。因此，與經驗不足的小投資者相比，經驗豐富的小投資者在衍生品投資中因處置效應而遭受的損失可能較小。

*H1：小投資者的投資經驗與其金融衍生品的平均投資回報率之間存在顯著的相關性。*

問題 2：小投資者在金融衍生品投資組合中的比重較低，與近期歐元區主權債務危機影響了他們投資香港金融衍生品的意願，這兩者之間是否存在相關性？

小投資者可能有兩個心理帳戶：一個是低風險投資組合（即現金、債券），以保護財富免受通貨膨脹的影響；另一個是為財富積累而設計的高風險投資組合（即金融衍生品）。在歐元區主權債務危機後，面對價格的大幅波動，這種行為偏見可能更為普遍，當時缺乏綜合投資組合構建概念的小投資者對避免投資損失感到警覺。

*H2：小型投資者對金融衍生品在整個投資組合中的比重較低，與近年來歐元區主權債務危機影響了他們投資香港金融衍生品的意願之間存在顯著相關性。*

問題 3：小投資者對經濟衰退時，衍生品市場是否會復甦的看法與他們對當前市場價值的看法之間是否存在相關性？

小投資者往往有一些參考點或定位。當他們認為今天的市場交易不足時，可能會認為它將在未來幾年內回到衍生品市場繁榮時期的水準。投機市場（如股票市場）中的價值本質上是模稜兩可的。很難說恒生指數的價值應該是多少。沒有公認的經濟理論可以為這個問題提供答案。在沒有任何更好的信息的情況下，過去的價格可能是今天價格的重要決定因素。因此，參考點是最近記住的價格。因此，定位是指需要定量評估的決策過程，並且這些評估可能會受到建議的影響。人們的腦海中有一些參考點，例如以前的價格。當他們獲得新資訊時，他們會對獲得的新資訊進行調整，但對過去的參考不足（反應不足）。定位描述了個人如何傾向於關注最近的行為，而較少重視較長時間的趨勢。

*H3：小投資者對經濟衰退時衍生品市場是否會回升的看法與他們對當前市場價值的看法之間存在顯著的相關性。*

#### 4. 數據與方法

本研究的數據是通過調查問卷從香港的小投資者那裡收集的。問卷調查的主要目的是收集小投資者的意見，分析他們的投資行為，以及衍生品市場的金融抉擇模式。該調查問卷旨在獲取有關人口統計、投資經驗和行為以及影響受訪者財務決策的因素的資訊。問卷調查的第一部分側重於投資經驗、對投資條件的看法以及影響財務決策的因素。第二部分收集受訪者的個人資料，包括性別、年齡、教育程度、就業狀況和平均每月收入。調查於2014年1月21日至2014年3月21日期間進行。由於香港人口大多數是華人，因此問卷是用中文編寫的。在對十名受訪者進行試點測試後，在我們最終確定問卷之前，我們進行了一些修改（例如重新措辭一些問題以消除歧義）。由於部分受訪者沒有回答問卷中的所有問題，因此我們僅使用回覆次數（即受訪者未回答的問題，不計算在內），來計算各個項目的總數和佔總數的百分比。我們使用滾雪球法選擇了受訪者。一群本科生說明向受訪者分發了問卷。目標人群是香港衍生品市場的小投資者。我們向學生分發了1,200份問卷。共有1,130名被選中的受訪者，回覆率為94%，他們填寫並返回了問卷。

表 1：受訪者的人口統計特徵

個人特徵	總數	佔總數的%
性別：		
男性	709	64
女性	398	36
年齡組別：		
18 - 24 歲	213	18.9
25 - 34 歲	329	29.1
35 - 44 歲	281	24.9
45 - 54 歲	238	21.1
55 - 64 歲	55	4.9
65 歲或以上	13	1.2
教育程度：		
沒有上學	14	1.2
小學	46	4.1
中學	417	36.9
高等教育	652	57.8
就業狀況：		
僱員	816	73.0
自僱	177	15.8
退休	59	5.3
其他	66	5.9
平均月收入：		
港幣 5,000 以下	79	7.1
港幣 5,000 - 港幣 9,999	80	7.2
港幣 10,000 - 港幣 14,999	221	19.9
港幣 15,000 - 港幣 19,999	265	23.9
港幣 20,000 - 港幣 24,999	169	15.2
港幣 25,000 - 港幣 29,999	141	12.7
港幣 30,000 - 港幣 49,999	113	10.2
港幣 50,000 或以上	43	3.9
您最常投資哪種類型的金融衍生品？		
備兌認股證	249	24.0
恒生指數期貨	200	19.3
股票期權	239	23.0
恒生指數期權	128	12.3
牛熊證	183	17.6
人民幣無本金交割遠期合約	38	3.7

表 1 報告了受訪者的概況。在受訪者中，64%的受訪者為男性，36%為女性。其中大多數年齡在 55 歲以下（94%），只有 6%為 55 歲或以上。在教育程度方面，大多數為高等教育（57.8%），中學或以下畢業生佔 42.2%。在就業狀況方面，73%受訪者為僱員，15.8%為自僱人士，5.3%為退休人士，5.9%為「其他」人士，包括家庭主婦及學生。最後，受訪者的收入中位數為港 元 約 16,363 元。備兌認股權證是最受歡迎的產品；結果顯示，24%的受訪者最常進行交易。第二大交易頻次的衍生品是股票期權，佔 23%的受訪者；第三種是經常交易的恒生指數期貨，佔 19.3%的受訪者；第四個是牛熊證（Callable Bull/Bear Contract, CBBC），佔 17.6%的受訪者；第五個是恒生指數期權，佔 12.3%；最不常交易的是人民幣無本金交割遠期合約（Renminbi non-deliverable forwards, NDF），僅佔 3.7%。鑒於上述受訪者的人口統計概況，我們認為受訪者代表了香港金融衍生品市場的小投資者。估計個體對問卷中不同項目的回答的相關性，使用 Cramer's V 和卡方 ( $\chi^2$ ) 檢驗假設 H1 到 H3。

