

# 貿易開放與所得不均：以門檻迴歸法分析

莊希豐、陳亞為\*

## 摘要

本文引用 Hansen (1999) 門檻模型，針對 1960 年至 2005 年 62 個國家資料作橫斷面分析，客觀估計貿易自由化對高、低所得國家之所得分配影響。實證結果指出在低所得國家商品自由化大致會惡化國內所得分配，在高所得國家商品自由化大致上對國內所得分配無顯著影響；而外人直接投資對低所得國家所得分配無影響，在高所得國家外人直接投資將顯著惡化國內所得分配。此結果意味著各國可依其經濟發展程度適當地調整開放政策，以利國內長期經濟發展與所得分配。

關鍵詞：貿易開放、外人直接投資、所得分配不均、門檻、HOSS 定理

JEL 分類代號：E64, F41, O15

---

\* 兩位作者分別為聯絡作者：莊希豐，淡江大學經濟學系教授，25137 新北市淡水區英專路 151 號，電話：02-26215656 轉 3355，E-mail: [shifeng@mail.tku.edu.tw](mailto:shifeng@mail.tku.edu.tw)。陳亞為，淡江大學經濟學系副教授，25137 新北市淡水區英專路 151 號，電話：02-26215656 轉 2838，E-mail: [andrew@mail.tku.edu.tw](mailto:andrew@mail.tku.edu.tw)。非常感謝兩位匿名評審之指正及寶貴意見以及編輯委員之協助。投稿日期：民國 99 年 4 月 19 日；修訂日期：民國 99 年 6 月 9 日；接受日期：民國 99 年 12 月 9 日。

## 1. 緒論

貿易開放使得全球的生產要素得以有效利用，各國的生產技術亦可以藉由相互模仿、相互學習而提升國內生產力，促進國內長期經濟成長，故貿易自由化與經濟成長大致呈現正向相關。當一個國家資源分配平均或是採行勞動密集的生產模式，經濟成長可能可以直接提升國內人民生活水準、降低國內貧窮度，減緩所得分配不均程度、增加社會福祉並促進社會和平；相反的，若一個國家資源無法平均分配或是採行非勞動密集生產模式，經濟成長則可能反而惡化所得分配，造成社會環境動盪不安。經濟成長會因為各國經濟環境與條件的差異而對國內所得分配有不同影響。整體看來，貿易自由化、經濟成長與所得分配三者之間環環相扣，突顯出貿易自由化之重要性，其影響小自各國生產技術上的改革與創新，大至國內總體經濟環境與人民福祉甚至是國家安全。

本文目的在討論貿易開放對所得分配不均之影響，另外也對外人直接投資 (foreign direct investment, FDI) 和國內所得分配之關係做探討。文獻中可以看到藉由不同的模型設計，不同的資料組合，貿易自由化在不同所得 (開發) 程度的國家裡對所得不均程度有不同的影響。

在相關理論研究中最先以要素稟賦探討國際貿易的是 Heckscher-Ohlin 模型，它說明一國應當出口以該國相對豐富之要素所密集生產之商品，而進口以該國相對稀少要素所生產之商品。Stolper and Samuelson (1941) 理論指出自由貿易使一國較豐富之生產要素的實質報酬上升，因而有利該要素所得者；而使該國稀少要素之實質報酬下降，以致惡化所得分配。也有相同結論的有：Wood (1998) 指出自由貿易使得已開發國家內部的技術勞工與非技術勞工薪資差距加大；Robbins (1994)，Meller and Tokman (1996) 與 Beyer et al. (1999) 均發現貿易開放會導致技術與非技術勞工之

間的薪資差距擴大；Figini and Gorg (1999) 根據 Aghion and Howitt (1998) 的內生成長模型中以跨國公司當作引進新技術的傳播工具，表示新技術的到來導致對技術勞工需求提高，因此技術勞工相對於非技術勞工薪資增加；Feenstra and Hanson (1997) 利用外人直接投資程度測量自由化程度，發現外國資本流入與墨西哥薪資不均度的提高有所關聯。而在理論上解釋貿易自由化使所得不均度縮小的有：Askenazy (2005) 針對已開發國家作深入探討，認為如果最終商品中勞務的比重夠大，貿易自由化可以改善一國薪資不均情形；Kumar and Mishra (2008) 說明 1991 年印度貿易自由化實際上能影響工業薪資架構，發現貿易自由化導致印度技術與非技術工人薪資不均度減小。而 Ripoll (2005) 參考 Jones (1971) 兩部門特定要素結構，運用簡單動態一般均衡貿易模型，說明貿易自由化對開發中國家間不同的期始條件則會對薪資不均度有不同的影響。

實證文獻中，貿易自由化對所得分配的影響也無一致結論。得到不均程度提高（惡化）的有：Andreas (1998) 參考 Lee and Swagel (1997) 用關稅阻礙及非關稅障礙測量貿易保護程度，以 Deininger and Squir (1996) 估計出的吉尼係數衡量所得不均程度，經由橫斷面非線性的跨國迴歸發現，在低所得的國家中更多的貿易開放會導致 1980 年代晚期所得不均度提高；Barro (2000) 利用跨國縱橫資料說明國際貿易包含外國技術與文化上的交流，使得高所得居民受惠，而在低所得國家中貿易大量開放將惡化所得不均程度；Galiani and Sanguinetti (2003) 實證結果顯示技術勞工薪資隨著進口量增加，阿根廷 1990 年代初期的薪資不均度惡化；DiPietro and Anoruo (2005) 用線性模型作跨國的縱橫分析，把出口佔國內生產毛額的平均百分比用來衡量貿易，發現貿易使國內所得不均度提高；Choi (2006) 也以線性模型估計出國外直接投資增加使任一所得程度之國內所得不均度提高；Dreher and Gaston (2008) 參考 Dreher and Gaston (2007) 認為全球化除了經濟面外，也應包含社會及政治的全球化，線性模型實證結果顯示全球化提高所得不均程度。而得到

不均程度下降 (改善) 或無影響的實證研究有：Chakrabarti (2000) 參考 Frankel and Romer (1999) 的研究，用國家大小以及與其他國家鄰近程度當作貿易的工具變數，跨國橫斷面研究指出貿易和所得不均度呈現負向關係；Herault (2007) 認為貿易自由化是總體現象，而家戶所得不均是個體現象，因此將可計算一般均衡 (computable general equilibrium, CGE) 模型和個體模擬 (micro simulation, MS) 模型合併起來分析總體對個體的影響，實證結果顯示貿易自由化改變勞動市場，使南非非技術勞工有機會得到更多正常的工作，非技術勞工薪資增加，降低南非所得不均程度；Sato and Fukushima (2009) 調查全球化對南韓長、短期所得不均度的影響，參考 Fukushima (1989, 1996) 和 Deaton and Paxson (1994) 將所得不均度當作短期應變數，支出不均度當作長期應變數，並沿用 Park and Kim (1998) 所蒐集的 1975 年到 1995 年所得與支出不均度，結論為商品市場開放降低所得不均度，而資本市場開放則使所得不均度提高。MacPhail (2000) 針對加拿大 64 個地區不均度做多變量迴歸分析，發現貿易相較於其他因素，對不均度無顯著影響力；Mah (2003) 引用 Park and Kim (1998) 所提供的韓國每年及一生的吉尼係數，以進出口加總佔國內生產毛額的比例與進口佔國內生產毛額的比例衡量貿易開放，利用非線性迴歸分析韓國資料，結果顯示無論是貿易開放還是外人直接投資流量對於長、短期不均度皆無明顯影響力。

以上文獻顯示貿易對國內不均度的影響混雜，這可能是因為各國家內部的經濟發展或是所得程度不同，多國混合探討而導致估計結果模糊。Kuznets (1955) 指出國內所得或經濟發展程度亦可能影響一國之所得分配，提出倒 U 型假說，認為隨著一國之所得程度或是經濟發展程度的提昇，所得分配會先惡化而後改善。為了解決貿易自由化對國內不均度影響混雜的問題，很多學者將 Kuznets 假說納入考慮，針對不同所得或經濟發展程度國家進行分類，探討不同國家之貿易自由化程度與所得分配的關係是否會因所得高低而有所

差異。如 Andreas (1998) 利用跨國橫斷面資料及非線性模型發現貿易開放使低度開發國家不均度惡化，而對已開發國家不均度則無影響。而 Barro (2000) 搜集跨國縱橫資料，發現貿易量與低所得國家的不均度呈現正相關、與高所得國家的不均度呈現負相關；同時並以其實證結果做出「Kuznets 曲線成爲跨國、跨時且其關係不會隨時間弱化的實證正規」的結論。<sup>1</sup> Chakrabarti (2000) 用虛擬變數區分國家，依其線性模型結果得知貿易能改善任何國家內部之不均度。Dreher and Gaston (2008) 以非線性模型分析縱橫資料，發現經濟、社會、政治上的全球化對低度開發國家不均度無影響，但會使高度開發國家不均度惡化，此結果無法印證倒 U 型 Kuznets 曲線現象。

上述種種結果得知，就算考慮 Kuznets 倒 U 型假說，將高低所得或是經濟發展程度用不同的方法（虛擬變數、交叉項）做個別分析，貿易對不均度的效果在低所得（低發展）國家中結論並不一致，在高所得（高發展）國家中亦無定論。究竟是否在所得或發展程度的區分上出了問題，以致使得貿易自由化與不同發展程度國家的所得分配關係不定？本文在此探討該如何正確區分不同程度之國家。一般而言，可利用虛擬變數將高、低所得國家分類，分別進行迴歸估計；或者在模型中加入貿易與所得交叉項，估計出高、低所得臨界點，找出不同所得程度國家其貿易自由化對所得分配之連續性影響。本文特別之處在於引用 Hansen (1999) 的門檻迴歸模型，藉由模型估計出的門檻值區分高、低所得國家，再對不同所得國家做分析以得到自由化對於兩種程度所得國家內部所得分配的效果。

