

中國沿海及內陸城市的家戶特性變化 對所得分配與不均度之影響分析

唐正道

徐士勛*

李紹璋

台灣金融研訓院金融研究所 國立政治大學經濟學系 台灣金融研訓院金融研究所

This version: January 18, 2012

摘要

不同於以往文獻上針對中國大陸所得分配與不均度的探討方式，本研究採用中國大陸 1986 年、1997 年與 2006 年三個年度間的「城市住戶調查」資料，從家戶特性變化的角度切入，仔細探討沿海區域與內陸區域城市間的家戶總所得分配變動與差異。為了解區域之間所得分配的差異性，我們除了以線性迴歸模型估計家戶特性對於家戶總所得的平均影響效果外，也利用分量迴歸模型深入探討家戶所得在各分量之間的變化。同時，為了能更清楚瞭解家戶特性在區域間所得分配變動時所扮演的角色，我們進一步採用 Machado and Mata (2005, *Journal of Applied Econometrics*) 的方法，重建大陸城市家戶所得的邊際分配以及擬真分配，並據此進行跨區域間所得分配以及不均度的比較。實證結果顯示，我們所考慮的個別家戶特性，如戶長的性別、婚姻狀態以及所得收入人數等，對於所得分配的變動皆具有一定的重要性，並且隨著不同年代而有不同影響。然而，實證結果也顯示，各年度沿海區域與內陸區域家戶所得分配的差異性，主要仍是由家戶特性分配差異以外的經濟環境變化所造成。此外，我們也發現，沿海與內陸區域間家戶特性的差異雖然是造成沿海區域所得不均度較高的原因之一，但此影響卻也逐年遞減。這些實證結果都間接顯示了，中國近二十年來各階段經濟政策轉變對家戶所得所造成的影響是重大且長遠的。

關鍵詞：所得分配、不均度、分量迴歸、擬真分析

JEL 分類代號： D31, D63, R20

*聯繫作者： 徐士勳，國立政治大學經濟學系，臺北市文山區 116 指南路二段 64 號。電話：(02)29393091 分機 51667。電子郵件信箱：shhsu@nccu.edu.tw。

**本文的內容與觀點純屬作者個人研究的結果，不代表其服務機關之意見。

Abstract

Using urban household surveys in 1986, 1997, and 2006, this paper studies the changes of household income distribution of urban China and investigates the regional income inequality along the coastal-inland dichotomy. For household income, we estimate both linear and quantile regressions and analyze the effects of household characteristics on it. Furthermore, we apply the method of Machado and Mata (2005, *Journal of Applied Econometrics*) and conduct counterfactual decomposition. This technique attributes change in distribution or inequality into two broad sources. The first change is the economic structure – the coefficients effect, and the second one is the household characteristics – the covariates effect. Our primary finding is that the household head's gender, marital status, and family population with income are important determinants when estimating household income, and these effects may vary across periods. In addition, the income differentials between coastal and inland areas arise mainly from the changes in economic structure. As for income inequality between these two areas, the change in household characteristics does play a role, although this effect is diminishing over time.

Keywords : Income distribution, income inequality, quantile regression,
counterfactual analysis

JEL Classification : D31, D63, R20

1 前言

根據世界銀行 (World Bank) 的統計資料計算, 中國大陸的平均經濟成長率從 1980 年代約 9.75%, 到 1990 年代略升為 9.99%, 2000 年代更高達 10.29%; 而這三個年代世界的平均成長率僅分別為 3.14%、2.74% 與 2.71%。¹ 因此, 相較於世界其他國家, 中國大陸的經濟在過去二十多年來確實快速地發展。而如同其他已開發或發展中國家的經濟發展過程, 中國大陸高經濟成長所伴隨的所得分配也漸趨不均, 如中國國家統計局 (何姪, 2007) 所揭露的全中國所得不均度指標 – Gini 係數 (Gini coefficient), 於 1984 年為 0.24, 1994 年攀升至 0.40, 2000 年之後就持續維持高於 0.40 的水準, 甚至於 2005 年已達到 0.45 的高度不均。² 因此, 所得分配相關議題在學術研究上也逐漸受到重視。其中, 在探討中國大陸所得分配變化的研究中, 區域間的所得差異更是大家所關注的焦點。大致而言, 文獻上針對區域所得差異的主要分析面向有二, 一為「城市 – 鄉村」(urban/rural), 另一則為「內陸 – 沿海」(inland/coastal); 如 Tsui(1991)、Kanbur and Zhang (1999)、Gustafsson and Li (2002)、Lu (2002)、Renard (2002)、Chotikapanich *et al.* (2007)、Naughton (2007)、Sicular *et al.* (2007)、與 Fan *et al.* (2009) 等研究。在類似的分析面向下, 本文所關注的焦點將為: 近二十年來沿海與內陸區域城市間所得分配差異的可能成因以及其變化程度。

中國大陸自 1978 年中共十一屆三中全會由鄧小平確定改革開放路線, 並採取了「走向海洋」的不均衡「梯度」發展策略後, 中國的城市經濟體制便揚棄了毛澤東時期的「均衡發展」路線而逐漸轉型。其中, 更於 1980 年設立了深圳、珠海、汕頭與廈門四個東南沿海城市為經濟特區以吸引港澳台與外商資金投入; 而 1984 年所頒布的《關於經濟體制改革的決定》, 更確立了發展城市經濟為其改革的主要方針。1992 年鄧小平南巡後, 就逐漸讓大陸以往的「計劃經濟」體制走入歷史, 而以所謂的「社會主義市場經濟路線」取而代之。也因此中國從 1993 年之後, 面臨了另一階段的市場經濟改革, 不但許多較為劇烈的改革措施在此階段得以推行, 也為之後大陸城市經濟的發展奠定了相當根基。1990 年代末期, 基於「區域平衡」發展, 中國政府也逐漸將發展規劃從 (東南) 沿海延伸至各地; 如 2000 年「十五計畫」中開始執行「西部大開發」政策而對重慶、西安等十二個西部省市進行重點開發, 2003 年針對遼寧、吉林與黑龍江省而提出的「振興東北」計畫, 與 2006 年針對山西、河南等六省而執行的「中部崛起」計畫等; 相關的大陸重要經濟政策轉變, 在文獻上已有諸多整理與討論, 可參考如 Naughton (2007)、

¹世界銀行的資料網址為 <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>。

²相較於中國的所得不均度變化情況, 台灣的 Gini 係數 1980 年約為 0.28, 1995 年為 0.31, 2010 年為 0.34 (陳建良, 2011); 而根據 UNDP(2011) 所登載, 世界部份國家 2000 年時的 Gini 係數分別為, 瑞典 (0.25)、挪威 (0.25)、德國 (0.28)、西班牙 (0.34)、義大利 (0.36)、美國 (0.40) 與南非 (0.57)。

林祖嘉 (2011) 或陳小紅 (2011) 等研究。可想而知, 這些政府經濟發展政策的制訂與轉變, 勢必對中國大陸各城市的所得分配及所得不均度產生一定的影響與變動。

在研究所得分配的相關文獻上, 關於所得分配不均度的計算通常是以家戶總所得作為基礎。其原因是家庭成員往往是以其家庭所共同擁有的資源作為決策的相關依據; 同時, 許多來自於政府的稅收或是補貼政策, 也是以家庭作為徵收或補助的基本單位。由於家戶總所得與家戶的組成特性 (如家庭規模、家庭的收入人口數、戶長的教育及年齡等) 有一定的關連, 因此掌握家戶特性在整體社會中的分布狀況, 是了解所得分配變化的一個重要面向; 相關的立論文獻也可參考如曹添旺·張植榕 (2000)、管中閔·陳建良 (2010)、D'ambrosio (2001) 與 Bourguignon *et al.* (2008) 等研究。此外, 我們亦重視不同地區之間所得分配及其不均度的比較, 並希望藉此能對可能的政策施作提供有效訊息。但是, 我們必須特別指出的是, 當針對兩個群體間的資料進行比較時, 須在「可比較的基礎上比較 (compare the comparable)」。

例如, 在比較不同時間的所得分配時, 我們會將名目所得依照某一基期物價水準進行調整, 以反應真正實質所得的變化; 同樣地, 當比較不同區域之間家戶的所得分配時, 我們也應設法固定不同地區之間的家戶特性, 建立所謂的擬真 (counterfactual) 所得分配, 並以此做為分析比較的依據。

至於探討中國大陸城市家戶所得差異的文獻部分, Kanbur and Zhang (1999) 首先使用 1983 年至 1995 年之間大陸國家統計年鑑中的地區級統計數據, 直接將 Theil 指數針對其構成的來源進行拆解, 進而歸納出沿海以及內陸地區家戶所得不均度的差異在此段期間中有加劇的趨勢。Meng (2004) 則是根據中國社科院於 1988、1995 及 1999 三個年度的調查數據對城市的家戶所得不均度進行線性迴歸分析。其結果指出, 城市家戶所得不均度在其分析的期間中顯著地增加, 但是不均度的變化程度和改革措施強弱的階段性具有高度相關。其中, 在比較溫和的改革階段 (1988–1995 年), 地區間的差異是導致所得不均度上升的主要原因, 而在比較劇烈的改革階段 (1995–1999 年), 不均度的增加主要來自於所得分配中低收入家戶的比例增加。值得注意的是, 上述的文獻雖一定程度指出了中國大陸城市家戶所得的變化趨勢及其可能成因, 然而卻也受限於所採用的模型設定而存在分析上的限制。其中, Kanbur and Zhang (1999) 由整體所得不均度依某特定影響變數分類而進行拆解時, 並無法控制其他來源因素的間接或直接影響, 以致最後比較個別因素的拆解結果時, 可能產生明顯偏誤; 而在 Meng (2004) 的線性迴歸模型分析中, 由於建構在條件均數 (conditional mean) 的設定下, 因此無法呈現各家戶在各個不同所得水準下 (如高所得與低所得家庭) 所受的影響。此外, 由於缺少了擬真所得分配的建構, 上述的研究也無法更進一步區分所得分配的改變是來

自於解釋變數自身分配狀況的改變，還是該解釋變數所對應由經濟環境所衍生出的報酬（模型中的迴歸係數）發生變動所致。

另一方面，就我們所知，萬定山（2005）是目前對於中國大陸城市家戶所得分配研究的文獻中，唯一具有擬真分析基礎的研究。他的研究方法依循 Bourguignon *et al.* (2008) 前期的文稿，根據家戶個人的選擇行為去估計個人的工資函數、勞動參與選擇以及相關人口結構等效果的係數，並進而以模擬的方式，搭配前述估計所得到的係數，還原出家戶所得的擬真分配，再據此進行跨年度所得分配不均度的設算及分析。該文推論，在 1988–1999 年之間，所得分配跨年度的變化主要來自於決定所得方程式的係數效果 (price effect)，其中特別是區域（省）以及人力資本的報酬影響最為顯著。此外，參與就業的選擇行為對於所得分配跨年度變化也有一定的影響。萬定山（2005）的研究中引入了擬真分析的觀點，一定程度上彌補了過往大陸家戶所得研究上的不足。但值得一提的是，該文所承襲的 Bourguignon *et al.* (2008) 作法中對於各類所得收入方程式係數的估計相對複雜，因此在實證方法上仍須額外作不少簡化的假設；同時，他們的分析還是基於均數迴歸的架構，未考量所得分配各分量 (quantile) 間的差異，因此在應用上仍有所侷限。

不同於以往文獻上針對中國大陸所得分配與不均度的探討方式，本文的研究除了先透過條件均數的線性迴歸分析來了解家戶特性對於中國大陸沿海及內陸城市所得的影響，並輔以文獻上常用的 OB 拆解 (Oaxaca–Blinder Decomposition) 在均數上探討所得差異的來源外，同時更深入了解影響各家戶所得分量之間的變化，以及進一步區隔所得分配的改變是來自於家戶特性本身結構的變化 (composition effect) 或是家戶特性所對應的報酬發生變化 (price effect)。為了達到此目標，我們採用了 Machado and Mata (2005) 於條件分量迴歸 (conditional quantile) 線性模型設定下所提出的分析方法，亦即利用不同分量下的參數估計與自體重複抽樣 (re-sampling) 的方式重建對應分配與擬真分配。這個分析架構的好處是，一旦重建分配以及擬真分配得以確立，傳統的 OB 拆解將可推廣應用於涉及整體分配訊息之統計量的變化 (如 Gini 係數)，而非僅止於均數上變動的討論。由於 Machado and Mata (2005) 的方法相較於文獻上其他方法，具有一定的合理性與便利性，因此已有許多後續文獻在類似的架構上進行分析，如 Albrecht *et al.* (2003)、Melly (2007)、Autor *et al.* (2008) 與 Heinze (2010) 等。本研究也將在這樣的架構下進行所得不均度的探討。

本文其餘部份安排如下：在第 2 節中，我們介紹本文實證研究所採用的分析架構及計量方法，其中包含了所得分配指標、分量迴歸、所得分配與擬真所得分配的建構與

OB 拆解法的應用等。我們在第 3 節敘述本文所使用的資料及其基本特性，並於第 4 節詳細分析實證結果。最後，我們於第 5 節中總結本文的研究並提出相關討論。

2 所得分配指標與計量方法

2.1 所得分配指標

一般而言，文獻上常用於測量(所得分配)不均度的指標，大致可以分為兩大類型：一為比較某些特定比例的家戶平均所得，另一則為考慮整體分配變化而建構成的指標。在第一類不均度指標中，常見的分位數之離散比例即是由所得最高 10% (或 5%) 家戶的平均所得除以所得最低 10% (或 5%) 家戶的平均所得而得出，Oshima (1970) 所使用的 Index of Decile Inequality 即為其例。然而，儘管這系列指標相當直覺且易於詮釋，但是它往往忽略了中間所得分配所蘊含的資訊，也並未使用到所得分配左右兩尾之內分布狀況的訊息。至於第二大類的不均度指標則是利用變數整體分配資訊而建構，常見的有 Gini 係數、Generalized Entropy 系列指標 (如 Theil's T 指數和 Theil's L 指數等) 與 Atkinson 系列指標。此類指標皆滿足文獻上在討論不均度測量時所要求的一些良好性質，如「所得量度的獨立性 (Income Scale Independence)」、「母體規模的獨立性 (Population size independence)」、「Pigou-Dalton 移轉的敏感性 (Pigou-Dalton Transfer sensitivity)」與「對稱性 (Symmetry)」等。須附帶一提的是，除 Gini 係數外，其他兩系列指標更額外滿足了測量時要求的「可拆解性 (Decomposability)」，相關討論可參見 Houghton and Khandker (2009) 與 Cowell (2011) 等文獻。