## 5. 結果

表 2：對各項目的答覆

項目和回應	不。	佔總數的%
1. 您在金融市場上投資多久了？		
從未投資過	55	4.9
少於 1 年	212	18.8
1 年到 3 年以下	258	22.9
3 年至 5 年以下	266	23.6
5 年至 10 年以下	185	16.4
10 年或以上	152	13.5
2. 您對衍生產品的平均投資回報率是多少？		
損失	149	14.3
平均回報率低於 10%	340	32.7
平均回報率 10% 至 30% 以下	322	31.0
平均回報率 30% 至 50% 以下	165	15.9
平均回報率 50% 至 100% 以下	51	4.9
平均回報率 100% 或以上	12	1.2
3. 近年來的歐元區主權債務危機，是否影響了您投資金融衍生品的願望？		
是	758	74.3
不是	262	25.7
4. 作為您投資組合總額的百分比，您在衍生產品中的投資金額是多少？		
小於 10%	267	25.7
10% 至 30% 以下	416	40.1
30% 至 50% 以下	261	25.1
50% 至 100% 以下	78	7.5
100%	16	1.5
5. 如果今日金融衍生品市場出現大幅下跌（即恒生指數市值較上一年的峰值，下跌三分之一），你是否同意金融衍生品市場肯定會在幾年後回到原來的水準？		
強烈同意	64	6.2
有點同意	328	31.6
中性	526	52.7
有點不同意	84	8.1
強烈不同意	15	1.4
6. 如果你看一下今天 金融衍生品市場的交易量，在你看來，是不是：		
超額交易 _____%	115	11.1
交易不足 _____%	87	8.4
在基本正確的水準上交易	399	38.6
不能說	432	41.8

受訪者對各項目回答的分佈情況見表 2。這些項目的設計方式反映了行為金融學中的一些重要概念。如假設中所述，對一個項目的回應，應該與對另一個項目的回應相關。Cramer's V 統計量的統計結果及其相應的顯著性水準如表 3 所示。

表 3：統計結果

假設	Cramer's V 值	顯著性
假設 1 (回應與第 1 項目和第 2 項目的相關性)	0.130	0.000
假設 2 (回應與第 3 項目和第 4 項目的相關性)	0.219	0.000
假設 3 (回應與第 5 項目和第 6 項目的相關性)	0.155	0.000

H1 通過比較對第 1 項和第 2 項的回應來測試。它規定了小投資者的投資經驗與其金融衍生品投資的平均回報率之間的相關性。這種相關性的存在，意味著 Shefrin 和 Statman (1985) 所謂的處置效應，可能存在於經驗不足的小投資者中。結果表明：Cramer 值為 0.130，在 0.01 水準上相關性顯著。鑒於這一發現，H1 得到支援。

此外，H2 通過比較對第 3 項和第 4 項的回應來測試。第 4 項關注的是受訪者投資組合中金融衍生品的權重。H2 以心理帳戶理論為後盾。容易受到近期歐元區主權債務危機影響的小投資者，可能會對風險控制感到警覺。然而，小投資者可能會嘗試調整投資風險水準，而不是將有風險和無風險的資產合併為一個整體投資組合，進行投資組合管理，即簡單地將有風險和無風險的資產分配給兩個心理帳戶，即更多地關注無風險投資組合，較少關注高風險投資組合。從問卷數據來看，74.3%的受訪者受到歐元區主權債務危機的影響，65.8%的受訪者透露，他們在衍生產品中的配置佔總投資組合的比例不到 30%。Cramer's V 值為 0.219，顯著性水準為 1%。換言之，對項目 3 的回應與項目 4 之間存在顯著相關性，因此支援 H2。

H3 通過比較受訪者對第 5 項和第 6 項的回答來檢驗。通過比較，確定過度自信和過度樂觀之間是否存在相關性，另一方面又存在定位之間的相關性。認為目前衍生品市場交易不足的小投資者，可能會認為衍生品市場將在幾年內恢復到股市活躍期間的水準。預計這種信念將與他或她對當今衍生品價值的看法有關。當 Cramer's V 值為 0.155，顯著性水準為 1% 時，H3 得到支援。

## 6. 結論

主要目的是瞭解香港小投資者對金融衍生品的概況和態度，以及他們對不同金融衍生品的投資模式。基於行為金融學中的一些關鍵概念，包括配置效應、心理帳戶和定位，我們提出了三個假設，並通過從香港 1,130 名小投資者收集的問卷研究，用數據集進行了檢驗。該研究得出了幾項發現。首先，我們探討了衍生品小投資者的交易模式和表現。我們發現，小投資者主要交易備兌認股證 (24%) 和股票期權 (23%)。小投資者在備兌認股證市場擁有長期經驗。這些備兌認股證是吸引人的投資工具，原因有二：其槓桿效應和有限損失的特點使

其對進取型小投資者具有吸引力；它們可以作為對沖工具，以減少其他相關投資產生的風險。至於Cramer's V統計的結果，我們發現小投資者的投資經驗，與他們在衍生品投資的平均回報率之間存在顯著的相關性。具有更多交易經驗的小投資者可能具有較低的配置效應，因為他們對市場有更好的理解，更瞭解這種趨勢，因此可能會糾正它。因此，與經驗不足的小投資者相比，經驗豐富的小投資者在衍生品投資中，遭受的損失較少。

其次，我們觀察到歐元區主權債務危機，影響74.3%的受訪小投資者投資金融衍生品的意願。其中40.1%的人在其投資組合中，持有10%至不到30%的衍生品投資的。我們發現，小投資者在金融衍生品投資組合中的權重較低，與近年來歐元區主權債務危機，影響了他們對金融衍生品投資的意願之間，存在顯著相關性。這可以解釋為歐元區主權債務危機期間，對損失的高度敏感，他們將有風險和無風險資產分為兩個心理帳戶。

最後，我們發現，小投資者對衍生品市場在經濟衰退情況下是否會復甦的看法，與小投資者對當今衍生品價值的看法之間存在顯著的相關性。這一發現表明，小投資者在進行衍生品市場投資時，會考慮一些定位(參考點)。例如，如果一個小投資者認為衍生品市場目前的交易量不足，那麼他可能會合理地認為，衍生品市場將在幾年內恢復到衍生品市場繁榮時期的水準。