本文對 1960 年到 2005 年之 62 個國家作橫斷面分析，資料大部分來自於 Beck et al. (2007)，部分來自世界銀行 2005 年光碟版。應變數爲所得分配，以基尼係數成長率與第一五分位之所得份額成

---

<sup>1</sup> 請見 Barro (2000, pp.10) 第一段敘述 “Kuznets curve shows up as a clear empirical regularity across countries and over time and that the relationship has not weakened over time.”。

長率衡量；主要解釋變數為貿易自由化，共有四種衡量形式：貿易份額、出口份額、進口份額以及外人直接投資份額。<sup>2</sup>

本研究之門檻迴歸結果為，貿易自由化大致上對低所得國家的吉尼成長率（第一五分位所得份額成長率）有正（負）向的顯著影響，對高所得國家的吉尼成長率（第一五分位所得份額成長率）有負（正）的不顯著影響。換言之，自由化使低所得國家的所得不均度惡化，但對高所得國家所得不均度無顯著效果。而外人直接投資與低所得國家的吉尼成長率（第一五分位所得份額成長率）呈不顯著正（負）相關，對於高所得國家的吉尼成長率（第一五分位所得份額成長率）則呈顯著正（負）相關，即外人直接投資對低所得國家所得分配無顯著影響，但對高所得國家則顯著惡化其所得分配。具體而言，如果降低所得不均度是主要目標，本文建議低所得國家應限制貿易自由化，而高所得國家則應對外人直接投資進行控管，以利國內之所得分配。

本文架構如下：第一節緒論簡述研究動機及文獻發展；第二節為資料來源與模型設定，介紹變數為何加入模型、如何衡量變數及其來源、各變數之基本檢定統計量、以及模型設定方式；第三節分析實證資料之估計結果；第四節為結論。

## 2. 資料來源與模型設定

首先將對所有應變數、解釋變數、控制變數加入原因作說明，

---

<sup>2</sup> 貿易自由化（開放程度）以貿易量呈現的做法是參照 Frankel and Romer (1999)、Barro (2000)、Irwin and Tervio (2002)、Dollar and Kraay (2003) 以及 Dowrick and Golley (2004)。依據這些文獻的說法，貿易量（總額、出口、進口）具有可以真正顯現貿易互動、說明整合的實際程度，同時有定義明確及測量的優點。另外，Rodriguez and Rodrik (2001) 討論貿易政策（開放）與成長時提及以貿易量代替貿易政策變數的問題，指出雖然貿易政策確實影響貿易量，但不能期望兩者與經濟成長在質和量的關係上是相同的；但也同時提及貿易管制變數（如平均關稅率及非關稅障礙）資料品質受限，因此許多實證研究採用其他替代指標。

各變數定義與來源、基本檢定統計量與相關係數矩陣會用表格的方式呈現。再來說明模型如何設計。

## 2.1 變數介紹

為能深入瞭解貿易自由化對於國內所得不均與窮人所得的影響，參考 Beck et al. (2007) 以吉尼成長率與第一五分位之所得份額成長率為本模型之應變數。而主要貿易變數則參考文獻並顧及內生性問題，在此共有四種表達方式：(1) 期初貿易份額；(2) 期初進口份額；(3) 期初出口份額；(4) 期初外人直接投資份額。本文所使用的資料期間為 1960-2005 年，因此「期初」指的是 1960 年。

適當地加入控制變數可以強化實證結果，不致因為忽略重要變數導致不佳之結果。根據文獻，Beck et al. (2007) 指出金融發展對窮者的重要性，窮人所得的成長部份來自於長期的金融發展，部份則因金融發展促使總體經濟成長進而讓窮者所得成長；Greenwood and Jovanovic (1990) 認為所得不均度隨金融發展先惡化再改善。Bulir (2001) 說明政府支出與所得分配不均間呈現負向關係，政府透過所得重分配增加對富人的課稅並給予窮人補助來提高社會福利，使窮人的所得提高，進而改善所得分配不均的程度，但效果相當有限。Beck et al. (2007) 認為通貨膨脹率和所得不均度有正向關係，嚴重地傷害窮人所得；Romer and Romer (1999) 發現在短期通貨膨脹率與所得不均度為負向關係，而長期則相反。Bourguignon (1994) 指出教育應能成功地減少所得不均情形。Kuznets (1955) 表示期初每人實質所得增加會讓不均度增加，但最後不均程度會因為期初每人實質所得超過某個水準而減緩。本文因此考慮的控制變數有期初之金融發展、政府支出、通貨膨脹率、教育、每人實質所得、吉尼係數或第一五分位所得份額。期初吉尼係數與期初第一五分位所得份額是為了觀察長期不均度是否有收斂現象而加入。以上這些變數都與所得分配有關，可以讓結果更具意義並且防止內生問題。變數定義與來源在附錄中之附表 1。

## 2.2 模型設計

蒐集附表 2 中 62 個國家 1960 年到 2005 年的變數資料，將各變數依照附表 1 之變數定義作處理，處理完的橫斷面資料將套用於下列各模型中。首先，探討貿易對於所得分配的線性關係，模型如下：

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma \omega_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中，被解釋變數  $y_i$  代表  $i$  國內的所得分配變數，以吉尼成長率或第一五分位所得份額成長率衡量之。解釋變數  $x_i$  代表  $i$  國內的開放程度，四種衡量值分別為：期初貿易份額、期初進口份額、期初出口份額與期初外人直接投資份額。解釋變數  $\omega_i$  代表  $i$  國內其他影響所得分配的控制變數，包含期初之金融發展、政府支出、通貨膨脹率、教育、每人實質所得、吉尼係數或第一五分位所得份額。

另外參考 Andreas (1998) 結論，貿易對低所得及高所得國家之所得分配會有不一樣的影響。在此用兩種模型設定，一種將開放程度與期初每人實質所得交叉項放入 (1) 式中討論：

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \delta x_i z_i + \varphi \omega_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

其中， $z_i$  代表  $i$  國內期初每人實質所得 ( $\omega_i$  中也包含  $z_i$ )。假如  $y_i$  對  $x_i$  做偏微分：

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_i} = \beta + \delta z_i, \quad (3)$$

貿易 ( $x_i$ ) 對於所得分配 ( $y_i$ ) 的影響，依據估計出來的  $\beta$ 、 $\delta$  以及各國的期初每人實質所得 ( $z_i$ ) 而有不一樣的影響程度；另一種模型設定來自於 Hansen (1999) 之兩區間門檻迴歸模型：



$$y_i = \alpha_1 + \beta_1 x_i + \varphi_1 \omega_i + \varepsilon_i, \text{ 如果 } z_i \leq \gamma, \quad (4)$$

$$y_i = \alpha_2 + \beta_2 x_i + \varphi_2 \omega_i + \varepsilon_i, \text{ 如果 } z_i > \gamma. \quad (5)$$

上式中的  $z_i$  一樣代表  $i$  國內期初每人實質所得，在此為門檻變數。此模型表示貿易與所得分配之間的關係並非只有單一迴歸式，而是當國內期初每人實質所得到達某一個 ( $\gamma$ ) 值時，使整個式子之斜率產生改變，在此可以將所有資料以門檻值  $\gamma$  區分成兩個區間，每個區間有不同的迴歸式，各區間係數都可以藉由最小平方估計法 (ordinary least squares, OLS) 估計出。當國內期初每人實質所得小於門檻  $\gamma$  值時，迴歸式為 (4) 式；當  $i$  國內期初每人實質所得大於門檻  $\gamma$  值時，迴歸式為 (5) 式。在區分所得區間之前，得先確定是否有門檻效果，Hansen (1999) 以現有之解釋變數與門檻變數進行拔靴法 (bootstrap)，將迴歸殘差視為拔靴樣本，虛無假設 ( $H_0$ ：無門檻效果) 與對立假設 ( $H_1$ ：有門檻效果) 都以拔靴樣本估計殘差平方和，就兩假設之殘差平方和算出最大概似比統計值，當此統計值之 P 值小於臨界值時，拒絕虛無假設，即門檻效果存在。在檢驗出具有門檻效果的下一個步驟便是找尋最適門檻值，在多個門檻值中刪除極大、極小之門檻範圍，在未刪除之範圍內特定的幾個點作篩選，讓各區間殘差平方和加總值為最小的門檻值即為最適門檻值。接下來就可以運用普通最小平方法進行各區間之迴歸估計。依據標準的貿易理論、Stolper and Samuelson (1941) 定理、Mundell (1957) 假說：貿易大量開放會使高所得國家不均度提高，而使低所得國家不均度降低，故預期估計 (4) 式中之  $\beta_1$  為負值，(5) 式中的  $\beta_2$  為正值。

### 3. 實證分析

本文利用 1960 年到 2005 年 62 個國家橫斷面資料估計貿易自

由化對國內所得分配之影響。首先使用普通最小平方法與工具變數法檢驗貿易自由化與所得分配之線性與非線性關係，爲了節省空間，在此不顯示控制變數之結果；再來應用 Hansen (1999) 門檻模型客觀檢驗貿易自由化對所得分配不均是否存在門檻效果，先以吉尼成長率爲主，再以第一五分位所得份額成長率作穩健性檢定。爲了避免內生性問題，普通最小平方法與門檻模型將所有貿易自由化程度份額與控制變數取期始值做分析。