在本研究後續討論中，我們針對所得不均度的分析比較將以 Gini 係數為主，其主要原因有二：首先，同時針對這三種指標分別設算沿海和內陸區域城市家戶的所得不均度，我們發現 Generalized Entropy 系列指標與 Atkinson 系列指標的相對變化趨勢和 Gini 係數類似，並無太大的差異。再者，大部分的相關文獻仍多以 Gini 係數衡量所得不均度。為了方便和這些研究的結果直接進行比較，我們在此研究中就以 Gini 係數為主要分析對象。我們將 Gini 係數的計算方法簡單整理如下：首先，將 N 個觀察到的家戶所得由小至大排序，並令 S_i 為小於或等於第 i 個家戶的所有家戶之累積所得，則羅倫茲曲線 (Lorenz Curve) 之下面積的估計為 $(2N)^{-1} \sum_{i=1}^N (S_{i-1} + S_i)$ 。Gini 係數也就根據羅倫茲曲線而定義為

$$\text{Gini 係數} = 1 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (S_i + S_{i-1}). \quad (1)$$

顯而易見地, 當 Gini 係數越小, 表示羅倫茲曲線與均勻分配 (uniform distribution) 累積分配函數 (cumulative density function) 所代表的 45° 線所夾的面積越小, 亦即資料分配越趨向均勻分配; 反之, Gini 係數越大則表示分配越不均勻。

2.2 計量模型與分量迴歸

我們令 $Y^{(R)}$ 為區域 R 家戶總所得 (或取對數後的家戶總所得), 而區域 R 中 k 個家戶特性所組成的 $k \times 1$ 變數向量則令為 $\mathbf{X}^{(R)} = [X_1^{(R)}, X_2^{(R)}, \dots, X_k^{(R)}]'$ 。令 $f_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)})$ 與 $F_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)})$ 分別為在 $\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)}$ 條件下, $Y^{(R)}$ 的條件分配函數 (conditional density function) 與條件累積分配函數 (conditional cumulative density function), 則其相對應的條件均數可進一步假設為 $\mathbf{X}^{(R)}$ 的線性函數, 意即

$$\mathbf{E}[Y^{(R)}|\mathbf{X}^{(R)}] := \sum_y y f_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)}) = \boldsymbol{\beta}^{(R)'} \mathbf{X}^{(R)}, \quad (2)$$

其中 $\boldsymbol{\beta}^{(R)} = [\beta_1^{(R)}, \dots, \beta_k^{(R)}]'$ 為與 $\mathbf{X}^{(R)}$ 相對應的 $k \times 1$ 未知參數向量。給定相對應的 $N^{(R)}$ 組家戶單位觀察值 $y_s^{(R)}$ 與 $\mathbf{x}_s^{(R)} = [x_{1,s}^{(R)}, x_{2,s}^{(R)}, \dots, x_{k,s}^{(R)}]'$, $s = 1, \dots, N^{(R)}$,³ 則此條件均數模型設定 (2) 可進一步對應於一個以 $y_s^{(R)}$ 為被解釋變數而 $\mathbf{x}_s^{(R)}$ 為解釋變數的線性迴歸模型:

$$y_s^{(R)} = \boldsymbol{\beta}^{(R)'} \mathbf{x}_s^{(R)} + \varepsilon_s^{(R)}, \quad s = 1, \dots, N, \quad (3)$$

而 $\varepsilon_s^{(R)}$ 則代表模型誤差項。此時未知參數 $\boldsymbol{\beta}^{(R)}$ 的估計一般可以透過最小平方方法 (least squared method) 來加以求得。值得注意的是, 根據上述條件均數模型設定, 我們僅假設了 $\mathbf{X}^{(R)}$ 對於 $Y^{(R)}$ 的條件均數的影響, 並無法描繪整個 $Y^{(R)}$ 的條件分配。

相對於 $Y^{(R)}$ 的條件均數線性模型 (2), 我們也可以建立在給定家戶特性 $\mathbf{X}^{(R)}$ 下, $Y^{(R)}$ 的條件分量線性模型:

$$Q_\theta(Y^{(R)}|\mathbf{X}^{(R)}) := \inf \left\{ y : F_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)}) \geq \theta \right\} = \boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta)' \mathbf{X}^{(R)}, \quad (4)$$

其中 $0 < \theta < 1$ 為所選定的分量, 而 $\boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta)$ 為此分量下所對應的參數。根據此分量模型設定, 我們可以清楚刻畫 $Y^{(R)}$ 的條件分配在第 θ 分量下的行為, 其中 $\boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta)$ 反映了解釋變數 $\mathbf{X}^{(R)}$ 對於第 θ 分量下 $Y^{(R)}$ 的影響程度。因此, 當所考慮的分量越多,

³在本文的後續的所有分析中, 我們都以大寫的英文字母代表隨機變數 (random variables), 小寫字母則表時相對應的觀察值 (observations) 或實現值 (realizations), 而粗體字則表示該變數 (或觀察值) 為向量。例如, \mathbf{X} 為一向量變數, 而 \mathbf{x} 為相對應的觀察值; Y 為單一變數, 而其觀察值為 y 。

即 $\theta = \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_M, 0 < \theta_1 < \theta_2 < \dots < \theta_M < 1$, 且 M 夠大時, 我們可以將整個 $Y^{(R)}$ 的條件分配給描繪出來。另一方面, 相較於條件均數對應下的線性迴歸模型 (3), 給定各家戶單位的觀察值 $y_s^{(R)}$ 與 $\mathbf{x}_s^{(R)}$, 分量迴歸線性模型也可以表示為:

$$y_s^{(R)} = \boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta)' \mathbf{x}_s^{(R)} + \epsilon_s^{(R)}(\theta), \quad s = 1, \dots, N^{(R)}, \quad (5)$$

其中 $\epsilon_s^{(R)}(\theta)$ 代表模型在分量 θ 時產生的誤差項。在此線性模型下, 針對每一選定的 θ , 令分量迴歸參數 $\boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta)$ 的估計值為 $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{(R)}(\theta)$, 則

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{(R)}(\theta) := \arg \min_{\mathbf{b}^{(R)}} \frac{1}{N} \sum_{s=1}^{N^{(R)}} \gamma_\theta \left(e_s^{(R)}(\theta) \right), \quad (6)$$

其中,

$$e_s^{(R)} = y_s^{(R)} - \mathbf{b}^{(R)'} \mathbf{x}_s^{(R)}, \quad \gamma_\theta(e) = \begin{cases} \theta e, & e \geq 0 \\ (\theta - 1)e, & e < 0. \end{cases} \quad (7)$$

關於此估計式的詳細求解過程與相關極限性質探討, 文獻上已有諸多討論, 可參見例如 Koenker and Bassett (1978), Bassett and Koenker (1982, 1986) 與 Koenker (2005) 等研究。

2.3 所得分配的建構、估計與抽樣方法

在此節中, 我們將依據 Machado and Mata (2005) 方法的精神, 詳細介紹如何藉由條件分量迴歸逐一建構所得與擬真所得的邊際分配, 及相對應的分配估計與抽樣方法。

2.3.1 所得的邊際分配

在給定某一家戶特性 $\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)}$ 下, 根據 $Y^{(R)}$ 之條件分量線性模型 (4) 設定, 我們可以進一步利用機率積分轉換定理 (probability integral transformation theorem) 來逐步建構 $Y^{(R)}$ 的邊際分配 (隨機樣本)。首先, 根據機率積分轉換定理, 當 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_M$ 為從 $(0, 1)$ 之間的均勻分配中所隨機抽取的樣本時,

$$(F_{Y|\mathbf{X}}^{(R)})^{-1}(\theta_m) = \boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta_m)' \mathbf{x}^{(R)}, \quad m = 1, \dots, M,$$

所服從的條件累積分配與條件分配將分別為 $F_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)})$ 與 $f_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)})$ 。意即, $\boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta_m)' \mathbf{x}^{(R)}, m = 1, \dots, M$, 可視為在給定 $\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)}$ 下, 從條件分配 $f_{Y|\mathbf{X}}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)})$ 中所抽取的 M 個隨機樣本。

在得到 $Y^{(R)}$ 於家戶特性 $\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}^{(R)}$ 下的條件分配後，我們可以進一步利用條件分配與邊際分配的關係來建構 $Y^{(R)}$ 的邊際分配。令 $f_Y^{(R)}$ 與 $f_X^{(R)}$ 分別代表 $Y^{(R)}$ 與 $\mathbf{X}^{(R)}$ 的邊際分配，則我們可以得到

$$f_Y^{(R)}(y) = \mathbf{P}(Y^{(R)} = y) = \sum_{\mathbf{x}} f_{Y|X}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x}) f_X^{(R)}(\mathbf{x}). \quad (8)$$

此關係式隱含了，當我們先從 $\mathbf{X}^{(R)}$ 的邊際分配 $f_X^{(R)}$ 中所隨機抽樣出一個樣本 \mathbf{x} ，再從其所相對應的條件分配 $f_{Y|X}^{(R)}(y|\mathbf{X}^{(R)} = \mathbf{x})$ 中抽樣出 y ，此時 y 可視為從邊際分配 $f_Y^{(R)}$ 中所抽樣的一個隨機樣本。重複此步驟多次，則我們就可以建構 $Y^{(R)}$ 的邊際分配 $f_Y^{(R)}$ 。

2.3.2 擬真所得的邊際分配

另一方面，當考慮任兩個觀察區域 c 與 i 時，我們也可以定義相對應的家戶擬真所得。在給定 i 區域的家戶特性 $\mathbf{X}^{(i)}$ 的條件下，假設隨機變數 $Y^{(c,i)}$ 與其對應的條件分配函數 $f_{Y|X}^{(c,i)}$ 及條件累積分配函數 $F_{Y|X}^{(c,i)}$ 滿足下列的條件分量設定：

$$Q_{\theta}(Y^{(c,i)}|\mathbf{X}^{(i)}) := \inf \left\{ y : F_{Y|X}^{(c,i)}(y|\mathbf{X}^{(i)}) \geq \theta \right\} = \boldsymbol{\beta}^{(c)}(\theta)' \mathbf{X}^{(i)}, \quad (9)$$

則我們稱 $Y^{(c,i)}$ 為以區域 i 家戶特性 $\mathbf{X}^{(i)}$ 而建立的區域 c 的家戶擬真所得變數。⁴

如同 $Y^{(R)}$ 的邊際分配建構方式，擬真所得變數 $Y^{(c,i)}$ 的邊際分配（令為 $f_Y^{(c,i)}$ ）也可利用條件分量設定 (9)、機率積分轉換定理及條件分配與邊際分配的關係來建構。我們首先從 $\mathbf{X}^{(i)}$ 的邊際分配 $f_X^{(i)}$ 中所隨機抽樣出一個樣本 $\mathbf{x}^{(i)}$ ，再從 $(0, 1)$ 之間的均勻分配中隨機抽取 θ 並計算 $\boldsymbol{\beta}^{(c)}(\theta)' \mathbf{x}^{(i)}$ ，此時 $\boldsymbol{\beta}^{(c)}(\theta)' \mathbf{x}^{(i)}$ 可視為從邊際分配 $f_Y^{(c,i)}$ 中所抽樣的一個隨機樣本。重複此步驟多次，則我們就可以建構 $Y^{(c,i)}$ 的邊際分配 $f_Y^{(c,i)}$ 。

2.3.3 分配估計與抽樣方法

根據前述的分析，各區域的所得與擬真所得的邊際分配都已然可藉由各條件分量模型與家戶特性之邊際分配逐一建立。然而，各分量 θ 下之真實的分量迴歸參數 $\boldsymbol{\beta}^{(R)}(\theta)$ 與各區域家戶特性的邊際分配 $f_X^{(R)}$ 皆為未知，因此在實際操作上，我們將分別由 (6) 所得到分量迴歸參數估計值 $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(R)}(\theta)$ 與由 $\mathbf{X}^{(R)}$ 觀察值所建立的自體重複抽樣分配 (re-sampling distribution) 替代。舉例而言，針對區域 c 的所得 $Y^{(c)}$ ，與給定 $\mathbf{X}^{(i)}$ 下

⁴此擬真分配的建構可以簡單想像成，將所有區域 i 的家戶搬到區域 c 時而產生的家戶總所得分配。

的擬真所得 $Y^{(c,i)}$ 的邊際分配, 我們令 $\tilde{y}^{(c)}(\theta)$ 與 $\tilde{y}^{(c,i)}(\theta)$ 分別代表對應分量 θ 下的一個抽樣樣本, 則根據 2.3.1 與 2.3.2 節的討論, Machado and Mata (2005) 所提出的抽樣方法為: 先從 $(0, 1)$ 之間的均勻分配中先隨機抽取一分量 θ , 計算出對應的分量迴歸參數估計值 $\hat{\beta}^{(c)}(\theta)$ 後, 再搭配從觀察值中隨機抽取一個樣本 $\mathbf{x}^{(c)}$ (或 $\mathbf{x}^{(i)}$), 計算 $\tilde{y}^{(c)}(\theta) = \hat{\beta}^{(c)}(\theta)' \mathbf{x}^{(c)}$ (或 $\tilde{y}^{(c,i)}(\theta) = \hat{\beta}^{(c)}(\theta)' \mathbf{x}^{(i)}$), 重複這樣的步驟多次即可建立相對應的邊際分配估計。此種抽樣方法的理論性質, 如一致性 (consistency) 與極限常態 (asymptotic normality) 等, 已於 Albrecht *et al.* (2008) 中被證明。在後續的分析中, 為了強調與 (未知) 真實母體邊際分配 $f_Y^{(c)}$ 、 $f_Y^{(i)}$ 與 $f_Y^{(c,i)}$ 之間的差異, 我們分別將對應建構的分配表示為 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ 、 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 與 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$, 同時也將對應建構的所得變數分別表示為 $\tilde{Y}^{(c)}$ 、 $\tilde{Y}^{(i)}$ 與 $\tilde{Y}^{(c,i)}$ 。再者, 為了行文簡潔, 在不產生困擾的情況下, 我們在後文中也將直接稱 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ 與 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 為「重建方配」, 而 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 為「擬真分配」。

然而, 由於是隨機抽樣, 在有限的重複抽取次數下, 於 Machado and Mata (2005) 方法下所抽取的分量可能遇到抽樣誤差 (sampling error) 問題, 亦即抽樣出的分量分配可能不夠均勻。再者, 因為每一個抽樣樣本都必須重新估計所對應的分量迴歸參數, 當抽樣數目較大時, 會耗費相當多時間。因此, 我們在本研究中採用文獻上的建議, 如 Albrecht *et al.* (2003)、Melly (2007)、Autor *et al.* (2008) 與 Heinze (2010) 等, 修改 Machado and Mata (2005) 的抽樣方法。我們將此修正後的估計與建構步驟整理如下:

步驟 1: 根據各家戶單位的觀察值 $y_s^{(R)}$ 與 $\mathbf{x}_s^{(R)}$, 藉由 (6) 式得到 θ 分量下估計值 $\hat{\beta}^{(R)}(\theta)$, 其中, $R = c, i$, 且我們選定 $\theta = 0.01, 0.02, \dots, 0.99$, 共 99 個分量。