## 7. 後記

十多年前，歐元區經歷了一場生存危機。它成為一項流行的運動，以預測系統崩潰，和歐元消失的日期。在主權債務危機襲擊歐元區的那些日子裡，我們瞭解到這個體系是支離破碎的，和這種脆弱性的歷史，多年來歐元區治理方面，為減少其脆弱性，並使其更具可持續性所做的工作。要問一個問題：今天歐洲面臨的通貨膨脹危機，是否已經做了足夠的工作來加強歐元區，準備好面對未來的危機？而香港小投資者，是否影響了您投資金融衍生品的願望？可重新探討香港小投資者，對不同類型金融衍生品的投資態度和模式。

## 參考文獻

- Barber, B. M., Lee Y. T., Liu Y.J. and T. Odean, (2006). “Is the Aggregate Investor Reluctant to Realize Losses?” Working paper.
- Braber B.M., Odean T. and N. Zhu, (2003). Systematic Noise, Working paper, Apr.
- Chapman, G. B. and E. J. Johnson, (2002). Incorporating the Irrelevant: Anchors in Judgments of Belief and Value, In T. Gilovich, D. Griffin, and D. Kahneman, eds., *Heuristics and Biases: The Psychology of Intuitive Judgment* (Cambridge University Press, Cambridge, U.K.).
- Choe, H. and Y. Eom, (2007). The Disposition Effect and Investment Performance in the Future Market, Working paper, the College of Business Administration, Seoul National University, 1-45.
- Hon, T.Y., Woo, K.Y. and P. Shum, (2015). Behavioral Study of Financial Derivatives Investments in Hong Kong. *Asian Profile*, Vol. 43, No. 6, 539-548.
- Hong Kong Exchanges and Clearing Limited, (2013). *Derivatives Market Transaction Survey 2012/13*, Research & Policy, November, 1-35.
- Jang, J.,Kang, J. and J. Lee, (2023). Who has an edge in trading index derivatives? *The Journal of Futures Markets*. Vol.43 (3), 325-348.
- Naveh, E., Malul, Miki, M., Mosi, R. and S.Tal, (2024). An Experimental Study of the Effect of the Anchor of the Option's Underlying Asset on Investors' Pricing Decisions. *The journal of behavioral finance*, Vol.25 (2), 167-180.
- Securities and Futures Commission, (2014). A review of the global and local securities in 2013, Research paper No.54, January, pp.1-18.
- Shefrin, H. and M. Statman, (1984). Explaining Investor Preference for Cash Dividends, *Journal of Financial Economics*, Vol.13, pp.253-282.
- Shefrin, H. and M. Statman, (1985). The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losses too Long: Theory and Evidence, *Journal of Finance*, Vol.40, 777-790.
- Takino, K. (2022). “The impact of non-cash collateralization on the over-the-counter derivatives markets. *Review of derivatives research*, Vol.25 (2), 137-171.
- Thaler, R. H. (1999). Mental Accounting Matters, *Journal of Behavioral Decision Making*, Vol.12, 183-206.
- Tversky, A. and D. Kahneman, (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases, *Science, New Series*, Vol.185, 1124-1131.
- Tversky, A. and D. Kahneman, (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, *Econometrica*, Vol.47, No.2, 263-291.

### 免責聲明

本章是作者(HON Tai Yuen, Kurt; Dr. WOO Kai Yin; Shum, Paul)在以下期刊上發表的文章的翻譯及延展中文版本。亞州視角(Asian Profile)。 43( 6), 539-548。 2015。 可下載於：

[https://hkxyu.primo.exlibrisgroup.com/discovery/fulldisplay?docid=alma991008195728307546&context=L&vid=852HKSUYU\\_INST:HKSYU&lang=en&search\\_scope=HKSYUIR&adaptor=Local%20Search%20Engine&tab=HKSYUIR&query=any,contains,Tai-Yuen%20Hon&offset=20](https://hkxyu.primo.exlibrisgroup.com/discovery/fulldisplay?docid=alma991008195728307546&context=L&vid=852HKSUYU_INST:HKSYU&lang=en&search_scope=HKSYUIR&adaptor=Local%20Search%20Engine&tab=HKSYUIR&query=any,contains,Tai-Yuen%20Hon&offset=20)

## 十二、香港金融衍生品的投資研究(續篇)

韓大遠

### 摘要

本文通過一項調查，試圖調查香港衍生品市場中，小投資者的投資偏好和行為。是次調查的觀察期，涵蓋 2013 年 1 月至 2014 年 1 月發生在香港的歐元區主權債務危機最動蕩的時期。調查於 2014 年 1 月 21 日至 2014 年 3 月 21 日期間進行。我們採用非概率抽樣（滾雪球法）從香港人口中抽取 18 歲或以上的人士。結果表明，小投資者主要傾向於交易備兌認股證（佔總數的 24%）和股票期權（佔總數的 23%）。結果進一步顯示，分別有 22.7% 和 21.3% 的受訪者認為從歷史角度來看，市場過去的整體表現；專業投資者的建議、意見和預測，是影響他們投資金融衍生品時決策的決定性因素。與此同時，約 83.3% 的受訪者在衍生品中的投資組合，權重不足 10%，他們受到歐元區主權債務危機的影響。這一結果，揭示了小投資者，在衍生品投資中的權重較小。

### 1. 引言

在本研究中，我們試圖分析和研究什麼樣的事件會引發小投資者的心理反應，而不是理性反應。預期效用理論有四個公理定義了理性決策者，它們是完整性、傳遞性、獨立性和連續性（von Neumann-Morgenstern, 1944）。因此，探討衍生品市場的投資行為，是否發生了變化是很有趣的。因此，發現它是否適用於香港小投資者也很有趣。本次調查的觀察期，涵蓋 2013 年 1 月至 2014 年 1 月發生在香港的歐元區主權債務危機最動蕩的時期。調查於 2014 年 1 月 21 日至 2014 年 3 月 21 日期間進行。是次調查的主要目的是瞭解香港小型投資者，對金融衍生工具的概況和態度，以及他們對不同金融衍生工具的投資模式。通過收集到的信息，我們試圖檢查調查中，是否存在任何有趣的現象，並分析其背後的原因。

本文跟據韓(Hon, 2015) 文章翻譯及延展而成，組織結構如下：第 2 節回顧了相關文獻，然後是第 3 節，解釋了數據和方法；第 4 節討論了分析結果，第 5 節對本研究進行了總結。最後一節後記。