### 3.1 傳統估計結果分析

#### 3.1.1 普通最小平方法與工具變數法 — 線性分析

由表 1 與表 2 可看出 1960 年到 2005 年 62 個國家橫斷面線性結果；無論是普通最小平方法還是工具變數法，以貿易份額、進口份額、出口份額還是外人直接投資份額爲解釋變數，它們對吉尼成長率 (panel A) 或是第一五分位之所得份額成長率 (panel B) 之影響大致爲負向且不顯著。此種無區分高、低所得國家，將所有國家樣本混合研究之結果，很可能有總偏誤 (aggregation bias) 的問題存在，多個國家一起討論使得貿易自由化對所得分配的影響力互相抵銷。此結果與 Chakrabarti (2000) 和 DiPietro and Anoruo (2005) 大不相同，Chakrabarti (2000) 與 DiPietro and Anoruo (2005) 也並未對國家採取分類，Chakrabarti (2000) 參考 Frankel and Romer (1999) 將國家大小、與其他國家鄰近程度當作貿易的工具變數，發現貿易對所得不均度呈現負向顯著相關；而 DiPietro and Anoruo (2005) 縱橫分析 1960 年至 1989 年 120 個國家，發現貿易對這 120 國所得不均度有正向顯著影響。表 1 與表 2 有這種結果，除了總偏誤問題外，也有可能是因爲樣本數太少、模型設定錯誤、忽略重要變數以及其他內生性問題所造成的偏誤。

#### 3.1.2 普通最小平方法與工具變數法 — 非線性分析

將貿易自由化份額與每人實質所得之交叉項加入普通最小平方

法與工具變數法之線性模型，探討貿易對於不均度是否存在非線性效果。考慮此非線性效果的理由是根據本文緒論中提及之 Heckscher and Ohlin (H-O) 模型中最重要的推論：Stolper and Samuelson (S-S) 定理，即所謂的 HOSS 定理。在標準貿易理論的觀點下，貿易開放

表 1 普通最小平方方法線性實證結果

	panel A 以吉尼成長率作應變數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	0.0621*** (0.0188)	0.0626*** (0.0188)	0.0612*** (0.0186)	0.0638*** (0.0633)
<i>lintra</i>	-0.0006 (0.0017)			
<i>linimp</i>		-0.0011 (0.0016)		
<i>linexp</i>			-0.0006 (0.0016)	
<i>linfdi</i>				0.0010** (0.0004)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.2815	0.2845	0.2818	0.3553
	panel B 以第一五分位之所得份額成長率作應變數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	-0.0159 (0.0216)	-0.0176 (0.0218)	-0.0214 (0.0209)	-0.0125 (0.0167)
<i>lintra</i>	-0.0018 (0.0040)			
<i>linimp</i>		-0.0014 (0.0039)		
<i>linexp</i>			-0.0004 (0.0036)	
<i>linfdi</i>				-0.0024** (0.0010)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.2759	0.2751	0.2737	0.3109

資料來源：本研究整理。

註：括弧內代表標準差值。\*\*\* 與 \*\* 分別代表滿足 1%、5% 顯著水準。解釋變數為期初之貿易份額 (*lintra*)、進口份額 (*linimp*)、出口份額 (*linexp*)、外人直接投資份額 (*linfdi*)，以及金融發展 (*linpriv*)、政府支出 (*lingov*)、物價膨脹率 (*linfy*)、吉尼係數 (*lingini*) / 第一五分位所得份額 (*linlow*)、教育 (*linschool*)、每人實質所得 (*linrgdp*)。

表 2 工具變數法線性實證結果

panel A 以吉尼成長率作應變數				
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	0.0648*** (0.0221)	0.0664*** (0.0211)	0.0656*** (0.0214)	0.0625*** (0.0218)
<i>ltra</i>	-0.0011 (0.0025)			
<i>limp</i>		-0.0012 (0.0014)		
<i>lexp</i>			-0.0014 (0.0017)	
<i>lfdi</i>				0.0023* (0.0012)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.2911	0.2819	0.2857	0.3734
panel B 以第一五分位之所得份額成長率作應變數				
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	-0.0135 (0.0274)	-0.0318 (0.0263)	-0.0314 (0.0266)	-0.0149 (0.0193)
<i>ltra</i>	-0.0023 (0.0061)			
<i>limp</i>		0.0020 (0.0025)		
<i>lexp</i>			0.0024 (0.0032)	
<i>lfdi</i>				-0.0058* (0.0030)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.2655	0.2755	0.2794	0.3315

資料來源：本研究整理。

註：括弧內代表標準差值。\*\*\*與\*分別代表滿足1%、10%顯著水準。解釋變數為當期之貿易份額 (*ltra*)、進口份額 (*limp*)、出口份額 (*lexp*)、外人直接投資份額 (*lfdi*)，以及期初之金融發展 (*linpriv*)、政府支出 (*lingov*)、物價膨脹率 (*ininfi*)、吉尼係數 (*lingini*) / 第一五分位所得份額 (*lilow*)、教育 (*linschool*)、每人實質所得 (*linrgdp*)。工具變數法為兩階段最小平方法；以期始值作為當期自由化份額之工具變數。

對所得分配的效果決定於要素稟賦。對擁有較高人力與實質資本稟賦的國家而言，貿易機會增加將壓低非技術勞工的相對工資而擴大所得不均；相反地，對擁有較多非技術勞工的國家而言，貿易機會增加將提高非技術勞工的相對工資而減緩所得不均。這樣的理論直指貿易開放對富國與窮國的所得不均度有不同的影響，此即為其間存在非線性效果的具體依據。

實證結果分別呈現在表 3 (普通最小平方法) 與表 4 (工具變數法)。由兩表得知，無論是用哪種份額衡量貿易自由化或哪種方式衡量所得分配，估計係數與顯著性大致上符合 Barro (2000) 與 Askenazy (2005) 所說的貿易自由化會使貧窮國家不均度提高，富有國家不均度下降的說法。證明 Kuznets (1955) 假說，即所得分配不均度隨所得程度或經濟成長先惡化再改善。而結果之顯著性更能支持以下之門檻估計。

以表 3 panel A 欄 (1) 而言，當國內期初每人實質所得對數值小於 7.913 ( $0.0182 / 0.0023 \approx 7.913$ )、<sup>3</sup> 國內期初每人實質所得水準小於 2732.5759 美元，則自由化對於國內吉尼成長率有正向顯著影響，對窮國不均度有擴大之現象；一旦期初每人實質所得對數值超過 7.913 此水準，自由化對於吉尼成長率的影響則平滑地轉為負向關係，富有國家不均度因自由化而下降。相同的方式下，panel B 欄 (1) 為對於第一五分位之所得份額成長率，當國內期初每人實質所得對數值小於 8.3902 ( $0.0688 / 0.0082 \approx 8.3902$ )、即期初每人實質所得小於 4403.6983 美元時，自由化使得國內第一五分位之所得份額成長率下降，窮人所得成長減少，不均度上升；一旦對數值超過 8.3902 此水準，第一五分位之所得份額成長率會因國內自由化提升而上升，即不均度下降。

而表 4 (工具變數法) 欄 (1) 結果得知，國內每人實質所得對數值必須超過 6.8095 ( $0.0143 / 0.0021 \approx 6.8095$ )，國內每人實質所得須超過 906.4175 美元，自由化才能對不均度有顯著改善；國內每人實質所得對數值必須超過 7.52 ( $0.0564 / 0.0075 \approx 7.52$ )、國內每人實質所得值須超過 1844.5673 美元，自由化方能對第一五分位之所得

<sup>3</sup> 以表 3 欄 (1) 的貿易份額為例： $ggini_i = 0.0182 \lntra_i - 0.0023 \lntra_i \times \lnrgdp_i + \omega(\text{controlled variables})_i + \varepsilon_i = (0.0182 - 0.0023 \lnrgdp_i) \lntra_i + \omega(\text{controlled variables})_i + \varepsilon_i$ 。當  $0.0182 - 0.0023 \lnrgdp_i > 0$ ，即  $\lnrgdp < 7.913$  ( $0.0182 / 0.0023 \approx 7.913$ )，貿易自由化對不均度呈正相關；而  $0.0182 - 0.0023 \lnrgdp_i < 0$  時，即  $\lnrgdp > 7.913$ ，影響平滑轉為負相關。

表 3 普通最小平方方法考慮交叉項之實證結果

	panel A 以吉尼成長率作應變數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	0.0058 (0.0308)	0.0165 (0.0251)	0.0338 (0.0308)	0.0611** (0.0260)
<i>lintra</i>	0.0182** (0.0078)			
<i>lintra</i> × <i>linrgdp</i>	-0.0023** (0.0009)			
<i>linimp</i>		0.0176** (0.0067)		
<i>linimp</i> × <i>linrgdp</i>		-0.0023*** (0.0008)		
<i>linexp</i>			0.0112 (0.0094)	
<i>linexp</i> × <i>linrgdp</i>			-0.0015 (0.0011)	
<i>linfdi</i>				-0.0000 (0.0029)
<i>linfdi</i> × <i>linrgdp</i>				0.0001 (0.0004)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.3131	0.3221	0.2983	0.3569
	panel B 以第一五分位之所得份額成長率作應變數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	0.2488*** (0.0850)	0.1910*** (0.0678)	0.1001 (0.0646)	-0.1052* (0.0597)
<i>lintra</i>	-0.0688*** (0.0222)			
<i>lintra</i> × <i>linrgdp</i>	0.0082*** (0.0025)			
<i>linimp</i>		-0.0641*** (0.0198)		
<i>linimp</i> × <i>linrgdp</i>		0.0077*** (0.0022)		
<i>linexp</i>			-0.0394* (0.0214)	
<i>linexp</i> × <i>linrgdp</i>			0.0049** (0.0025)	
<i>linfdi</i>				-0.0067 (0.0070)
<i>linfdi</i> × <i>linrgdp</i>				0.0007 (0.0009)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.3655	0.3675	0.3128	0.2068

資料來源：本研究整理。

註：括弧內代表標準差值。\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表滿足 1%、5%、10% 顯著水準。解釋變數為期初之貿易份額 (*lintra*)、進口份額 (*linimp*)、出口份額 (*linexp*)、外人直接投資份額 (*linfdi*)，以及金融發展 (*linpriv*)、政府支出 (*lingov*)、物價膨脹率 (*ininfi*)、吉尼係數 (*lingini*) / 第一五分位所得份額 (*lilow*)、教育 (*linschool*)、每人實質所得 (*linrgdp*)。