步驟 2: 以抽出放回的方式, 從區域 c 的家戶特性觀察值 $\mathbf{x}_s^{(c)}$, $s = 1, \dots, N^{(c)}$, 與區域 i 的家戶特性觀察值 $\mathbf{x}_s^{(i)}$, $s = 1, \dots, N^{(i)}$ 中各隨機抽取 N_r 個值, 我們將其分別表示為 $\tilde{\mathbf{x}}_s^{(c)}$ 與 $\tilde{\mathbf{x}}_s^{(i)}$, $s = 1, \dots, N_r$ 。

步驟 3: 對所有 $\theta = 0.01, 0.02, \dots, 0.99$, 根據下式分別計算 $\tilde{y}_s^{(c)}(\theta)$ 與 $\tilde{y}_s^{(c,i)}(\theta)$:

$$\tilde{y}_s^{(c)}(\theta) = \hat{\beta}^{(c)}(\theta)' \tilde{\mathbf{x}}_s^{(c)}, \quad \tilde{y}_s^{(c,i)}(\theta) = \hat{\beta}^{(c)}(\theta)' \tilde{\mathbf{x}}_s^{(i)}, \quad s = 1, \dots, N_r.$$

令

$$\begin{aligned} \left\{ \tilde{y}_s^{(c)} \right\} &:= \left\{ \tilde{y}_s^{(c)}(\theta), \theta = 0.01, \dots, 0.99, s = 1, \dots, N_r \right\}, \\ \left\{ \tilde{y}_s^{(c,i)} \right\} &:= \left\{ \tilde{y}_s^{(c,i)}(\theta), \theta = 0.01, \dots, 0.99, s = 1, \dots, N_r \right\}, \end{aligned}$$

則 $\{\tilde{y}_s^{(c)}\}$ 將視為從 $Y^{(c)}$ 的邊際分配估計 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ 中所抽取的 $N_r \times 99$ 個隨機樣本; 而 $\{\tilde{y}_s^{(c,i)}\}$ 則視為從 $Y^{(c,i)}$ 的擬真邊際分配估計 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 中所抽取的 $N_r \times 99$ 個隨機樣本。

顯而易見地, 上述的估計與抽樣步驟和 Machado and Mata (2005) 所提出的方式有些微不同。首先, 我們在步驟 1 中直接給定 99 個分量並計算其對應的 99 個分量迴歸參數估計值, 進而避免了在有限的重複抽取次數下的抽樣誤差問題。再者, 若需要抽取 $N_r \times 99$ 筆樣本, 則 Machado and Mata (2005) 的方法必須抽取 $N_r \times 99$ 個分量並計算對應的 $N_r \times 99$ 個分量迴歸參數估計, 而我們的抽樣方式僅需計算所給定的 99 個分量下的參數估計。因此, 我們所採用的方法除了可以避免從均勻分配中隨機抽取分量而可能造成的偏誤外, 也可以減少大量分量參數估計而造成的時間耗費。在後續的實證分析中, 我們將以 $N_r = 3000$ 進行重建分配與擬真分配相對應的抽樣。

2.4 所得變數及其相關統計量差異的分解

如同前言所述, 我們在後續分析中將以 OB 拆解法來探討所得分配與不均度的變化程度。原始 OB 拆解法為 Oaxaca (1973) 與 Blinder (1973) 為了分析兩組比較對象的工資差異來源, 而提出了一個簡便的拆解法以瞭解兩組比較對象之間的工資差異。其方法在於先分別估計兩組比較對象工資條件均數的線型迴歸模型後, 再將兩組對象各自的「平均」工資差異拆解成兩部份, 一部份是因為兩組比較對象的「平均」特性不同而造成的工資歧異; 另一部份則是衡量, 在相同平均特性下, 卻因其他模型外生變數而造成的工資差異, 一般稱此為這兩組比較對象之間的工資歧視。

根據 OB 拆解法的精神, 我們可以進一步在 2.3 節的分析架構下, 來探討區域 c 的所得 $Y^{(c)}$ 與區域 i 的所得 $Y^{(i)}$ 之間的差異, 或是進一步分析將所得變數經過轉換後的統計量 (statistics) 的差異。首先, 給定以區域 i 家戶特性 $\mathbf{X}^{(i)}$ 而建立的區域 c 的家戶擬真所得變數 $Y^{(c,i)}$, 兩區域的所得變數差異可以拆解表示成

$$Y^{(c)} - Y^{(i)} = \left[Y^{(c)} - Y^{(c,i)} \right] + \left[Y^{(c,i)} - Y^{(i)} \right]. \quad (10)$$

其中, $Y^{(c)} - Y^{(c,i)}$ 表示經濟環境 (或稱報酬率參數) 固定於區域 c 的情況下, 僅因家戶特性從區域 i 改變為區域 c 的特性時所造成的所得差異; 而 $Y^{(c,i)} - Y^{(i)}$ 則描繪了固定家戶特性於區域 i , 但經濟環境 (報酬率參數) 從區域 i 轉變為 c 時而造成的所得變化, 此可稱之為區域間的所得歧視 (或溢酬)。令 $\mathcal{T}(\cdot)$ 為對應於所得變數的統計量或轉換, 則根據 (10) 式的拆解, 我們可以進一步得到:

$$\mathcal{T}(Y^{(c)}) - \mathcal{T}(Y^{(i)}) = \left[\mathcal{T}(Y^{(c)}) - \mathcal{T}(Y^{(c,i)}) \right] + \left[\mathcal{T}(Y^{(c,i)}) - \mathcal{T}(Y^{(i)}) \right]. \quad (11)$$

根據不同的研究目的, 我們可以選定不同的 $\mathcal{T}(\cdot)$, 並搭配適當的模型設定進行分析。例如, 在條件均數線型模型設定 (2) 下, 當 $\mathcal{T}(\cdot)$ 為所得變數的均數時,

$$\begin{aligned}\mathbf{E}[Y^{(c)}] - \mathbf{E}[Y^{(i)}] &= \left[\mathbf{E}[Y^{(c)}] - \mathbf{E}[Y^{(c,i)}] \right] + \left[\mathbf{E}[Y^{(c,i)}] - \mathbf{E}[Y^{(i)}] \right] \\ &= \left[\boldsymbol{\beta}^{(c)'} \left(\mathbf{E}[\mathbf{X}^{(c)}] - \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right) \right] + \left[\left(\boldsymbol{\beta}^{(c)} - \boldsymbol{\beta}^{(i)} \right)' \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right],\end{aligned}$$

此為過去文獻上最常用於線型模型下的 OB 分解法。相對地, 當 $\mathcal{T}(\cdot)$ 為所得變數在給定各自區域平均家戶特性下的條件分量時, 在條件分量模型設定 (4) 與 (9) 下, 我們可以得到

$$\begin{aligned}Q_{\theta} \left(Y^{(c)} | \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(c)}] \right) - Q_{\theta} \left(Y^{(i)} | \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right) \\ &= \left[Q_{\theta} \left(Y^{(c)} | \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(c)}] \right) - Q_{\theta} \left(Y^{(c,i)} | \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right) \right] \\ &\quad + \left[Q_{\theta} \left(Y^{(c,i)} | \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right) - Q_{\theta} \left(Y^{(i)} | \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right) \right] \\ &= \left[\boldsymbol{\beta}^{(c)}(\theta)' \left(\mathbf{E}[\mathbf{X}^{(c)}] - \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right) \right] + \left[\left(\boldsymbol{\beta}^{(c)}(\theta) - \boldsymbol{\beta}^{(i)}(\theta) \right)' \mathbf{E}[\mathbf{X}^{(i)}] \right],\end{aligned}$$

我們可以據此分析在每一區域的各自平均家戶特性下, 每一分量 θ 下的所得差距成因。值得注意的是, 上述這兩個分別在條件均數與條件分量下的分解, 都必須建立在線型模型的設定下。除此之外, 若 $\mathcal{T}(\cdot) = Gini(\cdot)$ 為計算所得分配的 Gini 係數, 如式 (1) 所示時, 則我們也可以藉由下式來分析兩區域 Gini 係數相異的原因:

$$\begin{aligned}Gini(Y^{(c)}) - Gini(Y^{(i)}) \\ &= \left[Gini(Y^{(c)}) - Gini(Y^{(c,i)}) \right] + \left[Gini(Y^{(c,i)}) - Gini(Y^{(i)}) \right],\end{aligned}\quad (12)$$

其中第一項拆解表示其他條件不變下, 僅因家戶特性從區域 i 改變為區域 c 的特性時所造成所得分配的 Gini 係數差異; 而第二項則描繪了固定家戶特性於區域 i , 但經濟環境 (報酬率參數) 從區域 i 轉變為 c 時而造成所得分配的 Gini 係數變化, 亦即因區域間的所得歧視 (或溢酬) 而造成 Gini 係數的變化。

值得注意的是, 上述的各式 OB 分解, 由於都是根據真實母體的所得分配經由簡單代數運算而來, 並不會有殘差項產生。然而, 一般而言, 由於所得變數 $Y^{(c)}$ 、 $Y^{(i)}$ 或 $Y^{(c,i)}$ 的母體分配為未知, 因此我們通常無法直接進行 (10) 或 (11) 式的拆解計算, 而必須在一些模型設定或假設下, 利用觀察值與模型對應估計值來進行相對應的分析。例如, 以區域所得 Gini 係數變化為例, 若在條件分量線性模型假設下, 並藉由 2.3.3 節的抽樣與估計步驟, 則我們可以分別得到從 $Y^{(c)}$ 、 $Y^{(i)}$ 與 $Y^{(c,i)}$ 邊際分配估計的抽樣,

$\{\tilde{y}_s^{(c)}\}$ 、 $\{\tilde{y}_s^{(i)}\}$ 與 $\{\tilde{y}_s^{(c,i)}\}$ 。根據這些抽樣，我們可以直接計算相對應的 Gini 係數，並利用 (12) 式的拆解方法來分析 Gini 係數的差異。此外，由於此時並非直接透過真實母體分配進行計算，因此在拆解過程中可能會出現因為估計而造成的殘差項，我們也可以事後進一步透過檢視這些殘差項的大小來判斷分配估計的良莠。類似的相關分析也可參見如 Machado and Mata (2005) 及管中閔·陳建良 (2010) 等。

3 資料分析

3.1 資料來源

在本研究中，我們所採用的主要數據是中國大陸國家統計局的「城市住戶調查」(Urban Household Survey, UHS)。⁵ 城市住戶調查是一項以蒐集城市居民家庭社會經濟統計資料為目的之綜合性社會調查，因此該調查以城市住戶為對象，藉由兩階段分層抽樣調查方法來了解城市居民家庭人口、就業、收入、消費、儲蓄、商品需求、住房、教育等多方面的社會經濟情形；⁶ 中國大陸並以此資料為基礎製作總體的統計數據並出版於每年度的中國統計年鑒當中。⁷ 我們在此調查中選取十個具代表性的省分或直轄市，包括北京市、遼寧省、江蘇省、廣東省、湖北省、四川省、重慶市、安徽省、陝西省及甘肅省，⁸ 並藉此分析中國大陸沿海以及內陸城市家戶所得分配的差異。在這十個省份中，北京市、江蘇省、廣東省屬於沿海區域發展較快的城市組別，其餘七個省分(直轄市)則屬於內陸區域城市組別。為了能先對這幾個省分在這三十年來的發展態勢有初步的瞭解，我們首先在圖 1 中整理出了 1980 年到 2010 年間，這幾個沿海城市與內陸城市的平均經濟成長率，並與世界及中國大陸的成長率相比較。⁹

根據圖 1 的結果，基本而言，我們可以發現在 2007 年以前，沿海區域城市的平均成長率均高於內陸區域城市，但 2007 之後內陸城市經濟成長則些微超越沿海城市。這

⁵中國大陸對於城市居民的家計調查始於 1956 年，當時稱為《職工家計調查》；1985 年，中國大陸的《職工家計調查》正式更名為《城市住戶調查》，調查的範圍與指標也開始朝制度化方向發展。

⁶《城市住戶調查》採取的是兩階段分層抽樣方法，第一階段依據城市(含縣城)人口選定欲抽樣的地級市，第二階段則在抽中的地級市內再依不同的居住地區隨機抽取家戶調查，調查樣本每年輪換三分之一，詳細的抽樣方法介紹可參照中國大陸官方所出版的統計年鑒。

⁷在研究中國大陸所得分配或是工資收入的文獻中，另一個常被學者使用的數據來源為「中國家庭收入調查」(Chinese Household Income Project, CHIP)，此資料乃是由國外學者和中國社會科學院所共同組成的調查研究，包含 1988、1995，以及 2002 年三個年度的調查，CHIP 所包含的資訊比「城市住戶調查」更廣，比如受調查戶的政黨屬性、就業狀況變化，以及人口遷移資訊的蒐集等，但是 CHIP 所調查的省份不若 UHS 全面，且調查的年份也較為有限。

⁸重慶市雖然於 1997 年之前為四川省的省級城市，但在本文旨在比較沿海與內陸區域城市的分析架構下，此一行政區域的重劃並不會對本文研究造成影響。

⁹這 10 個省分的經濟成長率由 CEIC 中國總體經濟資料庫所收集，而世界及中國大陸的成長率則為世界銀行的統計資料。

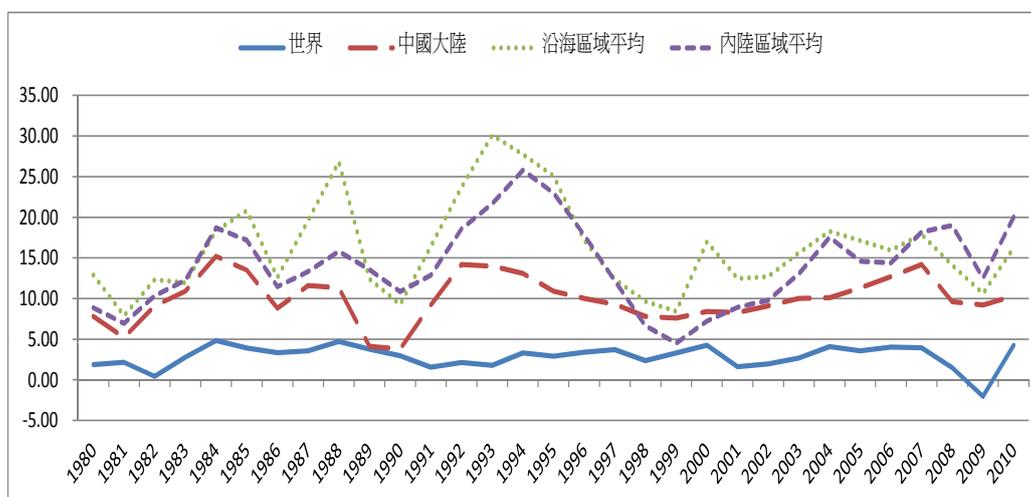


圖 1: 1980 – 2010 年世界、中國大陸、沿海區域城市與內陸區域城市的平均經濟成長率 (%)。

大致反映了我們於前言中所述，中國「先沿海後內陸」的城市經濟發展軌跡。再者，這兩區域城市的平均成長率都遠高於中國大陸全國的成長率。其中，1990 年代最大差距約為 15%，2000 年之後也大概都維持了 5% 左右的經濟成長率差距。這約略顯示了，中國城鄉間的不均衡發展近十年雖已有相當改善，但仍存在不小的差距。