### 2. 文獻回顧

儘管許多個人和情境因素可能會影響衍生品市場中小投資者的行為，但關於這一主題的研究很少。先前的研究表明，人際影響（Hoffmann 和 Broekhuizen, 2009），知識（Wang, 2009）以及其他一些個人因素，如性別和人格特質（Durand 等, 2008）對於解釋投資者行為至關重要。然而，重要的是要探索影響個人投資決策的心理過程（如感知、態度、學習和動機）。例如，投資者的性別和教育水準（即個人因素）可能會影響他或她的投資知識和取向，進而影響風險感知，最後影響他或她的投資行為。Graham 等（2009）指出，男性投資者和投資組合規模較大或文化水準較高的投資者，與女性投資者和投資組合較

小或受教育程度較低的投資者一樣，更有可能認為自己有能力。Hoffmann 和 Post (2012) 發現，過去的回報對投資者的回報預期，和風險承受能力產生積極影響，並對他們的風險感知產生負面影響。

### 3. 數據與方法

本研究的數據是通過調查問卷從香港的小投資者那裡收集的。其主要目的是瞭解香港小投資者對金融衍生品的概況和態度，以及他們對不同金融衍生品的投資模式。該調查問卷旨在獲取有關人口統計、投資經驗和行為以及影響受訪者財務決策的因素的資訊。問卷的第一部分側重於投資經驗、對投資條件的看法以及影響財務決策的因素。第二部分收集了受訪者的人口統計數據，例如個人資訊，包括性別、年齡、教育程度、就業狀況和平均月收入。調查於 2014 年 1 月 21 日至 2014 年 3 月 21 日期間進行。我們採用非概率抽樣（滾雪球法）(Cochran 等, 1954) 從香港人口中挑選 18 歲或以上的人士。一組本科生向受訪者分發問卷。目標人群是香港衍生品市場的小投資者。最後，我們向學生分發了 1,200 份問卷。有 1,130 名選定的答卷人填寫並交回了調查表，回覆率為 94 %。我們採用交叉製表作為我們的經驗框架。

### 4. 結果

在本節中，我們將分析從調查中獲得的數據。首先，我們提供有關樣本的信息，然後我們報告他們對使用金融衍生品進行投資的意見。其次，我們報告了交叉表分析。

#### 樣本人口統計和摘要統計資訊

表 1：受訪者的人口統計特徵

個人特徵	總數	佔總數的%
性別：		
男性	709	64
女性	398	36
年齡組別：		
18 - 24 歲	213	18.9
25 - 34 歲	329	29.1
35 - 44 歲	281	24.9
45 - 54 歲	238	21.1
55 - 64 歲	55	4.9
65 歲或以上	13	1.2
教育程度：		
沒有上學	14	1.2
小學	46	4.1
中學	417	36.9
高等教育	652	57.8
就業狀況：		
受僱	816	73.0
自僱	177	15.8
退休	59	5.3
其它	66	5.9
平均月收入：		
港幣 5,000 以下	79	7.1



港幣 5,000 - 港幣 9,999	80	7.2
港幣 10,000 - 港幣 14,999	221	19.9
港幣 15,000 - 港幣 19,999	265	23.9
港幣 20,000 - 港幣 24,999	169	15.2
港幣 25,000 - 港幣 29,999	141	12.7
港幣 30,000 - 港幣 49,999	113	10.2
港幣 50,000 或以上	43	3.9
衍生品佔您平均月收入的百分之多少投資？		
_____%	426	39.0
我不知道	665	61.0

備註:

$$\text{收入中位數} = \$14,999.5 + \left[ \frac{\frac{1,111+1}{2} - 380}{645} \times \$5,000 \right] = \$16,363.84$$

個人特徵	總數	佔總數的%
在過去的六個月中，您是否在家中或工作時親自使用過互聯網或電子郵件？		
是的	1045	94.1
不	65	5.9
您或您家中是否有人目前在一家擁有超過 1,000 名員工的大型營利性公司工作？		
回應者是	332	29.9
其他家庭成員是	274	24.7
不是	505	45.5
您的家庭成員（包括您自己）有多少人？		
1	18	1.6
2	127	11.4
3	395	34.6
4	411	37.0
5 或以上	160	14.4

表 1 報告了受訪者的概況。在受訪者中，64%的受訪者為男性，36%為女性。其中大多數年齡在 55 歲以下（94%）。在教育水準方面，大多數受過高等教育（57.8%），而 42.2%畢業於中學或以下。在就業狀況方面，73%受訪者有工作，15.8%為自僱人士，5.3%為退休人士，5.9%為「其他」（包括家庭主婦和學生）。最後，受訪者的收入中位數為 16,363.84 港元。39%的受訪者回答了衍生品投資佔其平均月收入的百分比。其中約 46.1%的人使用了 10%或更少作投資。94.1%的受訪者在過去六個月中在家中，或工作時使用互聯網或電子郵件。29.9%的受訪者在一家擁有超過 1,000 名員工的大型營利性公司工作。72.6%的受訪者家庭中有 3-4 名成員。鑒於上述受訪者的人口統計概況，我們認為受訪者，代表了香港衍生產品市場的小投資者。

表 2：對各項目的回應

項目和回應	總數	佔總數的%
1. 您在金融市場上投資多久了？		
從未投資過	55	4.9
少於 1 年	212	18.8
1 年到 3 年以下	258	22.9
3 年至 5 年以下	266	23.6
5 年至 10 年以下	185	16.4
10 年 或以上	152	13.5
2. 在 2013 年 1 月至 2014 年 1 月期間，您是否曾投資過金融衍生品？		