表 4 工具變數法考慮交叉項之實證結果

	panel A 以吉尼成長率作應變數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	0.0187 (0.0322)	0.0172 (0.0272)	0.0313 (0.0353)	0.0596** (0.0289)
<i>ltra</i>	0.0143* (0.0077)			
<i>ltra</i> × <i>lrgdp</i>	-0.0021** (0.0009)			
<i>limp</i>		0.0183** (0.0074)		
<i>limp</i> × <i>lrgdp</i>		-0.0025** (0.0009)		
<i>lexp</i>			0.0137 (0.0120)	
<i>lexp</i> × <i>lrgdp</i>			-0.0019 (0.0015)	
<i>lfdi</i>				0.0013 (0.0055)
<i>lfdi</i> × <i>lrgdp</i>				0.0001 (0.0006)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.3829	0.3839	0.3739	0.3683
	panel B 以第一五分位之所得份額成長率作應變數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	0.1997** (0.0943)	0.1299* (0.0717)	0.1070 (0.0716)	-0.0187 (0.0212)
<i>ltra</i>	-0.0564** (0.0250)			
<i>ltra</i> × <i>lrgdp</i>	0.0075** (0.0029)			
<i>limp</i>		-0.0458** (0.0188)		
<i>limp</i> × <i>lrgdp</i>		0.0062*** (0.0023)		
<i>lexp</i>			-0.0410* (0.0212)	
<i>lexp</i> × <i>lrgdp</i>			0.0056** (0.0026)	
<i>lfdi</i>				-0.0198* (0.0115)
<i>lfdi</i> × <i>lrgdp</i>				0.0018 (0.0013)
樣本數	62	62	62	54
R <sup>2</sup>	0.3081	0.3488	0.3524	0.3793

資料來源：本研究整理。

註：括弧內代表標準差值。\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表滿足 1%、5%、10% 顯著水準。解釋變數同表 2。

份額成長率有明顯地正面幫助，而降低不均度。

以上可應用簡單的相除方式，<sup>4</sup> 算出普通最小平方法與工具變數法在各種不同份額、不同應變數下，去區分高、低所得國家的臨界水準；亦可與後面的門檻值相比，觀察高、低所得國家平滑性與結構性轉變有何不同。

### 3.2 門檻估計結果分析

基本上，前一節以交叉項處理非線性效果的做法，將視樣本資料為連續性資料，所找到的臨界水準並未能檢定是否具顯著性；但根據 HOSS 理論，隱含橫斷面的所得資料應為間斷資料，故以門檻模型作為替代方法來找出顯著的門檻值。此節討論貿易自由化與所得分配關係是否存在所得門檻效果。<sup>5</sup> Hansen (1999) 模型要求門檻變數需為外生變數，在此以期初每人實質所得作為門檻變數以解決內生問題，<sup>6</sup> 探討貿易自由化對於國內所得分配影響，是否會因國內所得程度不同而有所不同。

估計結果於表 5、表 6 與表 7，其中表 5 是以吉尼成長率衡量所得分配不均度，觀察貿易自由化對吉尼成長率之影響。表 6 為穩健性檢定，是以第一五分位所得份額成長率衡量所得分配不均度，探討貿易自由化與第一五分位所得份額成長率之關係能否與表 5 相符。而表 7 則是外人直接投資與所得分配之間的關係。大致上貿易開放使所得相對較低之國家其所得分配不均度明顯提高，但對於所

---

<sup>4</sup> 同註 2 的方法。

<sup>5</sup> 實證過程中，曾考慮以貿易自由化份額當作門檻變數，觀察貿易自由化程度不同的國家，其貿易開放對於所得分配影響是否不同；但是檢驗得知各種貿易自由化份額無法具有顯著性門檻，故在此不以貿易自由化份額當作門檻變數。

<sup>6</sup> 本文所使用的資料期間為 1960 年至 2005 年，期初 (1960) 實質所得在整個資料期間可視為事先決定 (predetermined)，這期間的所得成長並不能影響期初實質所得。也為能評估貿易與成長的關係是否對經濟發展為非線性關係，我們參照 Durlauf and Johnson (1995)、Hansen (2000)、Deidda and Fattouh (2002) 以及 Kim and Lin (2009)，以期初稟賦值 (1960 年每人平均實質所得) 為門檻變動。這樣做不僅緩和內生性問題，同時明確地使貿易開放的成長效果和經濟發展程度產生關聯。



得相對較高之國家之所得分配無顯著效果；而外人直接投資對於所得相對較低的國家之所得分配無明顯效果，但對於所得相對較高的國家則明顯令其所得分配惡化。

### 3.2.1 貿易自由化與吉尼成長率

首先，我們觀察是否存在門檻效果。表 5 中吉尼成長率為應變數、期初每人實質所得為門檻變數。所有貿易自由化指標在 5% 顯著水準下，均拒絕無門檻之虛無假設，表示高、低所得估計結果存在顯著差異。<sup>7</sup> 以模型 1 貿易份額 (*lintra*) 為例，在 1% 顯著水準下，拒絕無門檻效果之虛無假設。當國內期初每人實質所得對數值低 (高) 於 6.344 (國內期初每人實質所得值低 (高) 於 569.0680 美元) 歸類為所得相對較低 (高) 的國家，樣本裡有 14 國屬於低所得國家，48 國為高所得國家。附表 3-1 以貿易份額為例，將所得相對較高與較低之國家列出予以參考。

以貿易 (*lintra*) 為自由化指標時，模型 1 之低所得國家自由化對吉尼成長率影響顯著為正，且自由化每增加 1%，吉尼成長率平均會增加 0.0184%，顯示在低所得國家貿易自由化使得國內不均度提高；而對高所得國家，貿易份額雖然能減少吉尼成長率，但正負影響相抵導致總影響力不顯著。可見當期初每人實質所得由低所得變成高所得時，貿易份額對於所得不均度影響將由正向顯著關係轉為不顯著，發生結構性轉變。此結果與 Feenstra and Hanson (1997)、Beyer et al. (1999) 預測自由化使低所得國家所得不均度提高的結果相同；也和 Ripoll (2005) 指出貿易自由化的提升導致低所得國家所得不均度惡化的結論相似。除了理論文獻外，貿易份額在

---

<sup>7</sup> 雖然世界發展指數 (world development indicator, WDI) 區分全球經濟發展程度時，分為高、中高、中低、低所得等區塊，但此種傳統分類未經統計檢定。而本研究的門檻數目是由資料來決定的，具有顯著性。本文同時檢測是否有第二個門檻值，但結果並不顯著，且因樣本數偏少，未再檢定多個門檻值。因此表 5、表 6、表 7 以期初每人實質所得為門檻變數時，我們實際上只有一個顯著門檻，故只區分高、低兩種所得程度的國家。

低所得國家之實證結果亦符合 Andreas (1998)、Barro (2000)、Galiani and Sanguinetti (2003)、Airola (2008) 之研究。

表 5 門檻實證結果 — 以吉尼成長率作為應變數

模型	1		2		3	
份額	<i>lintra</i>		<i>linimp</i>		<i>linexp</i>	
門檻估計值 $\hat{\gamma}$	6.3440		5.7587		8.6744	
LM 檢定統計量	18.7737		18.4429		19.1126	
P 值	0.0090		0.0180		0.0100	
區間	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$
自由化	0.0184* (0.0094)	-0.0009 (0.0019)	0.0432** (0.0073)	-0.0019 (0.0017)	-0.0004 (0.0016)	-0.0041* (0.0022)
常數項	0.0716 (0.0546)	0.0925*** (0.0226)	0.2608* (0.0683)	0.0866*** (0.0197)	0.0374** (0.0177)	0.0434 (0.0514)
<i>linpriv</i>	-0.0067 (0.0038)	0.0003 (0.0004)	-0.0079* (0.0023)	0.0002 (0.0004)	0.0003 (0.0004)	-0.0042 (0.0025)
<i>lingov</i>	-0.0005 (0.0072)	-0.0046** (0.0021)	-0.0388** (0.0061)	0.0001 (0.0031)	0.0005 (0.0030)	-0.0022 (0.0053)
<i>ininfy</i>	0.0001 (0.0001)	0.0001** (0.0000)	-0.0000 (0.0001)	0.0001** (0.0000)	0.0001 (0.0001)	0.0002 (0.0001)
<i>lingini</i>	-0.0510** (0.0171)	-0.0149*** (0.0047)	-0.0711* (0.0174)	-0.0152*** (0.0041)	-0.0093** (0.0041)	-0.0221** (0.0089)
<i>linschool</i>	-0.0075 (0.0039)	0.0017 (0.0024)	-0.0101 (0.0035)	0.0017 (0.0017)	0.0013 (0.0021)	0.0084 (0.0070)
<i>linrgdp</i>	0.0076 (0.0051)	-0.0032** (0.0012)	-0.0098 (0.0044)	-0.0036*** (0.0011)	-0.0005 (0.0009)	0.0029 (0.0036)
樣本數	14	48	10	52	44	18

資料來源：本研究整理。

註： $\hat{\gamma}$  為期初每人實質所得門檻估計值。LM 檢定統計量、P 值分別表示以 LM 檢定、P 值檢定是否有門檻存在。括弧內代表標準差值。\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表滿足 1%、5%、10% 顯著水準。解釋變數為期初之貿易份額 (*lintra*)、進口份額 (*linimp*)、出口份額 (*linexp*)，以及金融發展 (*linpriv*)、政府支出 (*lingov*)、物價膨脹率 (*ininfy*)、吉尼係數 (*lingini*)、教育 (*linschool*)、每人實質所得 (*linrgdp*)。

以模型 2 進口份額 (*linimp*) 為自由化指標時，在 5% 顯著水準下，拒絕無門檻效果之虛無假設。當國內期初每人實質所得對數值低 (高) 於 5.7587 (國內期初每人實質所得值低 (高) 於 316.9360 美元) 歸類為所得相對較低 (高) 之國家，樣本中共 10 國屬於低所得國家，52 國屬於高所得國家 (見附表 3-2)。類似貿易份額的實證結果，模型 2 顯示低所得國家進口份額與吉尼成長率之間關係在