在後續的分析中，針對沿海區域與內陸區域城市中的家戶所得與家戶特性資料，我們採用了「城市住戶調查」中 1986、1997、2006 三個年度的數據進行分析。其中，各年度資料中觀察家戶總數分別共有 5187、6300 與 10803 戶，而相對應的沿海（內陸）區域城市家戶比例分別為 34.59%(65.41%)、30.16%(69.84%) 與 39.68%(60.32%)。

3.2 變數處理方式

針對「城市住戶調查」中的家戶資料，我們以下將簡單說明在此研究中所採用的變數定義與處理方式。首先，在計算家戶總所得時，依據中國大陸官方的記載名稱，我們使用的（名目）所得變數主要構成項目如下：

$$\text{家戶總所得} = \text{工資性收入} + \text{經營性收入} + \text{財產性收入} + \text{移轉性收入}。$$

其中，家戶總所得的計算並未納入借貸收入，且各變數皆為年度之名目貨幣收入。在計算出大陸城市家戶的（名目）家戶總所得後，我們繼以 1986 年為基期，將該年度的消費者物價指數 (Consumer Price Index, CPI) 令為 100，並對其他兩個年度的所得進行平減，以計算各年度相對應的實質所得。其中，1997 年與 2006 年的城市消費者物

價指數經換算後分別為 333.34 與 353.45。¹⁰

另一方面，關於家戶特性的變數選取，我們選取了文獻上的常用變數，如（經濟）戶長的年齡、性別、教育程度、婚姻狀態，以及家戶規模和所得收入人數等變數。¹¹ 其中，在資料的記錄上，女性與已婚戶長的虛擬變數分別設定為 1，而戶長教育程度則轉換成相應的受教育年數，轉換方式如下：未受小學教育者之年數為 0、小學程度之年數為 6、初中之年數為 9、高中以及中專年數為 12、大學專科年數為 15、大學本科年數為 16，而研究生的年數則為 18。

值得一提的是，在本研究中，我們並未採取可支配所得作為計算所得分配不均度的依據。其原因有二：其一主要在於中國大陸國家統計局對於可支配所得的定義，在過去這二十年間仍在不斷地微調，並未有一致的依循。舉例而言，在中國國家統計局城市社會經濟調查總隊 1996 年公布的《中國城市住戶調查手冊》中，可支配所得定義是將家戶所得減去個人所得稅以及記帳補貼；但在 1986 年份的城市住戶所得調查問卷中，並無繳稅支出的選項，¹² 另外 2006 年的可支配所得的定義，又修正增加了個人繳交社會保障支出作為所得減項。另一個原因則為，當仔細檢視相關數據，個人所得稅以及記帳補貼的平均值皆不及家戶平均所得的 0.5%，因此家戶所得與可支配所得之間的差距並沒有想像中的大。綜合上述，本文在後續分析中略去不計這些項目，直接以前述定義之「家戶總所得」為主。¹³

3.3 沿海及內陸城市的資料概況

根據上述所得資料處理說明，我們可以分別計算沿海與內陸區域城市中每一家戶的實質總所得，並與相對應的家戶特性之敘述統計量整理於表 1 中。

從表 1 中的結果我們可以發現，平均而言，沿海區域城市的家戶總所得在各年度皆高於內陸城市；在 1986 年，沿海與內陸城市家戶所得的比例是 1.33，但 1997 年以及 2006 年，此一比例已分別增加至 1.87 及 1.61。在戶長年齡方面，沿海城市在三個年

¹⁰大致而言，學術上對於中國大陸官方消費者物價指數的設算，一般咸信在 1985 年之後的數據，方值得信賴，如 Naughton (2007) 所述。此外，當進行區域間實質所得差異比較時，另一個可行的處理方式為直接以各省市的物價指數進行平減。但是因為在我們可取得的資料中，各省市之間的物價指數在這些年度差異並不大，因此我們在分析中就直接以各年度中國大陸的城市 CPI 進行相關的平減程序。

¹¹中國大陸城市住戶調查中對於戶長的界定和台灣行政院主計處對於戶長的定義相似，乃以家庭經濟的主要支撐者作為戶長（即一般所謂的「經濟戶長」），其不必然是戶籍長或是家庭中的年長者。

¹²中國大陸《個人所得稅法》雖於 1980 年起頒佈實施，但直到 1993 年對於該法第一次修正之後，徵收制度才逐漸法制化。

¹³Deininger and Squire (1997) 認為，所得分配的建構應含括工資以及非工資收入等各類型的收入來源，而不應局限於可支配所得（或應納稅所得）。因為許多低收入家戶而言，其收入來源往往和家庭副業生產等非工資來源類別密切相關，若僅以可支配所得（或應納稅所得）計算所得不均度等測度，其結果將可能有高估之嫌。

表 1: 各年度沿海及內陸城市基本統計量。

1986	沿海區域		內陸區域	
	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶特性				
家戶年度實質總所得	4288.3570	1759.2580	3228.2690	1073.5800
戶長年齡	44.4811	11.4849	40.6416	10.4681
戶長性別 (女性=1)	0.3724	0.4836	0.4497	0.4975
戶長教育程度	9.9576	3.4165	9.7294	3.0589
婚姻狀態 (已婚=1)	0.8986	0.3020	0.9216	0.2688
家戶規模	3.6617	1.1151	3.6686	1.0319
所得收入人數	2.1683	0.9432	2.1185	0.7947
Gini 係數	0.2127		0.1793	
1997	沿海區域		內陸區域	
	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶特性				
家戶年度實質總所得	8105.5410	5207.9530	4326.1230	2087.3250
戶長年齡	47.7137	11.2094	45.4582	11.1893
戶長性別 (女性=1)	0.2974	0.4572	0.3552	0.4786
戶長教育程度	11.2563	3.0563	11.1375	2.8823
婚姻狀態 (已婚=1)	0.9511	0.2158	0.9405	0.2367
家戶規模	3.2426	0.8571	3.1459	0.7901
所得收入人數	2.3732	0.7557	2.2105	0.6758
Gini 係數	0.3008		0.2455	
2006	沿海區域		內陸區域	
	平均數	標準差	平均數	標準差
家戶特性				
家戶年度實質總所得	13629.6900	9697.6140	8487.4580	4902.4480
戶長年齡	50.1929	12.0222	49.7606	11.7644
戶長性別 (女性=1)	0.2734	0.4457	0.2716	0.4448
戶長教育程度	11.7070	3.1601	11.6888	3.1033
婚姻狀態 (已婚=1)	0.9277	0.2590	0.9303	0.2546
家戶規模	2.9851	0.8805	2.9133	0.7948
所得收入人數	2.3427	0.7470	2.2291	0.6739
Gini 係數	0.3533		0.2941	

度中平均戶長年齡都高於內陸，且標準差的結果也約略顯示沿海城市的戶長年齡分布都較為分散。但是，沿海與內陸城市間的差距不論在均數或是標準差於 2006 年時已經相當接近。而在沿海區域城市家戶中，女性戶長的比例在 1986 年以及 1997 年皆低於內陸城市，但於 2006 年，則稍高於內陸區域城市。整體而言，不論是沿海或是內陸城市，女性戶長的比例隨著時間的演變而明顯降低，2006 年已有超過 70% 的經濟戶長都是男性。這樣的結果顯示，雖然婦女的工作機會在中國這幾年的城市經濟發展過程中已大幅改善，但從家戶的觀點切入，男性在經濟上的角色相較於女性仍占優勢且逐漸擴大。在戶長的教育程度方面，各年度沿海區域城市的均數與標準差雖然皆高於內陸城市，但差距並不大。平均而言，1997 年後這些城市的戶長已大多具有高中學歷。除此之外，兩區域在家庭戶長婚姻狀態的差異也不明顯，但 2006 年的已婚比例稍比 1997 年為低。至於沿海及內陸城市的家戶規模則呈現逐年縮小的態勢，平均規模從 1986 年超過 3 個家庭成員降低到 2006 年的低於 3 個成員。再者，除 1997 年沿海城市的平均家戶規模大於內陸城市外，沿海城市在其餘 2 個年度都維持較小的平均規模，但是彼此間的差異也不大。最後，關於所得收入人數方面，不論哪一個年度，沿海城市皆略高於內陸城市，這隱約顯示了在類似的家戶規模下，沿海城市平均而言仍存在較多的工作機會。值得一提的是，這些「城市住戶調查」中的家戶特性所呈現跨年度的趨勢變化並非獨特，其大約與其他調查資料類似，如 Meng (2004) 及 Gao and Zhai (2010) 以中國社科院的調查資料「中國家庭收入調查」(CHIP) 的分析結果。

3.4 所得分配與不均度

爲了進一步觀察兩區域城市在各年度的所得分配可能變化，我們首先比較經排序後，兩區域在各所得分量下所對應的家戶實質總所得差距，其結果如圖 2 所示。

由圖中可以發現，家戶所得的成長幅度和所得分配呈正向相關，家戶所得隨著所得分配中分位數的成長而逐漸擴大，而且越是接近所得分配的右端 (90%、95%、99%)，沿海以及內陸城市的差距越大；反之，在小於 10% 的低所得家戶部分，各年度沿海以及內陸城市之間的變動並不大。此外，1986 年沿海及內陸家戶所得差距，要比 1997 年以及 2006 年來的明顯偏低。此外，我們也進一步根據此實質總所得分配，計算出各年度兩區域城市的家戶所得不均度 – Gini 係數。我們將結果整理於表 1 中每一年資料的最後一欄。由結果我們首先可以看出，不論沿海或內陸區域城市的所得分配都在逐年惡化中，沿海的 Gini 係數已在 1997 年超過 0.3，而內陸區域也在 2006 年接近 0.3。再者，不論那個年度，沿海城市的 Gini 係數均較內陸城市高 0.04 至 0.06 左右，其中，三個年度內陸與沿海城市 Gini 係數的差距分別爲 18.6%、22.5%，以及 20.1%。雖然，此結果顯示 2006 年兩區域的所得分配不均不若 1997 年惡化，但其差距仍然不小。

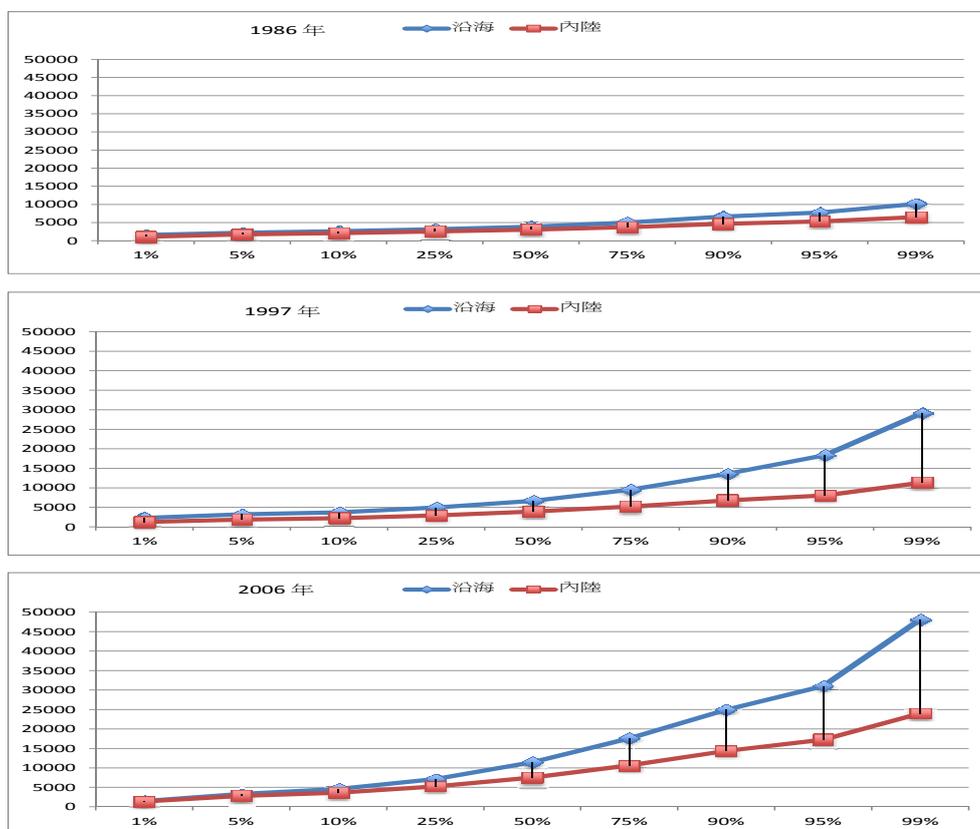
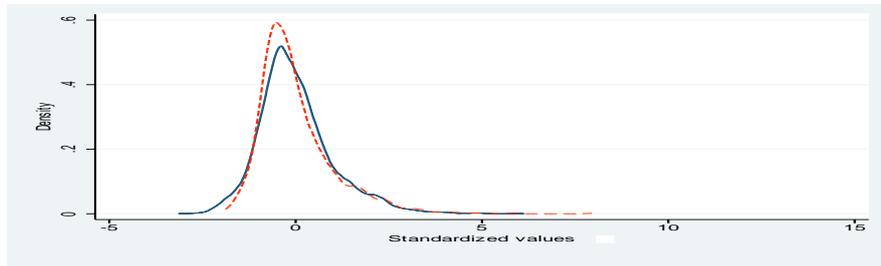


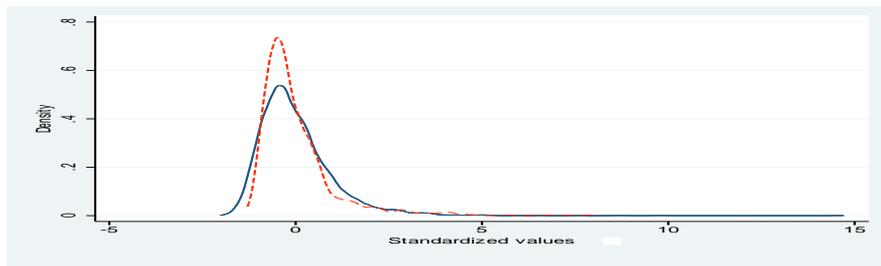
圖 2: 各年度沿海與內陸區域的所得分量差距。

為了進一步了解各年度沿海及內陸城市間家戶實質所得的分配變動狀況，我們將所得標準化（家戶所得減去平均所得後除以家戶所得的標準差）後再進行比較；各年度標準化後的所得分配如圖 3 所示。從圖 3 中我們可發現，不論是在 1986、1997 或是 2006 年，當標準化後的家戶所得的分配由內陸變化至沿海城市時，整體分配急遽的集中於平均所得水準附近，尤其在 1997 年最為明顯；此外，各年度中，沿海及內陸城市在分配右尾上較為接近，但是在分配左尾的部份，三個年度沿海城市的分配也較內陸城市要來得往內縮，亦即沿海城市低所得水準的家戶比例要比內陸城市少。然而，儘管多數的沿海城市家戶所得集中於平均值附近，我們從表 1 中 Gini 係數的計算，仍可觀察到城市家戶所得的不均度高於內陸城市家戶，這約略顯示大陸沿海地區城市所得不均度惡化的主要原因，可能在於沿海城市中高所得家戶所擁有的財富占整體總和比例過高所致；亦即沿海城市的所得不均度之所以相對較高，是因其富者越富，而非窮者越窮。