是	1025	91.4
沒有	96	8.6
3. 您最常投資哪種類型的金融衍生品？		
備兌認股證	249	24.0
恒生指數期貨	200	19.3
股票期權	239	23.0
恒生指數期權	128	12.3
牛熊證	183	17.6
人民幣無交割遠期合約	38	3.7
其他（請註明）_____	0	0
4. 在今天做出金融衍生品投資決策時，您認為以下哪個因素最重要？		
來自公司的資訊作為基本面分析的基礎。	191	18.4
來自專業投資者的建議、意見和預測。	221	21.3
從歷史角度來看，市場過去的整體表現。	235	22.7
來自報紙/電視/雜誌的資訊。	140	13.5
來自互聯網的資訊。	103	9.9
與個人朋友討論。	56	5.4
來自工作中同事的資訊。	22	2.1
自己對未來表現的直覺。	68	6.6
5. 您認為導致金融衍生品市場交易量下降的最重要因素是什麼？		
媒體上的新故事。	133	12.8
分析師的預測。	176	16.9
投資者對金融衍生品市場失去信心。	219	21.1
金融衍生品的收益和盈利能力下降。	272	26.2
從眾行為（即小投資者追隨多數人）。	239	23.0
6. 近年來的歐元區主權債務危機是否影響了您投資金融衍生品的願望？		
是	758	74.3
不是	262	25.7
7. 您個人對投資風險的承受能力如何？		
非常低	41	4.0
低	224	21.9
中等	465	45.4
高	265	25.9
非常高	30	2.9
8. 作為投資組合中總金額的百分比，多少您投資衍生產品嗎？		
小於 10%	267	25.7
10%至 30%以下	416	40.1
30%至 50%以下	261	25.1
50%至 100%以下	78	7.5
100%	16	1.5
9. 當您投資時，您主要何時賣出或平倉 2013年1月至2014年1月期間的金融衍生品		
一天之內	39	3.8
一周內	282	27.1
一個月內	386	37.2
三個月內	226	21.8
一年內	83	8.0
一年多後	23	2.2
10. 您對衍生產品的平均投資回報率是多少？		
損失	149	14.3
平均回報率低於 10%	340	32.7
平均回報率為 10% 至 30% 以下	322	31.0
平均回報率為 30%至 50%以下	165	15.9
平均回報率為 50%至 100%以下	51	4.9
平均回報率 100%或以上	12	1.2
<b>項目和回應</b>		
	<b>總數</b>	<b>佔總數的%</b>
11. 如果今日金融衍生品市場出現大幅下跌（即恒生指數市值較上一年的峰值下跌三分之一），你是否同意金融衍生品市場肯定會在兩年左右的時間裏回到原來的水準？		

強烈同意	64	6.2
有點同意	328	31.6
中性	546	52.7
有點不同意	84	8.1
強烈不同意	15	1.4
12. 如果你看看今天 金融衍生品 市場的交易量，在你看來，是不是：		
超額交易 _____%	115	11.1
交易不足 _____%	87	8.4
在基本正確的水準上交易	399	38.6
不能說	432	41.8
13. 假設以下情況：上周，金融 衍生品 價格上漲了 70%，金融 衍生品 的未來看起來很光明。你如何評價這條資訊？		
金融衍生品 值得投資。	234	22.7
這些資訊不足以投資於金融衍生品。	611	59.1
金融衍生品 不值得投資。	188	18.2
14. 如果恒生指數在過去三天連續 上漲，明天上漲的可能性有多大？		
小於 10%	86	8.3
10%至 20%以下	114	11.0
20%至 30%以下	192	18.5
30%至 40%以下	172	16.6
40%至 50%以下	145	14.0
50%至 60%以下	160	15.4
60%至 70%以下	84	8.1
70%至 80%以下	61	5.9
80%至 90%以下	16	1.5
90%至 100%以下	8	0.8
100%	0	0
項目和回應		
	總數	佔總數的%
15. 您認為投資金融衍生品的風險水準是多少？		
極低風險	29	2.6
低風險	119	10.6
中等風險	397	35.3
高風險	443	39.3
非常高的風險	138	12.3

備註：

由於四捨五入，百分比加起來並不是總計等於 100。

表 2 報告了對各種項目的答覆。第 1 項的調查結果顯示，18.8%的受訪者投資少於 1 年的，22.9%投資了 1 至 3 年，23.6%投資了 3 至 5 年，16.4%投資了 5 至 10 年，13.5%投資了 10 年以上，4.9%沒有投資金融市場的經驗。第 2 項的結果表明，91.4%的受訪者在 2013 年 1 月至 2014 年 1 月期間投資於金融衍生品。第 3 項的結果表明，備兌認股證是最受歡迎的產品，24.0% 的受訪者最頻繁地進行交易。第二大交易頻繁的衍生產品是股票期權，佔 23.0%的受訪者；交易頻率第三的是恒生指數期貨，佔 19.3%的受訪者；第四個經常交易的是牛熊證，佔 17.6%的受訪者；交易頻率第五的是恒生指數期權，佔受訪者 12.3%；交易頻率最低的是人民幣非交割遠期外匯交易(NDF)，僅佔 3.7%。

這可能是由於小投資者在備兌認股證市場擁有豐富的經驗。這些備兌認股證是吸引人的投資工具，原因有兩個：其槓桿效應和有限損失的特點使其對進取的投資者具有吸引力；它們可以作為對沖工具，以減少其他相關投資所產生的風險。此外，小投資者在全球經濟崩潰的動蕩時期，在牛市中買入認購期權，在熊市中買入認沽期權。

受訪者對金融衍生品做出投資決定的最重要決定因素報告如下。第 4 項的調查結果顯示，22.7%的受訪者認為從歷史角度來看，市場的整體過往表現；21.7%的受訪者認為那些接受專業投資者推薦、建議和預測的人；18.4%的受訪者會從公司獲取資訊作為基本面分析的基礎。與個人朋友的討論，和工作中同事提供的資訊對投資者決策的影響較小，分別只有 5.4%和 2.1%。結果顯示，小投資者在決定投資時更關注市場過去的表現。由於衍生品投資通常被認為是高風險或非常高風險的（分別為 39.3%和 12.3%，如第 15 項所示），這意味著他們預期在較短的持有期內獲得高回報。

#### 交叉製表分析

表 3：平均回報率與決定因素的交叉製表

因素	平均 回報率	損失 (%)	<10 (%)	10-30 (%)	30-50 (%)	50- 100(%)	>100 (%)	總計 (%)
基本分析		8.4	28.8	38.7	17.8	4.7	1.6	100
專業投資者		16.3	33.0	29.0	17.2	4.5	0	100
過往表現		9.8	32.3	33.2	17.4	5.5	1.7	100
報紙/電視/雜誌		20.7	41.4	23.6	12.9	1.4	0	100
互聯網		16.5	28.2	33.0	15.5	5.8	1	100
個人朋友		17.9	32.1	28.6	12.5	8.9	0	100
同事		22.7	31.8	22.7	4.5	18.2	0	100
自己的直覺		19.1	35.3	23.5	13.2	2.9	5.9	100
總計		14.4	32.8	30.9	15.8	4.9	1.2	100