5% 顯著水準下顯著為正，每增加 1% 的進口份額，吉尼成長率將平均增加 0.0432%；進口份額增加雖能降低高所得國家之吉尼成長率，但總影響力不顯著。

以模型 3 出口份額 (*linexp*) 為自由化指標時，在 1% 顯著水準下，拒絕無門檻效果之虛無假設。當國內期初每人實質所得對數值低 (高) 於 8.6744 (國內期初每人實質所得值低 (高) 於 5851.1880 美元) 屬於所得相對較低 (高) 國家；樣本中屬於所得相對較低國家共 44 國，所得相對較高國家有 18 國 (見附表 3-3)。比較特殊的發現是，出口份額增加對低所得國家所得不均度具不顯著負向影響；而高所得國家在 10% 顯著水準下具顯著負向影響，即每增加 1% 出口份額，所得不均度將平均減少 0.0041%，顯示高所得國家出口份額增加對所得不均度具顯著改善效果。以出口份額為自由化指標，在高所得國家之實證結果與 Askenazy (2005)、Barro (2000)、Chakrabarti (2000) 結論相符，即自由化能改善高所得國家之所得分配。

至於控制變數的影響，研究發現無論是金融發展、政府支出、通貨膨脹率還是教育，對於低所得國家所得不均度皆沒有顯著影響力。吉尼係數在低所得國家中具負向的顯著影響力，表示所得分配不均度長期具有收斂現象；而每人實質所得對於低所得國家之吉尼成長率呈現負的不顯著影響。

相對地，高所得國家以金融發展、政府支出還是教育為控制變數，控制變數對於吉尼成長率影響與低所得國家相同，多為不顯著。但通貨膨脹率對於高所得國家吉尼成長率具正向顯著效果，此與 Beck et al. (2007) 研究相符，即通貨膨脹有損高所得國家之所得分配。在高所得國家裡，吉尼係數與每人實質所得大致具有顯著的負向影響，吉尼係數反映出長期所得不均度會有收斂情況。<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> 富國與窮國長期所得並不會收斂至相同的不均度，因為富國與窮國的門檻係數顯著不同，收斂速度不同，兩者將收斂至不同的恆定狀態 (steady states)。

### 3.2.2 貿易自由化與第一五分位所得份額成長率

爲了讓主要結果更加穩健，此部分以第一五分位之所得份額成長率作爲迴歸之應變數，觀察自由化對於高、低所得國家內第一五分位之所得份額成長率的影響。

表 6 門檻實證結果 — 以第一五分位之所得份額成長率作應變數

模型	1		2		3	
份額	<i>lintra</i>		<i>Linimp</i>		<i>linexp</i>	
門檻估計值 $\hat{\gamma}$	6.3671		6.2278		5.7587	
LM 檢定統計量	18.6280		19.7827		18.6471	
P 值	0.0190		0.0050		0.0180	
區間	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$
自由化	-0.0881*** (0.0241)	0.0012 (0.0036)	-0.1139*** (0.0277)	0.0021 (0.0034)	0.0295* (0.0095)	0.0005 (0.0034)
常數項	0.4703*** (0.0996)	-0.0584** (0.0237)	0.4150*** (0.0627)	-0.0631** (0.0236)	-0.0657 (0.1487)	-0.0299 (0.0225)
<i>linpriv</i>	0.0107 (0.0067)	-0.0005 (0.0008)	0.0099* (0.0041)	-0.0006 (0.0008)	0.0080 (0.0044)	-0.0001 (0.0009)
<i>lingov</i>	0.0234 (0.0143)	0.0082 (0.0064)	0.0820** (0.0295)	0.0075 (0.0057)	0.0859* (0.0219)	0.0040 (0.0063)
<i>ininfy</i>	-0.0002 (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0002)	-0.0002* (0.0001)
<i>linlow</i>	-0.0722** (0.0213)	-0.0227*** (0.0036)	-0.1054** (0.0298)	-0.0219*** (0.0036)	0.0633* (0.0150)	-0.0231*** (0.0038)
<i>linschool</i>	0.0407*** (0.0101)	-0.0051 (0.0060)	0.0465*** (0.0113)	-0.0074 (0.0058)	-0.0397* (0.0127)	-0.0022 (0.0043)
<i>linrgdp</i>	-0.0148* (0.0076)	0.0097*** (0.0032)	-0.0147 (0.0111)	0.0105*** (0.0029)	-0.0510 (0.0260)	0.0077*** (0.0025)
樣本數	15	47	13	49	10	52

資料來源：本研究整理。

註： $\hat{\gamma}$  爲期初每人實質所得門檻估計值。LM 檢定統計量、P 值分別表示以 LM 檢定、P 值檢定是否有門檻存在。括弧代表標準差值。\*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表滿足 1%、5%、10% 顯著水準。解釋變數爲期初之貿易份額 (*lintra*)、進口份額 (*linimp*)、出口份額 (*linexp*)，以及金融發展 (*linpriv*)、政府支出 (*lingov*)、物價膨脹率 (*ininfy*)、第一五分位之所得份額 (*linlow*)、教育 (*linschool*)、每人實質所得 (*linrgdp*)。

自由化如果提高 (降低) 第一五分位之所得份額成長率，國內不均度降低 (提高)。故在此部分自由化之估計係數的正負符號應與表 5 相反。

由表 6 之貿易份額、進口份額、出口份額 (模型 1、2、3) 得知，在 5% 顯著水準下皆拒絕無門檻效果之虛無假設，表示貿易自由化對高、低所得國家之第一五分位所得份額成長率影響有顯著差別。且估計係數符號確實與表 5 主要結果相反，唯顯著性有些許不一致。

以模型 1 貿易份額 (*lintra*) 為例，在 5% 顯著水準下，拒絕無門檻效果之虛無假設。當國內期初每人實質所得對數值低於 6.3671 (國內期初每人實質所得值低於 582.3665 美元) 屬所得相對較低之國家，共 15 國。相對地，屬所得相對較高之國家有 47 國。在低所得國家，貿易份額每增加 1%，第一五分位所得份額成長率平均下降 0.0881%，顯示國內不均度增加；而高所得國家貿易份額對第一五分位所得份額成長率效果不顯著。此結果符合 Feenstra and Hanson (1997)、Beyer et al. (1999) 與 Ripoll (2005) 之理論，以及 Andreas (1998)、Barro (2000)、Galiani and Sanguinetti (2003) 與 Airola (2008) 之實證研究。

以模型 2 進口份額 (*linimp*) 為自由化指標時，在 1% 顯著水準下，拒絕無所得門檻之虛無假設。當國內期初每人實質所得對數值低於 6.2278 (國內期初每人實質所得值低於 506.6396) 為所得相對較低之國家，共 13 國；而所得相對較高之國家有 49 國。在 1% 顯著水準下，低所得國家每增加 1% 進口份額，第一五分位所得份額成長率顯著減少 0.1139%；而進口份額增加能改善高所得國家之所得分配，只是影響力不顯著。

以模型 3 出口份額衡量自由化，顯示在 5% 顯著水準下拒絕無門檻之虛無假設。國內期初每人實質所得對數值低於 5.7587 (國內期初每人實質所得值低於 316.936 美元) 者視為所得相對較低的國家，共有 10 國；所得相對較高的國家有 52 國。

與貿易份額、進口份額不同的是，低所得國家在 10% 顯著水準下，每增加 1% 出口份額，第一五分位所得份額成長率平均顯著增加 0.0295%，表示出口份額增加改善國內所得分配，此結果與

Kumar and Mishra (2008) 之結論相符。<sup>9</sup> 而高所得國家則無顯著影響。

就控制變數而言，金融發展、物價膨脹率對於低所得國家之第一五分位之所得份額成長率大致上影響力都不顯著。而政府支出增加大致能符合 Bulir (2001) 與 Wolff (2005) 之研究，使低所得國家內第一五分位所得份額成長率增加，不均度下降。至於教育確實能改善低所得國家內之第一五分位所得份額成長率，與 Bourguignon (1994) 結論相同。第一五分位之所得份額對於低所得國家之第一五分位所得份額成長率具顯著負相關，而每人實質所得大致上會惡化低所得國家內之第一五分位所得份額成長率，但效果不顯著。

在高所得國家中，金融發展、政府支出、物價膨脹率與教育對於第一五分位所得份額成長率大致上無顯著影響。第一五分位之所得份額與每人實質所得對於高所得國家之第一五分位所得份額成長率皆具顯著影響力，第一五分位之所得份額具反向效果，而每人實質所得有正向效果存在。

### 3.2.3 外人直接投資與所得分配

此小節研究外人直接投資 (*linfdi*) 對於國內所得分配影響是否因國內所得程度不同而不同。估計結果於表 7，其中模型 1 是以基尼成長率衡量所得分配不均度，而模型 2 則是以第一五分位所得份額成長率衡量所得分配不均度。表 7 模型 1 在 1% 顯著水準下，拒絕無所得門檻效果之虛無假設。國內期初每人實質所得對數值低於 7.2479 (國內期初每人實質所得值低於 1405.1509 美元) 者屬所得相對較低之國家，共 22 國；屬所得相對較高之國家則有 32 國。<sup>10</sup> 附

<sup>9</sup> Kumar and Mishra (2008) 理論為：貿易自由化使工廠產出水準改變，影響勞工薪資，貿易自由化與生產力為正相關。外國競爭力增加，提升低所得國家製造者的創造力，重建與增加國內生產力。生產力的擴張進而影響產業內部薪資 (印度非技術工人薪資增加)，貿易自由化與非技術工人相對薪資呈正相關，進而提高第一五分位所得份額成長率，降低所得不均度。