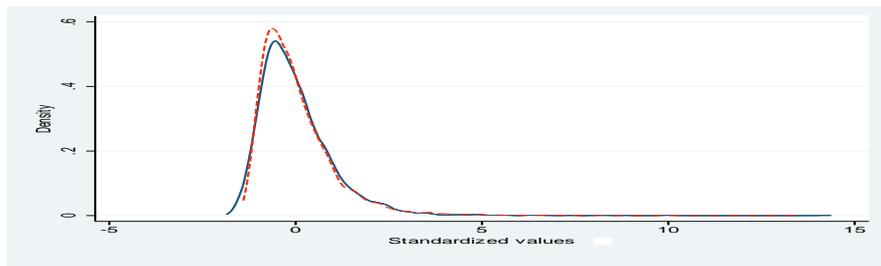
綜合上述資料的分析結果，我們初步認為，上述沿海以及內陸城市的家戶所得以及平均家戶特性的差異，可能仍是中國大陸各地區先後有別的發展過程中，所帶來的社會人口和社會經濟環境變遷所致。如同大家所熟知，中國大陸的經濟發展，1980 年代



(a) 1986 年標準化後的所得分配。



(b) 1997 年標準化後的所得分配。



(c) 2006 年標準化後的所得分配。

圖 3: 各年度沿海(虛線)與內陸區域(實線)城市家戶總所得標準化後的所得分配。

初期以開放沿海地區發展來帶動全國經濟增長，並因此由南向北依序成就了珠江三角洲、長江三角洲與環渤海灣等城市區的長遠發展。然而，偏重沿海地區的發展策略卻也逐漸擴大內陸地區與東部地區間的經濟環境差距。基於均衡發展的考量，中國大陸於 1999 年開始進行「西部大開發」規劃，2002 年實施「振興東北」計劃，最後於 2004 年喊出「中部崛起」的口號，希冀能藉由各規劃逐步縮短各地區間經濟上的發展差異。但數十年來偏重沿海發展策略的結果，對於沿海以及內陸城市之間的經濟環境以及家庭特徵分布狀況，其實已經在本質上產生相當程度的影響和變化。

4 實證結果分析

在此節中，我們將分別利用第 2 節所介紹的計量方法，分別估計相對應的線性迴歸模

型、分量迴歸模型、重建分配、擬真分配與各式 OB 拆解。值得注意的是，我們在估計線性迴歸與分量迴歸模型是針對「取對數後的家戶總所得」進行分析，因此，每個家戶特性相對應的迴歸係數可以解釋為該特性的所得報酬率或是所得增加率。此外，後續的條件均數或條件分量的 OB 拆解也都將以「取對數後的家戶總所得」為主。然而，當我們進一步依 2.3 節建構「取對數後的家戶總所得」的重建分配與擬真分配後，若要和原所得分配的 Gini 係數比較，則必須再將所抽樣出的「取對數後的家戶總所得」進行指數轉換，如此才能在相同的單位上進行比較。

4.1 線性迴歸與 OB 拆解

4.1.1 線性迴歸結果分析

我們首先利用線性迴歸模型 (3) 來分析各年度沿海與內陸區域家戶特性對於「取對數後的家戶總所得」的解釋能力，估計結果如表 2 所示。以下我們將依年度分別討論此結果。值得注意的是，我們於後續討論中，都以估計值所對應 t 統計量 (t statistic) 的 p 值 (p value) 是否小於 10% 作為顯著與否的評判標準。

表 2: 線型迴歸模型估計結果。

解釋變數	1986		1997		2006	
	內陸區域	沿海區域	內陸區域	沿海區域	內陸區域	沿海區域
戶長性別 (女性=1)	0.0717 (0.000)	0.0500 (0.001)	0.1414 (0.000)	0.2091 (0.000)	0.0703 (0.000)	0.1241 (0.000)
戶長年齡	0.0041 (0.000)	0.0036 (0.000)	0.0031 (0.000)	-0.0004 (0.676)	0.0033 (0.000)	0.0016 (0.064)
戶長教育年數	0.0223 (0.000)	0.0215 (0.000)	0.0371 (0.000)	0.0511 (0.000)	0.0649 (0.000)	0.0911 (0.000)
家戶規模	0.0256 (0.000)	0.0538 (0.000)	-0.0250 (0.000)	0.1074 (0.000)	0.0263 (0.009)	-0.0361 (0.009)
所得收入人數	0.2226 (0.000)	0.1903 (0.000)	0.2913 (0.000)	0.1732 (0.000)	0.2503 (0.000)	0.3542 (0.000)
婚姻狀態 (已婚=1)	0.0414 (0.024)	0.0622 (0.010)	0.1996 (0.000)	0.2439 (0.000)	0.2156 (0.000)	0.2705 (0.000)
常數項	7.0029 (0.000)	7.2308 (0.000)	6.9134 (0.000)	7.2450 (0.000)	7.1156 (0.000)	7.1420 (0.000)
\bar{R}^2	0.3563	0.3764	0.2579	0.2628	0.2213	0.2930

附註：括弧內的數字為該參數估計所對應之 t 統計量 (t statistic) 的 p value, \bar{R}^2 指的是調整後的判定係數。

在 1986 年時，我們首先發現所有迴歸係數估計都顯著為正，亦即這些家戶特性對於家戶總所得都有一定的正貢獻。其中，與總所得最有直接相關的所得收入人數，無疑是兩區域城市中最能增加總所得的家戶特性，每增加一人所得，家戶總所得都可增加約莫 20%。至於其餘的家戶特性影響，沿海城市中，女性戶長、家戶規模與戶長已婚狀態相對應的家庭總所得報酬率大致皆為 5% 左右。但內陸城市中的家戶特性影響則不大相同，女性戶長平均而言可比男性戶長多增加約 7.17% 的家庭總所得，戶長已婚則比未婚多增加 4.14% 的所得，而家戶規模與戶長教育年數則約增加 2% 的總所得。再者，內陸區域的家戶規模對於「取對數後的家戶總所得」的貢獻不及沿海家戶規模的一半。其餘的家戶特性，除戶長為已婚外，所有內陸的家戶特性對於家戶總所得的影響皆大於沿海的家戶特性，亦即內陸家戶特性的所得增加率較高，但其差異皆有限。

1997 年時，除沿海區域的戶長年齡外，所有估計結果都顯著異於零，但其對於家戶總所得的報酬率正負影響則不一。根據估計結果，我們也可以發現兩區域家戶特性對總所得的影響已有很大差別。內陸的家戶規模的係數估計為 -0.0250，亦即內陸家庭每增加一個人，所得將減少 2.50%。反之，沿海區域的家戶每增加一人則家戶所得卻可以增加 10.74%。另一方面，家戶所得收入人數每增加一人，可以增加內陸家戶所得 29.13%，但卻只能增加沿海家戶所得 17.32%。同時，戶長教育年數每增加一年，可增加內陸家戶所得 3.71%，但卻能增加沿海家戶所得 5.11%。再者，所得收入人數不再是沿海地區最重要的家戶特性，其重要性已被女性戶長與已婚狀態所超越。和 1986 年的結果相較，兩區域的女性戶長、教育年數與已婚狀態特性都更能顯著增加家庭總所得。

至於 2006 年的結果顯示，所有估計值都顯著異於零。同時，不論在哪個區域，所得收入人數與戶長已婚狀態影響家庭總所得的程度最大，分別可以到 25% 及 21% 以上；至於女性戶長特性則為第三重要特性，分別可增加內陸區域 7.03% 與沿海家庭 12.41% 的所得。若進一步比較沿海與內陸區域各特性的影響，我們發現家戶規模對所得的影響和 1997 年相反：內陸家庭每增加一個人，家戶總所得將增加 2.63%；沿海的家戶每增加一人則家戶所得反而減少 3.61%。此外，除了戶長年齡與家戶規模外，所有其他家戶特性在沿海區域對家戶總所得的貢獻都大於內陸區域。其中，差異最大的為家戶所得收入人數，每增加一收入人數，在沿海區域可比內陸區域多增加 10.39% 的家戶總所得。另一方面，戶長教育年數每增加一年，可增加內陸家戶所得 6.49%，但卻能增加沿海家戶所得 9.11%。

綜合而言，針對條件均數的線型迴歸模型估計結果，我們大致可以發現，除了所得收入人數外，女性戶長與已婚狀態對於兩區域城市的家庭總所得的影響最大且為正向

影響。對於女性已婚戶長在經濟上的優勢現象，文獻上一般認為這樣的趨勢來自於女性的已婚經濟戶長通常具有較高的教育水準及較好的工作，因此相較於男性（或未婚）戶長對於家庭總所得的貢獻更大；如 Meng (2004) 與 Gao and Zhai (2010) 等研究所推論。同時，教育對於總所得具有正向影響且其影響逐年遞增，這樣的結果也多和文獻上以條件均數迴歸分析所得到的結果一致。另一方面，若從時間趨勢的演變來看，相較於其他兩年，1986 年時相同家戶特性於內陸與沿海區域的家戶總所得增加率的差異性相對較小。然而，1997 與 2006 年度兩區域間的家戶特性對所得的影響就有顯著的不同。其中，與內陸區域相比較，沿海區域的女性戶長（相較於男性戶長）與戶長已婚（相較於戶長未婚）的特性平均皆約能多增加 5% 至 6% 的家戶總所得；戶長教育年數則在 1997 (2006) 年多增加 1.40 % (2.62%) 的總所得；家戶規模每增加一人則在 1997 年多增加 13.24%，卻在 2006 年減少約 6.24% 的總所得；家戶所得收入人數每增加一人則在 1997 年減少 11.81%，卻在 2006 年增加約 10.39% 的總所得。

此外，我們發現不論是在沿海以及內陸城市，三個年度中的女性戶長相較於男性戶長而言，對於家戶所得的貢獻較高，同時，在 1997 年和 2006 年兩個年度，沿海區域中女性戶長對家戶所得的貢獻效果皆要比內陸區域來得大，由於大陸女性普遍的工資收入要較男性來得低 (Liu, 2011)，因此這樣的結果似乎顯得相當特別，然而 Meng *et al.* (2007) 在研究中國大陸城市的貧窮問題時也曾指出，女性戶長的家庭，其收入較不易落入貧窮線之下。至於在戶長年齡部分，我們也發現年齡對於家戶所得的影響趨近於零，一般而言，在研究工資的文獻中，年齡常用來估計受僱者的經驗，而文獻也顯示出經驗越高者，其工資收入也越高，但顯然在家戶特性的分析架構下，戶長年齡對於家戶所得的貢獻度不若其他家戶特性明顯。

最後，我們特別針對家戶的規模以及所得收入人數對於家戶總所得的影響結果變化進行相關說明與推論。在中國大陸的政策中，和這兩個變數較為相關的制度性因素為中國大陸對於家戶各種租房、教育以及醫療等的補助（包含糧票）政策，而這些也是構成家戶所得來源的一部分。在 1980 年代時，這些移轉性的收入仍是由政府進行發放，但是從 1990 年代初期開始，這些補助制度隨著中國大陸發展市場經濟制度的確立而逐步廢除，並且轉由企業雇主（國有經濟單位、集體經濟單位，或是其他）對於單位內職工的各項津貼補助來取代。這樣的制度轉換最主要差異在於，之前由官方發放補助時，是依照家戶之戶口數（即家戶規模）來決定補助額的多寡，但雇用單位發放津貼補助則只針對受僱者（即有所得收入者）。因此，我們應該有機會觀察到家戶規模對於所得的影響效果在 80 年代中期較大，而至 90 年代中期應該變小，同樣的，所得收入人數的所得的貢獻效果從 80 年代中期至 90 年代中期應該變大。我們從表 2 中內陸城市的

家戶特性對所得影響的估計結果，可以清楚觀察到這樣制度轉換的結果影響，亦即內陸城市的家戶規模對於所得的增加率，從 1986 年的 2.56%，降為 1997 年的 -2.5%，而內陸城市的所得收入人數對於家戶所得的影響，則從 1986 年的 22.26%，升高為 1997 年的 29.13%；但是在沿海城市部分，則並未出現直接反應此移轉性收入制度轉換後的結果，這也顯示出了內陸以及沿海城市在影響所得分配變化因素上的差異性。

4.1.2 條件均數的 OB 拆解

根據前一節的簡單線性迴歸估計結果，我們可以進一步利用所得到的估計值 $\hat{\beta}^{(\cdot)}$ 及樣本的平均數 $\bar{y}^{(\cdot)}$ 與 $\bar{x}^{(\cdot)}$ 進行在條件均數上的 OB 拆解：

$$\bar{y}^{(c)} - \bar{y}^{(i)} = \hat{\beta}^{(c)'}(\bar{x}^{(c)} - \bar{x}^{(i)}) + (\hat{\beta}^{(c)} - \hat{\beta}^{(i)})\bar{x}^{(i)},$$

其中，等號左邊是兩區域的平均「取對數後的家戶總所得」差距，等號右邊拆解的第一項為其他條件不變下，僅因從內陸區域 i 改變為沿海區域 c 的平均家戶特性時所造成平均家戶所得的變動；而第二項則描繪了固定在內陸區域 i 的平均家戶特性下，但經濟環境（報酬率參數）從內陸區域 i 轉變為沿海區域 c 時而造成平均家戶所得的變化，亦可稱之為在平均家戶特性下，兩區域的家戶總所得平均歧視程度。各年度的 OB 拆解結果如表 3 所示。

表 3: 條件均數的 OB 拆解。

年份	$\bar{y}^{(c)}$	$\bar{y}^{(i)}$	$\bar{y}^{(c)} - \bar{y}^{(i)}$	$\hat{\beta}^{(c)'}(\bar{x}^{(c)} - \bar{x}^{(i)})$	$(\hat{\beta}^{(c)} - \hat{\beta}^{(i)})\bar{x}^{(i)}$
1986	8.2903	8.0238	0.2665	0.0227 (8.52%)	0.2438 (91.48%)
1997	8.8536	8.2718	0.5818	0.0342 (5.88%)	0.5476 (94.12%)
2006	9.2931	8.8923	0.4007	0.0394 (9.83%)	0.3613 (90.17%)