出乎意料的是，表 3 顯示表 2 第 4 項和第 10 項的交叉製表結果，如果受訪者在投資金融衍生品時，將公司的資訊作為基本分析的基礎，或者從歷史角度看市場的整體表現，遭受損失的比例相對較低。在以基本分析為主要決定因素的受訪者中，只有 8.4%的受訪者在衍生品投資上遭受損失，而 22.7%和 17.9%的受訪者在從同事，和個人朋友那裡獲得資訊時遭受損失。

表 4：平均回報率與投資經驗的交叉製表

投資	平均 回報率	損失 (%)	<10 (%)	10-30 (%)	30-50 (%)	50-100 (%)	>100 (%)	總計 (%)
從未投資過		17.9	32.1	21.4	25.0	3.6	0	100
經驗	1 年以下	21.4	43.9	21.9	8.6	3.7	0.5	100
	1-3 年	15.4	38.6	29.7	14.2	2.0	0	100
	3-5 年	13.1	23.9	37.5	20.1	4.2	1.2	100
	5-10 年	7.4	30.7	33.5	19.3	8.5	0.6	100
	10 年以上	13.3	26.6	32.2	14.7	8.4	4.9	100
總計		14.3	32.7	31.0	15.9	4.9	1.2	100

表 4 顯示表 2 第 1 項和第 10 項的交叉製表結果，經驗越多的受訪者的平均回報率相對較高。可以看出，隨著投資經驗的延長，在衍生品投資中遭受損失的受訪者比例呈下降趨勢。在投資經驗少於 1 年的受訪者中，有 21.4% 遭受過損失。這意味著有經驗的受訪者有更大比例的金融衍生品投資賺取利潤。因此，小投資者的投資經驗與其金融衍生品投資的平均回報率直接相關。

**表 5：平均回報率與賣出或平倉頭寸的交叉表。**

	平均 回報率	損失 (%)	<10 (%)	10-30 (%)	30-50 (%)	50-100 (%)	>100 (%)	總計 (%)
已賣出或	1 天內	17.9	33.3	20.5	12.8	15.4	0	100
平倉	1 周內	20.2	35.1	22.7	16.0	4.6	1.4	100
	1 個月內	13.5	30.6	36.8	14.8	3.9	0.5	100
	3 個月內	12.8	30.1	31.9	18.1	5.3	1.8	100
	1 年內	3.6	43.4	34.9	14.5	3.6	0	100
	超過 1 年後	4.3	26.1	30.4	21.7	8.7	8.7	100
總計		14.3	32.7	31.0	15.9	4.9	1.2	100

表 5 顯示表 2 第 9 項和第 10 項的綜合交叉製表結果，其中 17.9% 和 20.2% 的受訪者通常在一天和一周內賣出或平倉，其金融衍生品投資遭受損失的比例較高。而在一年內賣出或平倉的受訪者中，只有 3.6% 遭受損失。這意味著隨著持有期的延長，遭受損失的受訪者比例呈下降趨勢。但是，我們也擔心衍生品價格具有時間價值。隨著到期時間的臨近，時間值的衰減速度會更快。4.3% 的投資者出售或平倉超過一年，遭受了損失。

為了確定在歐元區主權債務危機期間投資激勵和衍生品投資組合受到的影響，受訪者被要求回答第 6 項。表 2 顯示，74.3% 的受訪者在衍生品投資激勵方面受到歐元區主權債務危機的影響，佔相當大的比重。只有 25.7% 的受訪者在其衍生品投資中沒有受到影響。

**表 6：歐元區主權債務危機對衍生品投資組合的影響交叉表**

投資組合	歐元區主權債務危機	影響 (%)	無影響 (%)	總計 (%)
投資組合	小於 10%	83.3	16.7	100
在衍生品	10%至 30%以下	78.6	21.4	100
	30%至 50%以下	65.7	34.3	100
	50%至 100%以下	51.3	48.7	100
	100%	56.3	43.8	100
總計		74.3	25.7	100

同時，分析了投資組合中衍生品在受歐元區主權債務危機影響，但未受到影響的人群中的比例。表 6 顯示表 2 第 6 項和第 8 項的綜合交叉製表結果，約 83.3%

的受訪者在衍生產品中的投資組合權重小於 10%，他們受到歐元區主權債務危機的影響。這一結果揭示了小型投資者在衍生品投資中的權重較小。

**表 7：個人對投資風險的承受水準與性別交叉表的承受能力**

風險的承受水準		非常低 (%)	低 (%)	中等 (%)	高 (%)	非常高 (%)	總計 (%)
性別	男性	3.5	17.6	45.0	30.2	3.8	100
	女性	4.8	30.1	46.0	17.6	1.4	100
總計		3.9	21.9	45.4	25.8	2.9	100

表 7 顯示表 2 第 7 項和表 1 性別的綜合交叉製表結果，大多數男性和女性受訪者（45.0%和 46.0%）認為他們的風險承受能力中等。然而，分別有 30.2%和 3.8%的男性受訪者認為他們的風險承受能力很高和非常高，而只有 17.6%和 1.4%的女性受訪者認為他們的風險承受能力很高和非常高。此外，30.1%的女性受訪者認為她們的風險承受能力較低，而男性只有 17.6%。因此，我們可以得出結論，女性通常比男性更謹慎，更願意承擔風險。

**表 8：金融衍生品的類型與性別交叉製表**

類型		備兌認股證 (%)	恒生指數期貨 (%)	股票期權 (%)	恒生指數期權 (%)	牛熊證 (%)	人民幣無交割遠期合約 (%)	總計 (%)
性別	男性	26.2	17.9	20.9	11.9	19.2	3.9	100
	女性	20.8	21.7	25.9	13.1	15.1	3.4	100
總計		24.3	19.2	22.6	12.3	17.8	3.7	100

表 8 將表 2 中第 3 項和表 1 性別的交叉製表結果，表明投資該類金融衍生品的受訪者最頻繁。表 8 顯示，26.2%的男性更願意投資備兌認股證。這一比例高於女性（20.8%）。然而，25.9%的女性更喜歡投資股票期權。這一比例高於男性（20.9%）。這兩類金融衍生品的投資頻率最高。