<sup>10</sup> 外人直接投資的資料又較貿易資料受限，刪除離群資料後只有 54 筆。

表 4 列出以外人直接投資為例，所得相對較低與較高之國家。

低所得國家外人直接投資份額增加雖然會提高國內所得不均度，但效果不顯著；高所得國家在 1% 顯著水準下，外人直接投資對吉尼成長率具顯著正向影響，自由化每增加 1%，所得不均度將平均增加 0.0016%。金融自由化使高所得國家之所得不均度明顯提高之結果和 Figini and Gorg (1999) 相似。<sup>11</sup> 至於高所得國家之外人直接投資實際結果與 Choi (2006) 研究相同，無論是外國向國內直接投資增加還是國內對外人直接投資增加抑或是總外人直接投資增加，都會使國內所得不均度提高。

至於控制變數金融發展、政府支出、通貨膨脹率與教育對低所得國家之吉尼成長皆無顯著影響力。而吉尼係數對低所得國家吉尼成長具明顯的負向效果，表示所得分配不均度在長期有明顯收斂現象。而每人實質所得的增加對於低所得國家內部不均度具顯著增加效果。

高所得國家之金融發展顯然與國內所得分配不均度增加有關，<sup>12</sup> 而政府支出對於高所得國家內所得分配具顯著改善效果，與 Bulir (2001) 與 Wolff (2005) 觀點相同。通貨膨脹率對高所得國家所得分配影響不顯著。人力資源愈充裕將愈擴大貧富所得差距，此與 Bourguignon (1994) 研究相反；傾向 Horowitz and Weinhold (1998)。<sup>13</sup> 吉尼係數說明在長期，高所得國家內部之所得分配不均度具有明顯收斂效果，而每

---

<sup>11</sup> Figini and Gorg (1999) 對愛爾蘭 (已開發國家) 進行研究，引用 Aghion and Howitt (1998) 的內生成長模型以跨國公司 (外人直接投資) 當作引進新技術的傳播工具，當地廠商可以藉由跨國公司來模仿進而學到更新的生產技術。廠商生產技術進入第一階段時，當地廠商使用舊技術、非技術勞工進行生產，而以技術勞工進行技術研發。隨著生產技術由第一階段邁向第二階段，對技術勞工需求愈來愈多，以至於技術與非技術勞工薪資差距愈來愈大，不均度因此增加。

<sup>12</sup> 參考 Clarke et al. (2006) 可能的解釋為金融制度在高所得國家無論是發展完備與否，都比較照顧富有家庭、忽視窮人家庭，因此富有家戶更容易從中獲利，所得不均度因此增加。

<sup>13</sup> Horowitz and Weinhold (1998) 認為教育能提升高所得家戶之預測與適應能力，相較於低所得家戶更能提高所得，因此造成國內所得不均擴大。

人實質所得的增加能有效改善國內貧富差距。

表 7 外人直接投資之門檻實證結果

模型	1		2	
應變數	吉尼成長率		第一五分位所得份額成長率	
自由化指標	<i>linfdi</i> 期初之外人直接投資份額			
門檻估計值 $\hat{\gamma}$	7.2479		5.8726	
LM 檢定統計量	20.4619		16.1822	
P 值	0.0010		0.0460	
區間	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$	$q_i < \hat{\gamma}$	$q_i \geq \hat{\gamma}$
自由化	0.0005 (0.0007)	0.0016*** (0.0006)	-0.0024 (0.0011)	-0.0017* (0.0009)
常數項	0.0338 (0.0262)	0.1395*** (0.0304)	0.1226 (0.0888)	-0.0252 (0.0201)
<i>linpriv</i>	-0.0075 (0.0054)	0.0005*** (0.0002)	0.0154 (0.0077)	-0.0003 (0.0005)
<i>lingov</i>	0.0011 (0.0030)	-0.0095*** (0.0025)	0.0592 (0.0215)	0.0031 (0.0054)
<i>ininfy</i>	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)
<i>lingini</i>	-0.0283*** (0.0080)	-0.0183*** (0.0060)		
<i>linlow</i>			0.0181 (0.0092)	-0.0253*** (0.0040)
<i>linschool</i>	-0.0002 (0.0032)	0.0074** (0.0033)	-0.0076 (0.0055)	-0.0049 (0.0048)
<i>linrgdp</i>	0.0090* (0.0047)	-0.0070*** (0.0015)	-0.0458 (0.0167)	0.0085*** (0.0024)
樣本數	22	32	10	44

資料來源：本研究整理。

註：同表 6。

以第一五分位所得份額成長率衡量所得分配不均度的模型 2，在 5% 顯著水準下，拒絕無所得門檻之虛無假設。國內期初每人實質所得對數值低於 5.8726 (國內期初每人實質所得值低於 355.1712 美元) 為所得相對較低的國家，共 10 國；所得相對較高的國家共 44 國。

模型 2 之外人直接投資雖減少低所得國家之第一五分位所得份額成長率，提高國內所得不均度，但效果不顯著；對高所得國家，在 10% 顯著水準下，外人直接投資份額每增加 1%，第一五分位所



得份額成長率將平均減少 0.0017%，明顯提高國內所得不均度，其中影響可參考 Figini and Gorg (1999) 對高所得國家之研究。模型 2 結論與模型 1 相符，使外人直接投資對高、低所得國家之所得分配影響更具穩健性。

至於控制變數，正負影響相抵可能是造成低所得國家中所有控制變數對於第一五分位所得份額成長率影響不顯著原因之一；在高所得國家，通貨膨脹率對於第一五分位所得份額成長率具負向顯著影響，使高所得國家內部不均度提高，與 Beck et al. (2007) 結果相符。而其它控制變數像是金融發展、政府支出與教育對第一五分位所得份額成長率影響皆無明顯效果存在。最後，第一五分位所得份額與每人實質所得對於高所得國家之第一五分位所得份額成長率都有顯著影響力，第一五分位所得份額與第一五分位所得份額成長率具高度負相關，而每人實質所得與第一五分位所得份額成長率具高度正相關。

#### 4. 結論與建議

本文探討貿易開放對於國內之所得分配是否因國內經濟發展程度不同而有不同影響。運用門檻迴歸模型分析 1960 年到 2005 年 62 國資料，檢驗貿易開放對於各國之所得分配是否存在所得門檻效果，討論開放對所得分配在低所得國家與高所得國家是否存在不同影響。

實證結果顯示，貿易開放對於所得不均度確實存在所得門檻效果。在經濟發展程度低的國家，貿易開放對於所得不均度大致呈現正顯著相關，即貧富之間的所得差距有可能因為貿易愈開放使得差距愈大。貿易開放、進口競爭，使得經濟發展程度低之國家需要更多的技術勞工，技術勞工相對薪資增加致使所得分配惡化。在經濟發展程度高的國家，正負影響相抵使得貿易開放對於所得分配無顯著性影響。雖然國際性組織如：國際貨幣基金會 (International

Monetary Fund, IMF)、世界銀行 (World Bank)，鼓勵經濟發展程度低之國家實施貿易開放以利長期經濟成長，但依本文實證得知過度地貿易開放有可能造成國內所得分配不均度提高。故對於經濟發展程度低之國家，貿易開放程度大小得視國內經濟成長與所得分配情況而定：假設國內經濟成長有待加強，則政府應多鼓勵貿易開放，但勢必會使所得不均程度惡化；若假設國內欲減少貧窮間之所得差距，則政府應適度地減少貿易開放，但可能降低國內長期經濟成長。

除了貿易開放，本文也檢驗出外人直接投資對於所得不均度亦存在明顯的所得門檻效果。在經濟發展程度較低之國家，正負影響相抵可能是造成外人直接投資對於國內所得分配影響力不顯著因素之一；而經濟發展程度較高之國家，外人直接投資對於所得不均度呈現正向顯著相關，即外人直接投資占國內生產毛額愈高愈拉大高所得國家貧富間之所得差距，可能原因為外人直接投資增加對技術勞工需求量增加，技術勞工相對薪資增加，導致國內所得分配不均度提高。而外人直接投資也有可能只對高發展國家內部之企業、公司有利，無助於國內低所得人民，故外人直接投資將使得高發展國家內部高低所得人民利益不平均進而惡化國內之所得分配。文獻指出對經濟發展程度高之國家而言，外人直接投資增加可能有利於國內長期經濟成長，而本文實證結果顯示外人直接投資增加有可能損害國內所得分配。因此針對經濟發展程度高之國家，外人直接投資的開放程度大小得根據國內經濟成長與所得分配狀況來決定：假設國內長期經濟成長有改善空間存在，則政府應積極開放外人直接投資，但將有損所得分配；又假設國內重視所得分配平均，則政府應適度地控制外人直接投資開放程度，但此作法可能對國內長期經濟成長有害。

依據文獻回顧，貿易自由化影響各國內技術與非技術勞工之實質薪資，改變國內之所得不均度。未來可從事貿易自由化對於技術與非技術勞工實質薪資影響繼續研究，證明貿易自由化對於技術與

非技術勞工實質薪資是否存在所得門檻效果，以期能間接證明本文結論。

本研究為避免當期解釋變數與所得分配存在內生性問題，利用期始值代替當期值來分析。此外本文可能忽略國家特色變數、時間相關變數而造成實證結果偏誤，此種無法捕捉之觀察變數，前人表示可運用縱橫資料予以解決。<sup>14</sup> 但以縱橫資料為主的門檻迴歸模型強調平衡的縱橫資料 (balanced panel data)，<sup>15</sup> 而本研究受限於資料型態，各國資料調查期間不一致 (unbalanced)，故以橫斷面資料取代縱橫資料。期待未來能取得更佳資料庫，繼續探討相關議題以捕捉國別差異性 (cross-country heterogeneity)。

---

<sup>14</sup> 譬如 Colletaz and Hurlin (2006) 即以非線性縱橫資料檢驗 21 個 OECD 國家在 1965 年至 2001 年公共資本生產力的門檻效果，其模型允許生產力的跨國差異及時間不穩定性。