附註：括弧內的數字為該拆解值佔 $\bar{y}^{(c)} - \bar{y}^{(i)}$ 的差異比例。

根據表 3 的各年度的拆解結果，我們可以發現，兩區域的平均「取對數後的家戶總所得」差異，大致有 5.8% 至 9.8% 是因兩區域平均家戶特性不同而造成，而高達 90% 的差異都是來自於兩區域經濟環境差異（報酬率參數的差異）。這部份的拆解大致解釋了沿海與內陸區域平均家戶總所得的變化，主要很可能是政府政策與城市地理位置優勢等因素所造成，平均家戶特性的差異對家戶總所得差異雖有正貢獻，但應不是主要原因。

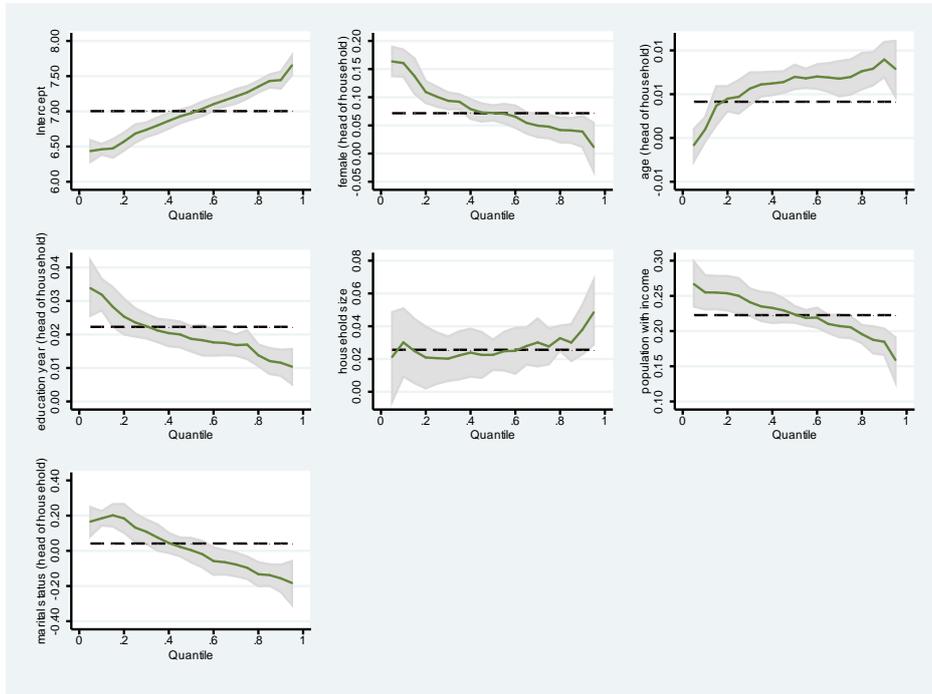
4.2 分量迴歸與 OB 拆解

4.2.1 分量迴歸結果分析

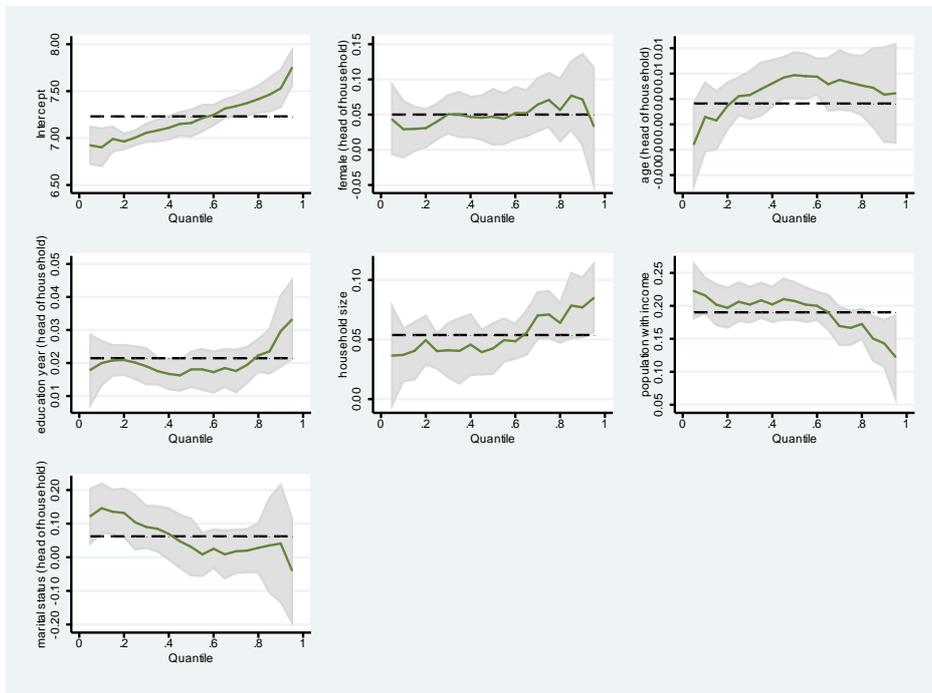
根據分量迴歸模型 (5)，各年度兩區域的估計結果如圖 4 至圖 6 所示，各圖的估計結果由左至右、由上而下依序分別為截距項、戶長性別 (女性=1)、戶長年齡、戶長教育年數、家戶規模、所得收入人數與婚姻狀態 (已婚=1) 的對應分量迴歸參數估計值。其中，虛線表示線性迴歸估計結果，而灰色區域是分量迴歸模型估計相對應的 95% 信賴區間。

根據 1986 年的估計結果，我們發現，除了女性戶長與戶長教育年數外，沿海與內陸區域的家戶特性在各分量下對「取對數後的家戶總所得」的影響趨勢皆類似。大致而言，根據兩區域的估計結果顯示，戶長年齡愈大或家戶規模越大，則越高分量所得家戶的所得增加率越高；反之，家戶所得收入人數越多或戶長為已婚，則越高分量所得家戶的所得增加率越低。其中，戶長已婚在內陸區域 0.4 分量以及沿海區域 0.5 分量之後的所得增加率由正轉負，亦即婚姻對於 1986 年的中高所得家戶而言是個不利因素。至於女性戶長相較於男性戶長的部份，在沿海地區中，高分量所得的增加率稍高於低分量所得，但大約都在 5% 上下。然而，在內陸區域則相反，高分量所得的女性戶長所得增加率遠低於低分量所得，其中最高與對低分量間所得增加率差距將近 10%。另一方面，關於戶長教育程度對於家戶所得增加率的影響，在沿海地區僅高分量 (大於 0.7 分量) 家戶所得的所得增加率會隨所得分量上升而上升，其餘皆維持在 1.5% 左右的水準；反之，在內陸區域則隨所得分量增加而減少，最高與對低分量間所得增加率差距約為 2%。

1997 年分量迴歸的估計結果則顯現了一些不同於 1986 年的情況。首先，在所有家戶特性中，隨著家戶所得分量增加，家戶規模增加在兩區域中都會些微提高所得增加率，唯內陸區域的所得增加率皆為負 (-5% 至 -2%) 但沿海區域皆為正 (3% 至 20%)；相反的，家戶所得收入人數的所得增加率大致隨所得分量增加而減少 (此與 1986 年情況相同)。再者，沿海區域中戶長教育年數的所得增加率隨所得分量增加而逐漸降低 (從 6% 到 4%)，而內陸區域則僅在低所得分量中有明顯的下降趨勢，0.3 分量之後所得增加率大約都等於 3%。另一方面，沿海區域中女性戶長 (相較於男性) 或戶長已婚 (相較於未婚) 的所得增加率大致不隨所得分量不同而變，約固定在 20% 的水準；而內陸區域這兩個家戶特性與所得分量則呈現明顯的負斜率關係，亦即女性戶長 (已婚戶長) 在越低所得分量家戶中的所得增加率越高，最高分別可約達 20% (30%) 的水準，而在高所得分量最低，約降為 10% (10%)。