**表 9：投資經驗與金融衍生品類型的交叉表分佈**

投資經驗		從未投資過 (%)	1 年以下 (%)	1-3 年 (%)	3-5 年 (%)	5-10 年 (%)	10 年以上 (%)	總計 (%)
類型	備兌認股證	1.2	13.7	22.5	26.1	20.1	16.5	100
	恒生指數期貨	1.5	20.0	23.5	24.0	17.5	13.5	100
	股票期權	4.2	20.1	24.3	23.4	15.1	13.0	100
	恒生指數期權	2.3	14.8	26.6	29.7	16.4	10.2	100
	牛熊證	3.3	16.9	23.0	25.1	17.5	14.2	100
	人民幣無交割遠期合約	7.9	36.8	23.7	15.8	5.3	10.5	100
總計		2.7	17.9	23.7	25.0	17.0	13.7	100

表 9 顯示表 2 第 1 項和第 3 項的綜合交叉製表結果，其中 25.0%和 23.7%的受訪者通常擁有 3-5 年和 1-3 年的金融衍生品投資經驗。擁有 3-5 年經驗的受訪者

偏好投資恒生指數期權（29.7%），而擁有 1-3 年經驗的受訪者亦偏好投資恒生指數期權（26.6%）。

**表 10：歐元區主權債務危機的影響與金融衍生品類型的交叉表分佈**

歐元區主權債務危機		影響 (%)	無影響 (%)	總計 (%)
類型	備兌認股證	76.5	23.5	100
	恒生指數期貨	78.1	21.9	100
	股票期權	70.1	29.9	100
	恒生指數期權	71.1	28.9	100
	牛熊證	74.7	25.3	100
	人民幣無交割遠期合約	73.7	26.3	100
總計		74.3	25.7	100

表 10 顯示表 2 第 3 項和第 6 項綜合交叉製表結果。調查顯示，78.1%的受訪者在恒生指數期貨投資激勵中受到歐元區主權債務危機的影響，佔比相當大。只有 21.9%的受訪者在恒生指數期貨投資中沒有受到影響。

**表 11：投資風險容忍度與金融衍生品類型的交叉製表水準**

類型	風險容忍度	非常低 (%)	低 (%)	中等 (%)	高 (%)	非常高 (%)	總計 (%)
	備兌認股證	4.0	14.1	41.5	35.5	4.8	100
恒生指數期貨	4.1	27.4	46.2	20.3	2.0	100	
股票期權	2.2	17.7	53.9	25.0	1.3	100	
恒生指數期權	7.1	30.7	35.4	23.6	3.1	100	
牛熊證	4.4	26.0	45.3	20.4	3.9	100	
人民幣無交割 遠期合約	2.6	21.1	44.7	31.6	0	100	
總計	4.0	21.9	45.3	25.9	2.9	100	

表 11 顯示表 2 第 3 項和第 7 項的綜合交叉製表結果。53.9%的受訪者投資於股票期權的頻率最高，46.2%的受訪者投資於恒生指數期貨的頻率最高，他們認為自己的風險承受能力為中等。

表 12：平均回報率與金融衍生品類型的交叉製表

平均回報率	損失 (%)	<10 (%)	10-30 (%)	30-50 (%)	50-100 (%)	>100 (%)	總計 (%)
類型							
備兌認股證	19.3	28.9	27.3	15.7	6.8	2.0	100
恒生指數期貨	13.0	37.0	32.0	13.5	3.5	1.0	100
股票期權	7.9	31.0	30.5	22.6	7.1	0.8	100
恒生指數期權	15.6	27.3	35.9	14.1	4.7	2.3	100
牛熊證	16.4	38.3	33.9	9.3	2.2	0	100
人民幣無交割 遠期合約	13.2	39.5	21.1	26.3	0	0	100
總計	14.3	32.8	31.0	15.9	4.9	1.2	100

表 12 顯示表 2 第 3 項和第 10 項的綜合交叉製表結果。38.3%的受訪者在可贖回牛熊證中的平均回報率低於 10%，而 35.9%的受訪者在恒生指數期權中的平均回報率為 10%，平均回報率低於 30%。較大比例的受訪者（19.3%）在認股權證中蒙受損失。

表 13：風險水準與金融衍生品類型的交叉製表

風險水準	非常低(%)	低(%)	中等(%)	高(%)	非常高(%)	總計(%)
類型						
備兌認股證	2.0	7.2	32.1	48.2	10.4	100
恒生指數期貨	1.5	13.0	37.5	38.5	9.5	100
股票期權	5.0	14.2	41.5	32.2	7.1	100
恒生指數期權	1.6	14.2	37.8	36.2	10.2	100
牛熊證	1.1	8.7	36.6	39.9	13.7	100
人民幣無交割遠 期合約	7.9	18.4	39.5	31.6	2.6	100
總計	2.6	11.5	37.1	39.1	9.7	100

表 13 顯示表 2 第 3 項和第 15 項的綜合交叉製表結果。48.2%的受訪者認為權證投資涉及高風險級別，而 41.5%的受訪者認為股票期權投資涉及中等風險水準。



表 14：年齡水準與金融衍生品類型的交叉製表

年齡組別	18-24 歲 (%)	25-34 歲 (%)	35-44 歲 (%)	45-54 歲 (%)	55-65 歲 (%)	65 歲或以上 (%)	總計 (%)
類型							
備兌認股證	12.9	32.1	24.5	26.5	3.6	0.4	100
恒生指數期貨	19.0	28.5	29.5	19.5	3.5	0	100
股票期權	21.8	30.5	21.8	18.8	6.3	0.8	100
恒生指數期權	10.9	34.4	32.8	20.3	1.6	0	100
牛熊證	17.5	27.9	24.0	19.1	7.7	3.8	100
人民幣無交割 遠期合約	31.6	13.2	23.7	23.7	7.9	0	100
總計	17.4	29.9	25.7	21.2	4.8	1	100