<sup>15</sup> 請見 Hansen (1999, pp. 347)，模型第一段文字及註 2 之說明。

## 附錄

附表 1 變數定義與來源

變數	變數定義	來源
應變數		
吉尼成長率 (Growth in Gini)	吉尼係數為羅倫斯曲線與完全均等直線間所包含之面積佔完全均等直線以下整個三角形面積之比率，比率介於 0~1 之間；吉尼係數越大表示所得分配不均等的程度越高；反之表示不均等的程度越低。平均吉尼成長率為當年對數值減去前年對數值，將每年對數差距值加總除以總年數。	Dollar and Kraay (2002)
第一五分位所得份額成長率 (Growth in lowest quintile income share)	第一五分位所得份額為一國所得分配最窮 20% 者所得份額。平均第一五分位所得份額成長率為當年對數值減去前年對數值，將每年對數差距值加總除以總年數。	Dollar and Kraay (2002)
主要變數 1 (以普通最小平方、門檻方法估計時)		
期初貿易份額 ( <i>lintra</i> )	各國期初商品與勞務進出口總額占國內生產毛額比率取對數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版 (The World Bank's world data cd-rom, 2005 ed.)
期初進口份額 ( <i>linimp</i> )	各國期初商品與勞務進口額占國內生產毛額比率取對數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
期初出口份額 ( <i>linexp</i> )	各國期初商品與勞務出口額占國內生產毛額比率取對數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
期初外人直接投資份額 ( <i>linfdi</i> )	各國期初外國公司為取得國內經營權之投資總額 (包含各種股票投資、長短期資本) 占國內生產毛額比率取對數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版

附表 1 變數定義與來源（續前頁）

變數	變數定義	來源
主要變數 2 (以工具變數法估計時)		
貿易份額 ( <i>tra</i> )	各國每年商品與勞務進出口總額占國內生產毛額比率取對數，將每年對數值加總除以總年數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
進口份額 ( <i>limp</i> )	各國每年商品與勞務進口額占國內生產毛額比率取對數，將每年對數值加總除以總年數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
出口份額 ( <i>lexp</i> )	各國每年商品與勞務出口額占國內生產毛額比率取對數，將每年對數值加總除以總年數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
外人直接投資份額 ( <i>lfdi</i> )	各國每年外國公司為取得國內經營權之投資總額 (包含各種股票投資、長短期資本) 占國內生產毛額比率取對數，將每年對數值加總除以總年數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
控制變數		
期初金融發展 ( <i>linpriv</i> )	各國期初金融機構之私部門放款占國內生產毛額之比率取對數。	Beck et al. (2007) 整理 IMF 之國際金融統計資料 (International Financial statistics)
期初政府支出 ( <i>lingov</i> )	各國期初政府最終消費支出占國內生產毛額比率 (包含商品與勞務支出以及國防安全支出，不包含軍事支出) 取對數。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
期初物價膨脹率 ( <i>linfy</i> )	各國期初國內生產毛額平減指數的成長率。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版
期初吉尼係數 ( <i>lingini</i> )	各國期初之吉尼係數取對數。	Dollar and Kraay (2002)
期初第一五分位所得份額 ( <i>linlow</i> )	各國期初第一五分位所得份額取對數。	Dollar and Kraay (2002)
期初教育 ( <i>linschool</i> )	各國 25 歲以上的成年人口於期初所獲得的平均教育年數取對數。	Barro and Lee (1996)
期初每人實質所得 ( <i>linrgdp</i> )	各國期初每人實質國內生產毛額取對數，基期為 2000 年。	世界銀行 2005 年資料 庫光碟版

註：變數取對數可降低極端值之重要性。

附表 2 樣本國家名稱及期初每人實質所得對數值 (共 62 國)

國家別	<i>linrgdp</i>	國家別	<i>linrgdp</i>
尼泊爾	5.0012	約旦	7.5699
烏干達	5.1534	哥斯大黎加	7.5865
印尼	5.1900	智利	7.6836
迦納	5.3057	巴拿馬	7.8824
巴基斯坦	5.3744	匈牙利	7.8922
獅子山	5.5093	墨西哥	7.9265
比利時	5.5445	牙買加	8.1269
坦尚尼亞	5.5446	千里達與托巴哥	8.4366
斯里蘭卡	5.6584	烏拉圭	8.4833
賴索托	5.7587	西班牙	8.5593
尼日	5.7702	阿根廷	8.6014
泰國	5.8726	葡萄牙	8.6108
塞內加爾	6.2278	委內瑞拉	8.6744
尚比亞	6.3440	希臘	8.8685
埃及	6.3671	愛爾蘭	8.9638
菲律賓	6.4399	芬蘭	8.9787
突尼西亞	6.5935	日本	9.0476
宏都拉斯	6.6693	法國	9.0559
喀麥隆	6.6709	荷蘭	9.1341
厄瓜多爾	6.7668	英國	9.2670
玻利維亞	6.8565	澳洲	9.2780
哥倫比亞	6.9396	義大利	9.3065
馬來西亞	7.0056	加拿大	9.3105
韓國	7.0322	挪威	9.3763
巴西	7.1944	瑞典	9.4461
多明尼加	7.2479	丹麥	9.5373
模里西斯共和國	7.3550	美國	9.5563
土耳其	7.3589	紐西蘭	9.5816
瓜地馬拉	7.4453	孟加拉	9.5956
伊朗	7.4873	奧地利	9.7754
薩爾瓦多	7.5271	瑞士	10.2526

註：樣本國家取自 Beck et al. (2007) 之 72 國跨國資料，樣本期間為 1960 年至 2005 年；由於離群值與資料上的缺乏，使得可參考之樣本國家減少為 62 國。

附表 3-1 所得相對較低與較高國家 — 貿易開放與所得不均

對應正文表 5 之模型 1 以貿易份額 (*lintra*) 為例

panel A 低所得國家 14 個 (期初每人實質所得對數值低於 6.344)		
孟加拉	尼日	坦尚尼亞
迦納	巴基斯坦	泰國
印尼	塞內加爾	烏干達
賴索托	獅子山	尚比亞
尼泊爾	斯里蘭卡	
panel B 高所得國家 48 個 (期初每人實質所得對數值高於 6.344)		
阿根廷	芬蘭	荷蘭
澳洲	法國	紐西蘭
奧地利	希臘	挪威
比利時	瓜地馬拉	巴拿馬
玻利維亞	宏都拉斯	菲律賓
巴西	匈牙利	葡萄牙
喀麥隆	伊朗	西班牙
加拿大	愛爾蘭	瑞典
智利	義大利	瑞士
哥倫比亞	牙買加	千里達與托巴哥
哥斯大黎加	日本	突尼西亞
丹麥	約旦	土耳其
多明尼加	韓國	英國
厄瓜多爾	馬來西亞	美國
埃及	墨西哥	烏拉圭
薩爾瓦多	模里西斯共和國	委內瑞拉

附表 3-2 所得相對較低與較高國家 — 貿易開放與所得不均

對應正文表 5 之模型 2 以進口份額 (*linimp*) 為例

panel A 低所得國家 10 個 (期初每人實質所得對數值低於 5.7587)		
尼泊爾	賴索托	坦尚尼亞
比利時	巴基斯坦	烏干達
迦納	獅子山	
印尼	斯里蘭卡	
panel B 高所得國家 52 個 (期初每人實質所得對數值高於 5.7587)		
阿根廷	希臘	巴拿馬
澳洲	瓜地馬拉	菲律賓
奧地利	宏都拉斯	葡萄牙
孟加拉	匈牙利	塞內加爾
玻利維亞	伊朗	西班牙
巴西	愛爾蘭	瑞典
喀麥隆	義大利	瑞士
加拿大	牙買加	泰國
智利	日本	千里達與托巴哥
哥倫比亞	約旦	突尼西亞
哥斯大黎加	韓國	土耳其
丹麥	馬來西亞	英國
多明尼加	模里西斯共和國	美國
厄瓜多爾	墨西哥	烏拉圭
埃及	荷蘭	委內瑞拉
薩爾瓦多	紐西蘭	尚比亞
芬蘭	尼日	
法國	挪威	



附表 3-3 所得相對較低與較高國家 — 貿易開放與所得不均

對應正文表 5 之模型 3 以出口份額 (*linexp*) 為例

panel A 低所得國家 44 個 (期初每人實質所得對數值低於 9.6744)		
尼泊爾	宏都拉斯	葡萄牙
阿根廷	匈牙利	塞內加爾
比利時	印尼	獅子山
玻利維亞	伊朗	西班牙
巴西	牙買加	斯里蘭卡
喀麥隆	約旦	坦尚尼亞
智利	韓國	泰國
哥倫比亞	賴索托	千里達與托巴哥
哥斯大黎加	馬來西亞	突尼西亞
多明尼加	模里西斯共和國	土耳其
厄瓜多爾	墨西哥	烏干達
埃及	尼日	烏拉圭
薩爾瓦多	巴基斯坦	委內瑞拉
迦納	巴拿馬	尚比亞
瓜地馬拉	菲律賓	
panel B 高所得國家 18 個 (期初每人實質所得對數值高於 8.6744)		
澳洲	法國	紐西蘭
奧地利	希臘	挪威
孟加拉	愛爾蘭	瑞典
加拿大	義大利	瑞士
丹麥	日本	英國
芬蘭	荷蘭	美國

註：各國期初每人實質所得對數值請見附表 2。

附表 4 所得相對較低與較高國家 — 外人直接投資與所得不均

對應正文表 7 以外人直接投資份額 (*lnfdi*) 為例

panel A 低所得國家 22 個 (期初每人實質所得對數值低於 7.2479)		
孟加拉	印尼	斯里蘭卡
巴西	印度	泰國
喀麥隆	馬來西亞	突尼西亞
哥倫比亞	尼泊爾	坦尚尼亞
多明尼加	巴基斯坦	烏干達
厄瓜多爾	菲律賓	尚比亞
埃及	塞內加爾	
宏都拉斯	獅子山	
panel B 高所得國家 32 個 (期初每人實質所得對數值高於 7.2479)		
澳洲	希臘	紐西蘭
奧地利	瓜地馬拉	巴拿馬
比利時	匈牙利	葡萄牙
加拿大	愛爾蘭	薩爾瓦多
瑞士	義大利	瑞典
智利	牙買加	千里達與托巴哥
哥斯大黎加	約旦	土耳其
丹麥	日本	烏拉圭
芬蘭	墨西哥	美國
法國	荷蘭	委內瑞拉
英國	挪威	