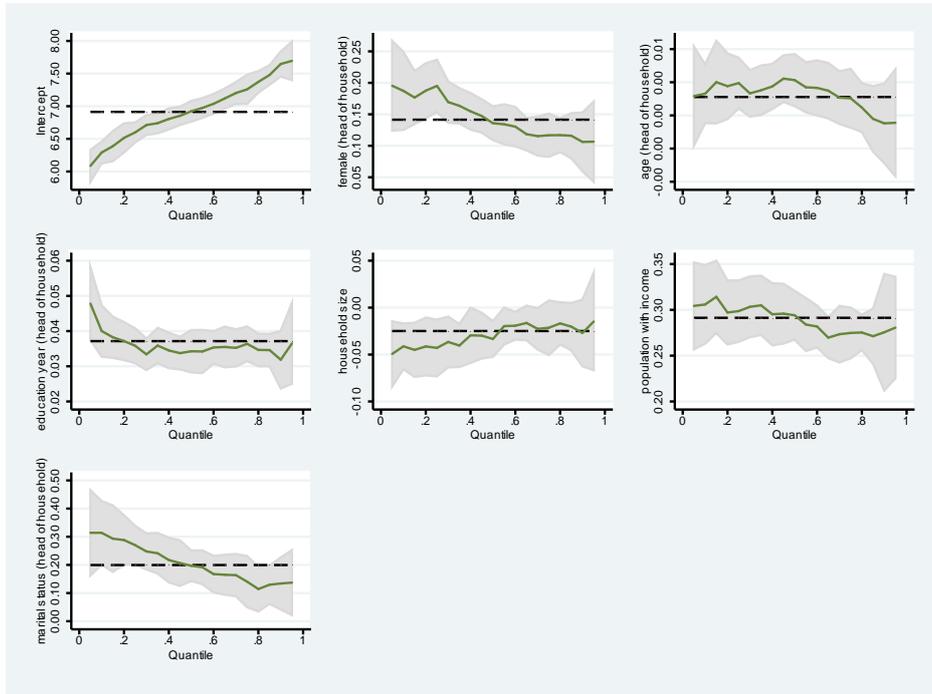


(a) 1986 年內陸區域城市。

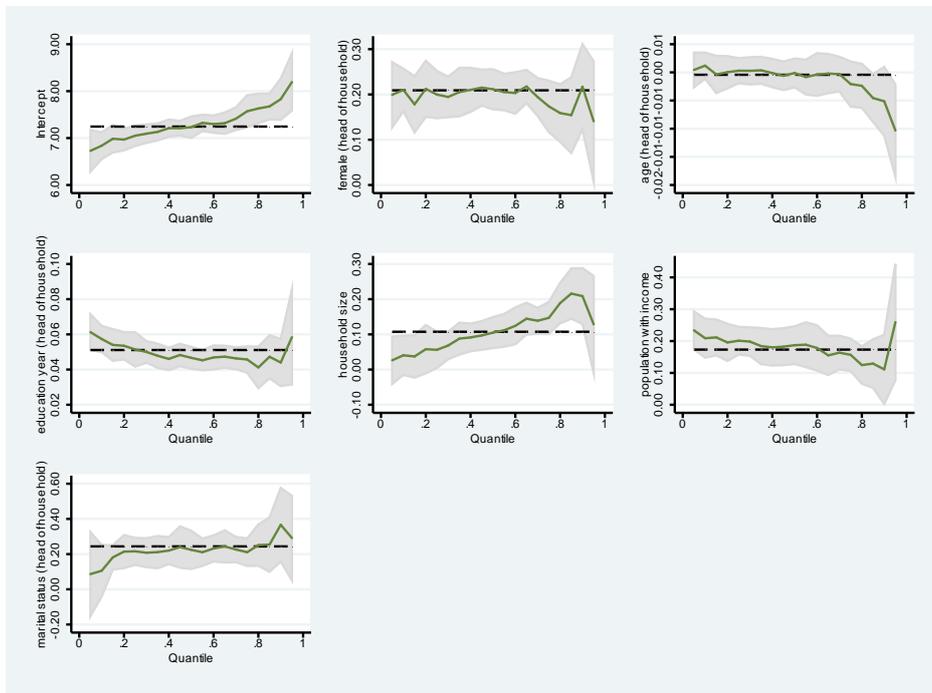


(b) 1986 年沿海區域城市。

圖 4: 1986 年家戶總所得的分量迴歸估計結果。

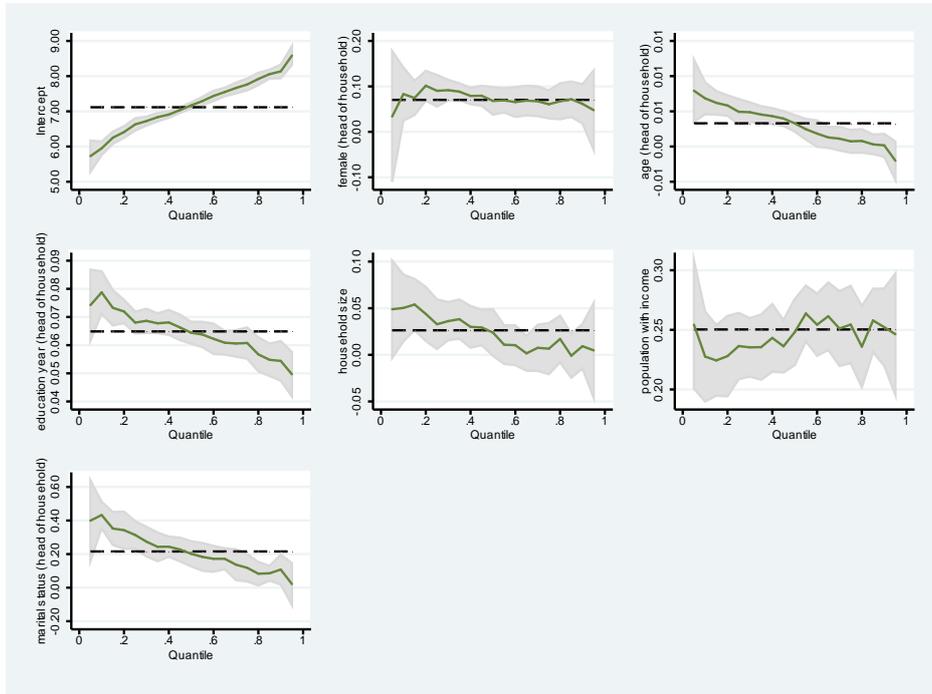


(a) 1997 年內陸區域城市。

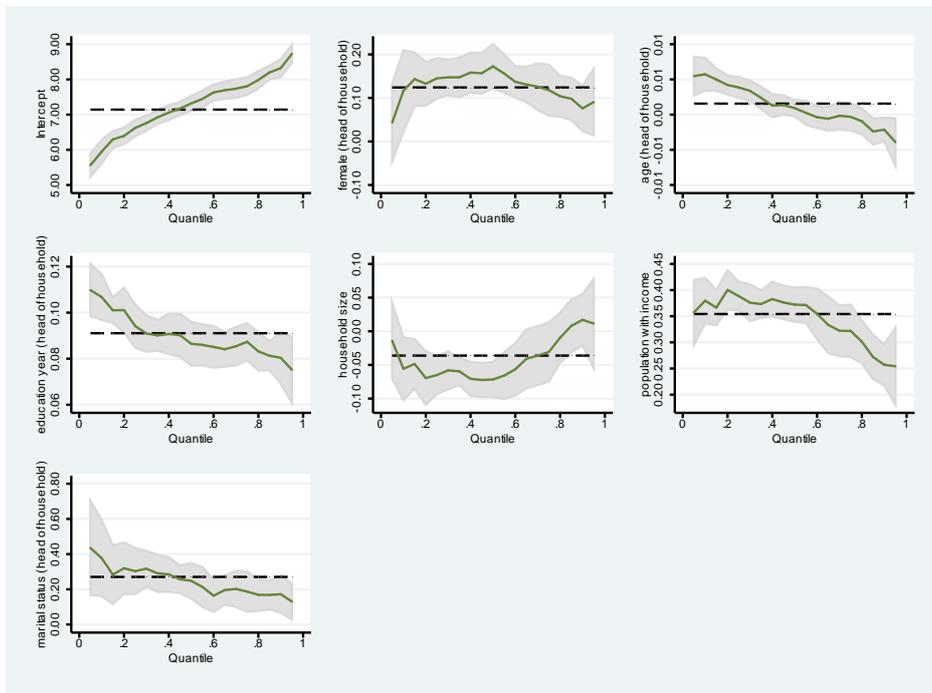


(b) 1997 年沿海區域城市。

圖 5: 1997 年家戶總所得的分量迴歸估計結果。



(a) 2006 年內陸區域城市。



(b) 2006 年沿海區域城市。

圖 6: 2006 年家戶總所得的分量迴歸估計結果。

另一方面, 2006 年的結果則顯示, 在所有沿海與內陸地區的家戶特性中, 隨著所得分量的增加, 戶長年齡、戶長教育年數與戶長已婚三個特性的所得增加率都呈現負斜率關係, 即越高所得分量家戶中, 這三個特性的所得增加率越低。其中, 較為顯著的變化是, 內陸 (沿海) 區域的教育年數所得增加率約從 8%(11%) 降至 5%(7%), 而內陸 (沿海) 區域的婚姻所得增加率約從 42%(42%) 降至 0%(15%)。再者, 隨著所得分量增加, 女性戶長的所得增加率 (相較於男性戶長) 在各所得分量大致相同, 其中沿海區域約為 12% 而內陸區域則為 7%。至於家戶規模所得增加率, 隨所得分量增加, 內陸區域呈現負斜率, 而沿海區域則呈現倒 U 曲線且大部份分量的所得增加率為負。至於家戶所得收入人數方面, 其所得增加率在內陸區域不隨所得分量而變動, 其大致固定於 25% 左右; 但沿海區域則隨所得分量增加而降低 (從 40% 到 26%)。

綜合而言, 各年的家戶特性對沿海與內陸區域的所得增加率在各分量下的變化不盡相同。我們簡單將各特性的變化與比較整理如下。首先, 戶長年齡對於家戶所得各分量於各區域與各年的比較中, 其所得增加率幾乎都是所有特性中最小的。再者, 女性戶長 (相對男性戶長) 的所得增加率約在 5% 到 20% 上下, 其中於 1986 與 1997 年內陸區域的低所得家戶中的所得增加率皆約比高所得家戶多 10%, 但對於沿海區域的高低所得家戶的影響則無太明顯差異; 到 2006 年之後, 女性戶長的所得增加率不論在沿海或內陸區域在各所得分量下的所得增加率就大致相同 (沿海區域約為 11%, 而內陸區域為 7%)。另外, 除了 1997 年的沿海區域外, 已婚相較於未婚戶長的所得增加率都隨家戶所得分量增加而減少 (上下差距約 20%), 亦即婚姻對於高所得家戶的相對所得增加率較低。另一個有趣的結果是, 除了 2006 年的內陸區域外, 高所得家戶收入人數的所得增加率都低於低所得家戶, 但家戶規模卻於高所得家戶具有較高的所得增加率。

最後, 值得進一步討論的是, 戶長教育年數對於所得的影響在區域間以及跨年度的變化。從圖 4 至圖 6 中可以看出, 各年度的內陸城市結果皆顯示出戶長教育程度對於高所得的家戶影響效果, 要小於其對於低所得家戶的影響, 三個年度的高低所得分量間的平均差距約在 2-3% 的範圍; 相對地, 戶長教育年數在沿海地區城市的影響效果, 則在 1986 年家戶所得的增加率會隨著所得分量的上升而上升, 但是這樣的現象在 1997 年的沿海地區的分析結果中開始減弱, 到了 2006 年, 戶長教育年數對於沿海家戶所得的影響變成是隨著所得分量上升而下降, 教育對各所得分量的影響趨勢在此時也轉變成與內陸城市相同。整體而言, 我們可以歸納出, 戶長教育程度在大陸城市家戶中對於低所得家戶的影響效果較大。這樣的變化趨勢和 Knight and Song (2003) 與 Bishop *et al.* (2005) 等藉由分量迴歸模型分析大陸人力資本投入對於 (工資或家庭) 收入影響的文獻相類似。¹⁴ 我們認為戶長教育年數對於高所得家戶的影響效果較小的原因, 可能

¹⁴然而, 這樣的趨勢卻和文獻上其他國家相關分析的結果明顯不同。一般而言, 文獻的研究結果認

和大陸城市的高所得家戶主要都來自於大型國有企業有關。許多位於城市經濟體中的國有企業，在大陸改制國企的過程中，往往受到公部門挹注資源協助其購併與轉型而大幅受益，¹⁵ 而其獲利也大量地透過補貼或是獎金的型態分配給員工。由於這樣的分配模式往往相當平均，並不一定和員工的人力資本投入相關，因此對於這些屬於高收入的家戶而言，戶長教育年數對其收入增加的影響效果將顯得有限。

簡而言之，相較於僅以線性迴歸模型來描述家戶特性對於平均「取對數後的家戶總所得」的影響，這些分量迴歸模型的估計除了呈現更豐富且細膩的結果去描述各家戶特性在不同所得分量、不同區域及不同年代間的影響外，更可以進一步作為施政者改善所得分配不均時的政策施作對象與可能效果的參考。

4.2.2 條件分量的 OB 拆解

類似於條件均數的分析，我們也可以根據分量迴歸的估計結果，進行條件分量的 OB 拆解。給定某一所得分量 θ ，沿海區與內陸區域城市相對應的該分量所得（取對數後）觀察值為 $y^{(c)}(\theta)$ 與 $y^{(i)}(\theta)$ ，則在平均家戶特性 $\bar{x}^{(c)}$ 與 $\bar{x}^{(i)}$ 的考量下，相對應的 OB 拆解將為

$$y^{(c)}(\theta) - y^{(i)}(\theta) = \hat{\beta}^{(c)'}(\theta)(\bar{x}^{(c)} - \bar{x}^{(i)}) + \left(\hat{\beta}^{(c)}(\theta) - \hat{\beta}^{(i)}(\theta) \right) \bar{x}^{(i)} + \text{誤差},$$

其中，和條件均數下的拆解類似，等號左邊是兩區域在相同分量 θ 的家戶所得差距，等號右邊第一項為平均家戶特性改變時所造成此分量的家戶所得變動，第二項則為經濟環境（報酬率參數）變化而造成此分量的家戶所得變化。此外，相較於條件均數線性模型下的平均誤差必為零，此處的拆解將會產生對應的誤差項。我們於表 4 考慮了（取對數後）所得分配的四分位數 $\theta = 0.25, 0.5, 0.75$ 的拆解結果。

從表 4 的拆解，我們得到了比條件均數下的 OB 拆解更多關於兩區域所得分配差異的訊息，茲分述如下。首先，不論哪一年度，兩區域取對數後的家戶所得差異 $y^{(c)}(\theta) - y^{(i)}(\theta)$ 皆隨分量增加而變大，此和圖 2 結果一致。再者，因平均家戶特性改變時（由

為人力資本的投入（教育）除了對所得有正的影響外，對於高所得者的影響效果要較低所得者來得大，如 Buchinsky (1994) 和 Chamberlain (1994) 對於美國工資收入的研究，Fitzenberger and Kurz (2003) 針對德國的人力資本報酬研究，管中閔·陳建良 (2006) 針對台灣的工資函數研究，以及 Machado and Mata (2005) 利用葡萄牙資料研究薪資變化等。

¹⁵ 中國大陸城市經濟改革在 1980 年代中漸漸引入市場機制，在此之前，所有的企業皆歸公部門所有；而市場機制的引入包括產品價格的自主設定以及薪資獎勵制度的調整等，這些改革措施的確對於大陸城市以及整體經濟發展帶來正面的影響，所展現出來的結果是經濟生產總值不斷地在增長，但是市場機制的引入也漸漸對於國有企業的經營帶來了壓力，因為國有企業冗員過多，經營管理也缺乏現代化公司治理的概念，因此從 1990 年代起，中國大陸針對國有企業陸續啟動更為劇烈的改革措施，包括賣掉一些體質不良的中小型（通常屬於第一級產業並位於縣級單位以下者）或放任其倒閉，但是對於體質良好的、有競爭力的國企則挹注資源協助其購併與轉型，這就是所謂的「抓大放小」的經濟改革理論。

表 4: 條件分量的 OB 拆解。

年份	θ	$y^{(c)}(\theta)$	$y^{(i)}(\theta)$	$y^{(c)}(\theta) - y^{(i)}(\theta)$	$\hat{\beta}^{(c)' }(\theta)(\bar{x}^{(c)} - \bar{x}^{(i)})$	$(\hat{\beta}^{(c)}(\theta) - \hat{\beta}^{(i)}(\theta))\bar{x}^{(i)}$
1986	0.25	8.0539	7.8438	0.2101	0.0253 (12.03%)	0.1938 (92.23%)
	0.50	8.2577	8.0269	0.2308	0.0324 (14.03%)	0.1870 (81.02%)
	0.75	8.5163	8.2268	0.2895	0.0266 (9.18%)	0.2523 (87.16%)
1997	0.25	8.5126	7.9851	0.5275	0.0357 (6.76%)	0.5060 (95.93%)
	0.50	8.8089	8.2747	0.5342	0.0360 (6.74%)	0.5063 (94.77%)
	0.75	9.1608	8.5608	0.6000	0.0327 (5.44%)	0.5405 (90.09%)
2006	0.25	8.8719	8.5609	0.3110	0.0423 (13.60%)	0.3033 (97.55%)
	0.50	9.3468	8.9256	0.4212	0.0387 (9.19%)	0.3591 (85.25%)
	0.75	9.7738	9.2711	0.5027	0.0355 (7.07%)	0.4241 (84.36%)

附註: 括弧內的數字為該拆解值佔 $y^{(c)}(\theta) - y^{(i)}(\theta)$ 的差異比例。

$\bar{x}^{(i)}$ 到 $\bar{x}^{(c)}$) 所造成各分量的家戶所得差異, 在 1986 年時皆都可解釋約 10% 左右的差異, 其中 0.5 分量時更高達 14%; 而 1997 年時與 2006 年時, 平均家戶特性改變可解釋的比例就隨著分量增加而遞減, 其中 2006 年的差異更為明顯 (從 0.25 分量的 13.60% 降至 0.75 分量的 7.07%)。¹⁶ 這樣的結果隱含了, 同年度兩區域的平均家戶特性差異對於低分量所得家戶而言具有較為關鍵的影響, 對於高所得家戶而言則否。另外, 整體而言, 經濟環境的不同仍是造成兩區域相同所得分量家戶下的所得差異主因。

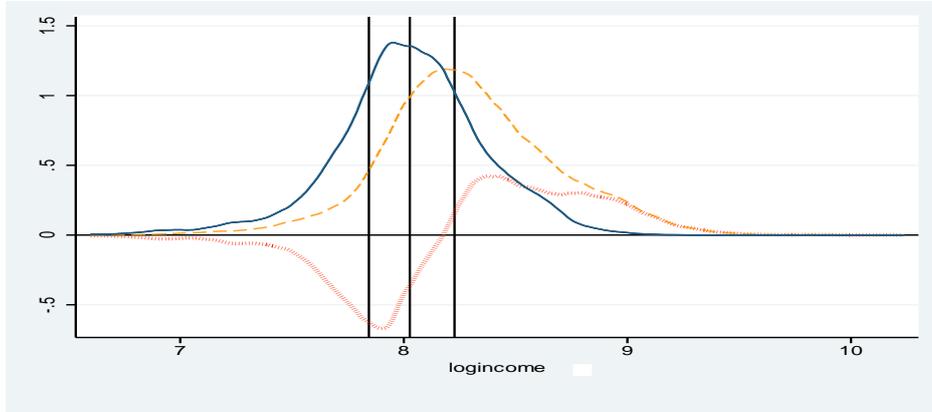
4.3 重建分配、擬真分配與 OB 拆解

根據第 2.3.3 節的分析, 我們分別建構了 1986、1997 與 2006 年沿海與內陸區域的「取對數後的家戶總所得」分配與相關的擬真分配。在此小節, 我們將依序分析每年度中, 兩區域間所得差異透過重建分配與擬真分配在 OB 分解下的變動情況, 以及計算相對應 Gini 係數的 OB 分解的結果。

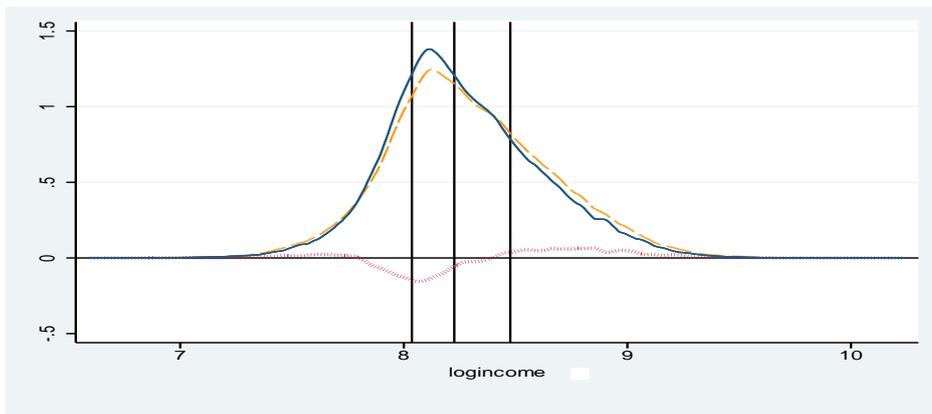
4.3.1 重建分配與擬真分配

針對 1986 年、1997 年與 2006 年的沿海與內陸區域的「取對數後的家戶總所得」, 其觀察資料所顯示的分配與我們所建構的重建分配與擬真分配依序如圖 7 至圖 9 所示。其中, 各圖中的三條垂直線依序為以實線所描繪之所得分配相對應的 0.25、0.5 與 0.75 三個分位數, 即各圖 (a) 與各圖 (c) 為內陸城市觀察值與重建分配相對應的分位數, 而各圖 (b) 則為擬真分配 $f_Y^{(c,i)}$ 所對應的分位數。