表 14 顯示表 2 第 3 項和表 1 年齡組的綜合交叉製表結果，在 2013 年 1 月至 2014 年 1 月期間，投資於衍生品的受訪者中，大多數相對年輕。18-24 歲受訪者中，31.6%投資於人民幣無交割遠期合約；25-34 歲受訪者中，34.4%投資於恒生指數期權；25-34 歲的受訪者中，有 30.5%投資於股票期權；25-34 歲受訪者中，28.5%投資於恒生指數期貨；25-34 歲的受訪者中有 27.9%投資於牛熊證；45-54 歲受訪者中，26.5%投資於備兌認股證；而在 55 歲以上的受訪者中，只有 5.8%投資於衍生品。

表 15：教育程度與金融衍生品類型的交叉製表

教育程度	沒有上學 (%)	小學 (%)	中學 (%)	高等教育 (%)	總計 (%)
類型					
備兌認股證	1.2	1.6	35.3	61.8	100
恒生指數期貨	0.5	6.0	37.5	56.0	100
股票期權	1.3	3.3	38.1	57.3	100
恒生指數期權	0.8	1.6	36.7	60.9	100
牛熊證	1.6	6.6	35.5	56.3	100
人民幣無遠期 合約	0	5.3	44.7	50.0	100
總計	1.1	3.9	36.9	58.1	100

表 15 顯示表 2 第 3 項和表 1 受教育程度的交叉製表結果，受過高等教育的受訪者傾向於投資金融衍生品。在 2013 年 1 月至 2014 年 1 月期間，超過 58.1%受過高等教育的受訪者投資於衍生品。相反，受教育程度相對較低（即小學及未上學）的受訪者（5%）較不願意投資衍生品投資。

## 5. 結論

我們的主要研究目的是分析香港小型投資者對金融衍生工具的概況和態度，以及他們對不同金融衍生工具的投資模式。其中大多數年齡在 55 歲以下 (94%)，只有 6% 為 55 歲或以上。大部分受訪者 (23.6%) 的投資期由 3 至 5 年不等。由於衍生品投資通常被認為是高風險的 (39.3%)，這意味著他們期望在較短的持有期內獲得高回報。

首先，83.3% 的受訪者在衍生產品中的投資組合權重低於 10%，他們受到歐元區主權債務危機的影響。這一結果顯示，在 2013 年 1 月至 2014 年 1 月期間，小型投資者在衍生品投資中的權重較小。其次，我們研究了小型衍生品投資者的交易模式和表現。我們發現，我們研究的小型衍生品投資者，主要交易備兌認股證 (24.0%) 和股票期權 (23.0%)。這可能是由於這些備兌認股證是有吸引力的投資工具。即其槓桿效應和有限損失的特點使其對進取的投資者具有吸引力；它們可以作為對沖工具，以減少其他相關投資的風險。小投資者在備兌認股證市場也有長期的經驗。小投資者在牛市中買入認購期權，在歐元區主權債務危機環境波動期間，在熊市中買入認沽期權。

第三，我們試圖找出有助於小投資者更好表現的因素。隨著持有期的延長，遭受損失的受訪者比例呈下降趨勢。第四，我們研究了香港衍生品市場中小型投資者的投資態度和行為。受訪者對金融衍生品做出投資決策的最重要決定因素，是從歷史角度來看市場的整體過去表現，以及專業投資者的建議、意見和預測。最後，在 2013 年 1 月至 2014 年 1 月期間投資於衍生品投資的大多數受訪者相對年輕。超過 58.1% 受過高等教育的受訪者對衍生品投資持懷疑態度。男性比女性更喜歡投資備兌認股證，而女性比男性更喜歡投資股票期權。

## 6. 後記

任教統計學多年，學生輕視簡單的統計分析方法學習。嘗試文章以交叉製表分析，將十五項目的問卷的回應，揭示分析內涵。分析大量資料集，是一件困難的工作，交叉製表分析，可以化繁為簡。要是沒有交叉製表分析，這些洞見可能會在不知不覺間，遺失在海量的資料中。過往亦有用 SurveyMonkey，作問卷收集數據，非常方便，同學們亦可試試。

## 參考文獻

- Cochran, Mosteller, and Tukey 1954. Principles of Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.49, 13-35. The paper was reproduced in Cochran, William G.,1982. *Contributions to Statistics*. John Wiley & Sons, 55.32.
- Durand, R.B., Newby, R. and Sanghani, J., 2008. An Intimate Portrait of the Individual Investor. *The Journal of Behavioral Finance*, 9, 193-208.
- Graham, J. R., Harvey, C. R. and Huang, H., 2009. Investor Competence, Trading Frequency and Home Bias. *Management Science*, 55(7), 1094–1106.
- Hoffmann, A. O. I. and Broekhuizen, T. L. J., 2009. Susceptibility to and Impact of Interpersonal Influence in An Investment Context. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 37, 488-503.
- Hoffmann, A. O. I. and Post, T., 2012. What Makes Investors Optimistic? What Makes Them Afraid? Working paper, Maastricht University and Netspar, The Netherlands, 1-40.
- Hon, T.Y., 2015. Cross Tabulation Analysis of Investment Behaviour for Small Investors in the Hong Kong Derivatives Markets. *ELK Asia Pacific Journal of Finance and Risk Management*, 6(2), 27-43.
- Wang, A., 2009. Interplay of Investors' Financial Knowledge and Risk Taking. *The Journal of Behavioral Finance*, 10, 204-213.
- von Neumann J. and O. Morgenstern 1944. *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

### 免責聲明

本章是韓大遠在以下期刊上發表的文章的翻譯及延展中文版本。

ELK 亞太金融與風險管理期刊(ELK Asia Pacific Journal of Finance and Risk Management). 26(2), 7-43. 2015. 可下載於：

[https://ra.lib.hksyu.edu.hk/jspui/bitstream/20.500.11861/2611/1/T.Y.Hon\\_ELK2015v6n2.pdf](https://ra.lib.hksyu.edu.hk/jspui/bitstream/20.500.11861/2611/1/T.Y.Hon_ELK2015v6n2.pdf)

<<貨幣與投資>> 網上版

免費下載

<https://scibiz.world/?p=140>

書名	貨幣與投資
作者	韓大遠 黃永強 楊偉文
出版	Scientific and Business World 660 Geylang Rd, Singapore 389590
出版日期	2025 年 4 月/初版

---

(版權屬作者擁有)

eISBN :

PUBLISHED IN SINGAPORE