註：刪除離群資料後剩 54 筆。

## 參考文獻

- Aghion, P. and P. Howitt (1998), *Endogenous Growth Theory*, Cambridge: MIT Press.
- Airola, J. (2008), “A Regional Analysis of the Impact of Trade and Foreign Direct Investment on Wages in Mexico, 1984-2000,” *Review of Development Economics*, 12:2, 276-290.
- Andreas, S. (1998), “Trade Policy and Income Inequality: New Evidence,” *Economics Letters*, 61: 3, 365-372.
- Askenazy, P. (2005), “Trade, Service, and Wage Inequality,” *Oxford Economic Papers*, 57:4, 674-692.
- Barro, R. J. (2000), “Inequality and Growth in a Panel of Countries,” *Journal of Economic Growth*, 5:1, 5-32.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (1996), “International Measures of Schooling Years and Schooling Quality,” *American Economic Review*, 86:2, 218-223.
- Beck, T., A. Demircuc-Kunt and R. Levin (2007), “Finance, Inequality and the Poor,” *Journal of Economic Growth*, 12:1, 27-49.
- Beyer, H., P. Rojas and R. Vergara (1999), “Trade Liberalization and Wage Inequality,” *Journal of Development Economics*, 59:1, 103-123.
- Bourguignon, F. (1994), “Growth, Distribution, and Human Resources,” in *En Route to Modern Economic Growth*, ed., G. Ranis, 43-70, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Bulir, A. (2001), “Income Inequality: Does Inflation Matter?” *IMF Staff Papers*, 48:1, 139-159.
- Chakrabarti, A. (2000), “Does Trade Cause Inequality?” *Journal of Economic Development*, 25:2, 1-21.

- Choi, C. (2006), "Does Foreign Direct Investment Affect Domestic Income Inequality?" *Applied Economics Letters*, 13:12, 811-814.
- Clarke, G. R. G., L. C. Xu and H. F. Zou (2006), "Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us?" *Southern Economic Journal*, 72:3, 578-596.
- Colletaz, G. and C. Hurlin (2006), "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach," HAL Working Paper.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994), "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, 102:3, 437-467.
- Deidda, L. and B. Fattouh (2002), "Non-Linearity between Finance and Growth," *Economics Letters*, 74:3, 339-345.
- Deininger, K. and L. Squire (1996), "A New Data Set Measuring Income Inequality," *World Bank Economic Review*, 10:3, 565-591.
- DiPietro, W. R. and E. Anoruo (2005), "International Trade and Global Income Inequality," *International Journal of Applied Economics*, 2:1, 121-131.
- Dollar, D. and A. Kraay (2002), "Growth Is Good for the Poor," *Journal of Economic Growth*, 7:3, 195-225.
- Dollar, D. and A. Kraay (2003), "Institutions, Trade, and Growth," *Journal of Monetary Economics*, 50:1, 133-162.
- Dowrick, S. and J. Golley (2004), "Trade Openness and Growth: Who Benefits?" *Oxford Review of Economic Policy*, 20:1, 38-56.
- Dreher, A. and N. Gaston (2007), "Has Globalisation Really Had No Effect on Unions?" *Kyklos*, 60:2, 165-186.
- Dreher, A. and N. Gaston (2008), "Has Globalization Increased Inequality?" *Review of International Economics*, 16:3, 1-21.

- Durlauf, S. N. and P. A. Johnson (1995), "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior," *Journal of Applied Econometrics*, 10:4, 365-384.
- Feenstra, R. C. and G. Hanson (1997), "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras," *Journal of International Economics*, 42:3, 371-393.
- Figini, P. and H. Gorg (1999), "Multinational Companies and Wage Inequality in the Host Country: The Case of Ireland," *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics*, 135:4, 594-612.
- Frankel, J. A. and D. Romer (1999), "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, 89:3, 379-399.
- Fukushige, M. (1989), "A New Approach to the Economic Inequality Based upon the Permanent Income Hypothesis," *Economics Letters*, 29:2, 183-187.
- Fukushige, M. (1996), "Annual Redistribution and Lifetime Redistribution," *Economics Letters*, 52:3, 269-273.
- Galiani, S. and P. Sanguinetti (2003), "The Impact of Trade Liberalization on Wage Inequality: Evidence from Argentina," *Journal of Development Economics*, 72:2, 497-513.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, 98:5, 1076-1107.
- Hansen, B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference," *Journal of Econometrics*, 93:2, 345-368.
- Hansen, B. E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68:3, 575-603.

- Herault, N. (2007), "Trade Liberalization, Poverty and Inequality in South Africa: A Computable General Equilibrium-Micro Simulation Analysis," *Economic Record*, 83:2, 317-328.
- Horowitz, A. W. and D. Weinhold (1998), "Household Characteristics and Income Inequality during Inflationary Periods: Recent Evidence from Suriname," *World Development*, 26:2, 297-306.
- Irwin, D. A. and M. Tervio (2002), "Does Trade Raise Income? Evidence from the Twentieth Century," *Journal of International Economics*, 58:1, 1-18.
- Jones, R. (1971), "A Three-Factor Model in Theory, Trade and History," in *Trade, Balance of Payments and Growth*, ed., J. Bhagwati, R. Jones, R. Mundell and J. Vanek, 3-21, North-Holland: Amsterdam.
- Kim, D. H. and S. C. Lin (2009), "Trade and Growth at Different Stages of Economic Development," *Journal of Development Studies*, 45:8, 1211-1224.
- Kumar, U. and P. Mishra (2008), "Trade Liberalization and Wage Inequality: Evidence from India," *Review of Development Economics*, 12:2, 291-311.
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, 45:1, 1-28.
- Lee, J. and P. Swagel (1997), "Trade Barriers and Trade Flows Across Countries and Industries," *Review of Economics and Statistics*, 79:3, 372-382.
- MacPhail, F. (2000), "What Caused Earnings Inequality to Increase in Canada during the 1980s?" *Cambridge Journal of Economics*, 24:2, 153-175.
- Mah, J. S. (2003), "A Note on Globalization and Income Distribution – the Case of Korea, 1975-1995," *Journal of Asian Economics*, 14:1, 157-164.

- Meller, P. and A. Tokman (1996), "Apertura Comercial Y Diferencial Salarial en Chile," in *El Modelo Exportador Chileno*, ed., P. Meller, 87-139, Santiago, Chile: CIEPLAN.
- Mundell, R. (1957), "International Trade and Factor Mobility," *American Economic Review*, 47:3, 321-335.
- Park, C. and M. Kim (1998), *Current Poverty Issues and Counter Policies in Korea*, Seoul: KIHASA and UNDP.
- Ripoll, M. (2005), "Trade Liberalization and the Skill Premium in Developing Economies," *Journal of Monetary Economics*, 52:3, 601-619.
- Robbins, D. (1994), "Relative Wage Structure in Chile, 1957-1992: Changes in the Structure of Demand for Schooling," *Estudios de Economia*, Universidad de Chile, 49-78.
- Rodriguez, F. and D. Rodrik (2001), "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence," in *NBER Macroeconomics Annual 2000*, ed., B. S. Bernanke and K. Rogoff, 261-338, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (1999), "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor," *Economic Review*, 84:1, 21-49.
- Sato, S. and M. Fukushige (2009), "Globalization and Economic Inequality in the Short and Long Run: The Case of South Korea 1975-1995," *Journal of Asian Economics*, 20:1, 62-68.
- Stolper, W. and P. Samuelson (1941), "Protection and Real Wages," *Review of Economic Studies*, 9:1, 58-73.
- The World Bank (2005), <http://www.worldbank.org/>.
- Wolff, E. N. (2005), "Is the Equalizing Effect of Retirement Wealth Wearing Off?" *The Levy Economics Institute*, New York University and NBER Working Paper No. 420.
- Wood, A. (1998), "Globalisation and the Rise in Labour Market Inequalities," *The Economic Journal*, 108:450, 1463-1482.

# Threshold Effects of Openness on Income Inequality

Chuang, Shi-Feng and Yah-Wei Chen

## Abstract

This paper empirically investigates the threshold effects of openness on income inequality. Specifically, we use Hansen's (1999) threshold regression model to examine whether the openness-inequality link varies with the degree of a country's income. By applying the model to 62 countries during the period 1996-2005, we find that there indeed exists an income threshold in the openness-inequality link. Moreover, the opening of goods markets increases income inequality in low-income countries. However, in high-income ones trade openness has minor effects. By contrast, foreign direct investment is found to increase income inequality in high-income countries and has an unimportant effect in low-income ones. These findings suggest that to reduce income inequality, the governments need to consider their positions in the economic development process and adopt relevant openness strategies.

Keywords: Trade Openness, Foreign Direct Investment, Income Inequality, Threshold, HOSS Theorem

JEL Classification: E64, F41, O15

---

Chuang, Shi-Feng, Department of Economics, Tamkang University, No. 151, Yingzhuang Rd., Tamsui Dist., New Taipei City 25137, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-26215656 ext. 3355, E-mail: [shifeng@mail.tku.edu.tw](mailto:shifeng@mail.tku.edu.tw). Yah-Wei Chen, Department of Economics, Tamkang University, No. 151, Yingzhuang Rd., Tamsui Dist., New Taipei City 25137, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-26215656 ext. 2838, E-mail: [andrew@mail.tku.edu.tw](mailto:andrew@mail.tku.edu.tw).  
Received 19 April 2010; revised 9 June 2010; accepted 9 December 2010.