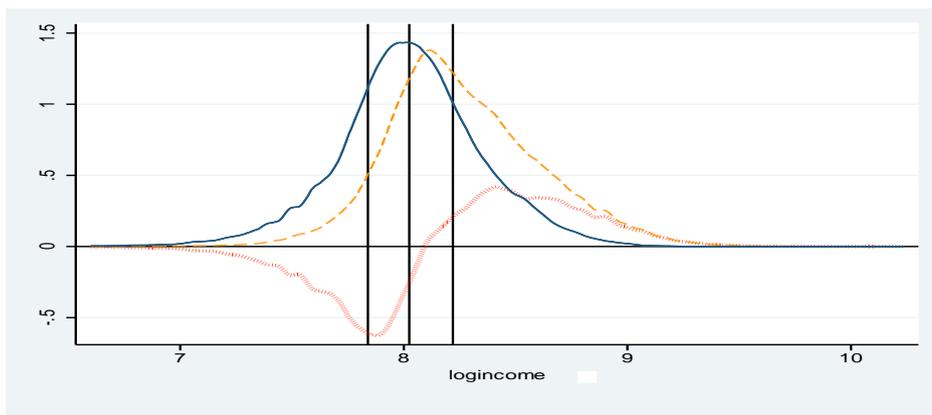
¹⁶值得注意的是, 在表 4 的拆解中, 由於誤差項的存在, 因此 $\hat{\beta}^{(c)' }(\theta)(\bar{x}^{(c)} - \bar{x}^{(i)})$ 與 $(\hat{\beta}^{(c)}(\theta) - \hat{\beta}^{(i)}(\theta))\bar{x}^{(i)}$ 解釋 $y^{(c)}(\theta) - y^{(i)}(\theta)$ 的比例不必然等於 100%。



(a) 根據觀察值而描繪的沿海區域所得分配 (虛線)、內陸區域所得分配 (實線) 及差距 (點)。

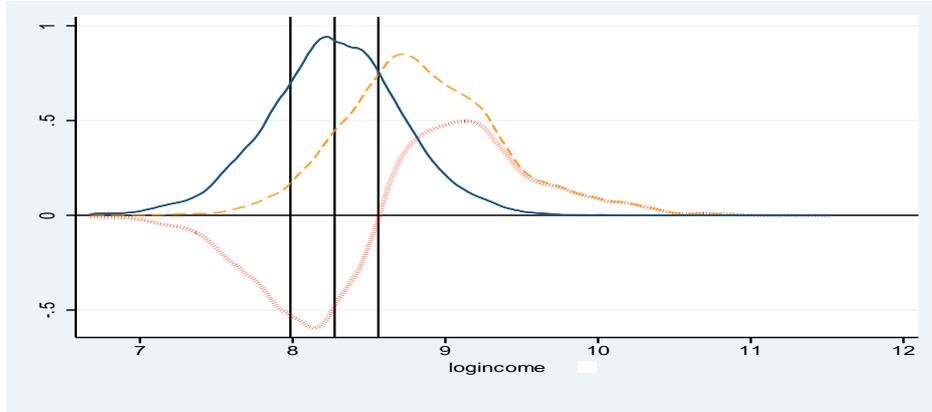


(b) 沿海區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ (虛線)、擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (實線) 及差距 (點)。

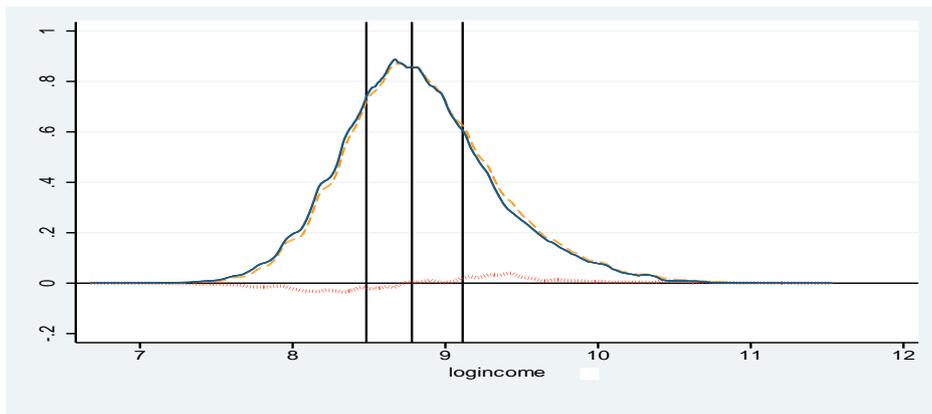


(c) 內陸區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ (實線)、擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (虛線) 及差距 (點)。

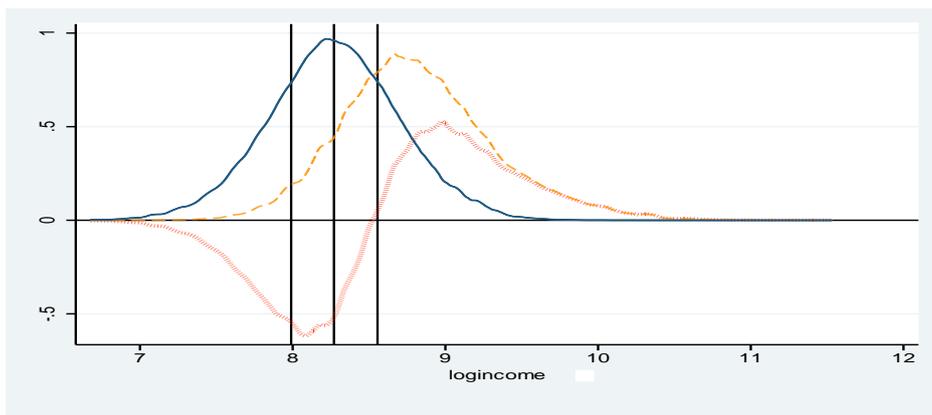
圖 7: 1986 年沿海與內陸區域城市之 (取對數後的) 所得分配、重建分配與擬真分配。



(a) 根據觀察值而描繪的沿海區域所得分配 (虛線)、內陸區域所得分配 (實線) 及差距 (點)。

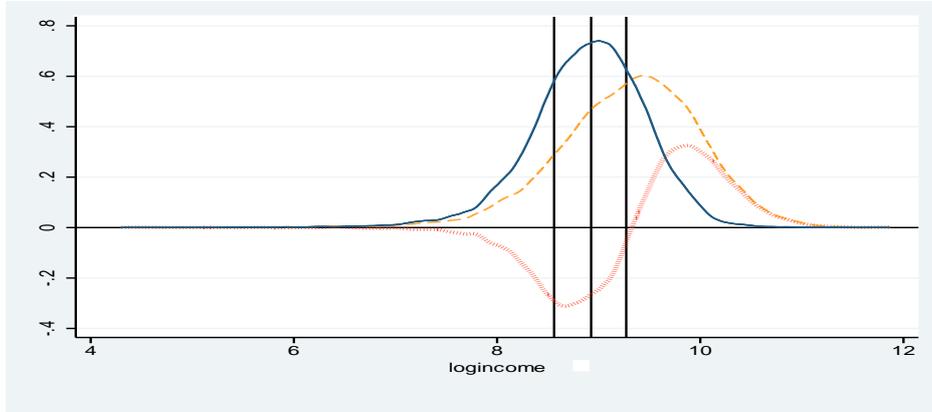


(b) 沿海區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ (虛線)、擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (實線) 及差距 (點)。

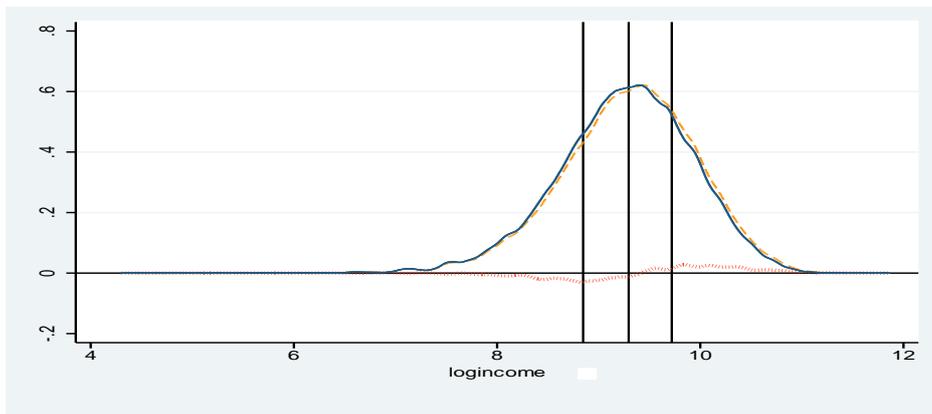


(c) 內陸區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ (實線)、擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (虛線) 及差距 (點)。

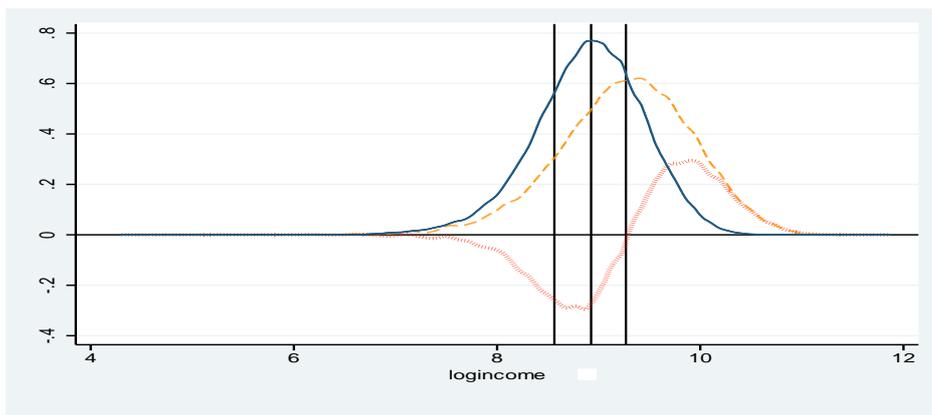
圖 8: 1997 年沿海與內陸區域城市之 (取對數後的) 所得分配、重建分配與擬真分配。



(a) 根據觀察值而描繪的沿海區域所得分配 (虛線)、內陸區域所得分配 (實線) 及差距 (點)。



(b) 沿海區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ (虛線)、擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (實線) 及差距 (點)。



(c) 內陸區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ (實線)、擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (虛線) 及差距 (點)。

圖 9: 2006 年沿海與內陸區域城市之 (取對數後的) 所得分配、重建分配與擬真分配。

根據這些圖形分析，我們可以發現，大致而言，圖 7(a)、8(a) 與 9(a) 皆顯示，沿海區域所觀察到的所得分配皆位於內陸分配的右方，且較為低闊。其中，各年度的差別主要在於兩區域間所得分配的差距程度上。1986 年時大約以內陸區域的所得分配第 0.7 分量的水準值為分野，高於此水準值的家戶比例低於沿海區域的家戶比例；1997 年此分野約為 0.75 分量的所得水準，而 2006 年時更右移到該年內陸區域約 0.8 分量的所得水準。

若根據所得變數差異 OB 拆解法 (10)，我們可以進一步透過兩個面向來分析這兩個區域間分配的變化情況。首先，當報酬率參數固定於沿海區域 c 的情況下，沿海區域在內陸地區家戶特性下的擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ (實線) 約略從重建分配 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ 左移 (虛線)。大致而言，根據圖 7(b)，1986 年時，原高於擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 中 0.75 所得分量水準值的家戶比例減少，但小於 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 中 0.5 所得分量水準值的家戶比例卻增加。而圖 8(b) 顯示，1997 年的整體左移幅度皆不若 1986 年時明顯，但仍是原高於擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 中 0.5 所得分量水準值的家戶減少，而小於 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 中 0.5 所得分量水準值的家戶增加。至於 2006 年圖 9(b) 的情況也與 1997 年類似，只是擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 中所得分量水準值的分野由 0.5 分量移到 0.6 分量。

再者，當固定在內陸區域的家戶特性時，當經濟環境變化 (參數變化) 是從內陸換成沿海區域時，家戶所得分配明顯從內陸重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 右移至擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 。其中，圖 7(c) 顯示 1986 年時，原大於內陸重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 中約 0.6 所得分量水準值的家戶比例增加且所得水準越高的家戶增加比例越多，但小於 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 中 0.6 所得分量水準值的家戶比例則大幅降低。至於 1997 與 2006 年的情況則類似，原大於內陸重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 中約 0.75 所得分量水準值的家戶比例增加且所得水準越高的家戶增加比例越多，而小於 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 中 0.75 所得分量水準值的家戶比例則大幅降低 (圖 8(c) 與圖 9(c))。

此外，從圖 7(b)、8(b)、9(b) 也可發現，因家戶特性改變所帶來的影響，對於 0.25 所得分量 (低分量水準) 家戶有較為顯著的效果，此一結果和前小節條件分量 OB 拆解中所觀察到的現象相同。但整體而言，每一年度沿海區域與內陸區域家戶總所得分配的差異性，主要還是來自於家戶特性分配變化以外的經濟環境變化 (報酬率參數變化) 所造成，其中 1997 與 2006 年的變化比 1986 年更為明顯，這樣的結果和前述的條件均數與條件分量的 OB 拆解結果相呼應，再次反應了中國政府先沿海後內陸的經濟發展政策在其城市經濟發展中所扮演著重要角色。

4.3.2 Gini 係數的 OB 拆解

將沿海區域重建分配 $\tilde{f}_Y^{(c)}$ 、內陸地區重建分配 $\tilde{f}_Y^{(i)}$ 與沿海區域在內陸地區家戶特性下

的擬真分配 $\tilde{f}_Y^{(c,i)}$ 的對應值做指數轉換後，我們可以進一步利用式 (12) 根據母體分配所做的拆解，將各年度沿海與內陸區域依家戶所得而計算的 Gini 係數差異進一步表示成

$$\begin{aligned} & \widehat{Gini}(Y^{(c)}) - \widehat{Gini}(Y^{(i)}) \\ &= \left[Gini(\tilde{Y}^{(c)}) - Gini(\tilde{Y}^{(c,i)}) \right] + \left[Gini(\tilde{Y}^{(c,i)}) - Gini(\tilde{Y}^{(i)}) \right] + \text{誤差}, \quad (13) \end{aligned}$$

其中， $\widehat{Gini}(Y^{(R)})$, $R = c, i$, 表示依觀察值而直接計算的 Gini 係數。第一項拆解為其他條件不變下，僅因家戶特性從內陸區域 i 改變為沿海區域 c 的特性時所造成所得分配的 Gini 係數差異；而第二項則描繪了固定家戶特性於內陸區域 i ，但經濟環境（報酬率參數）從內陸區域 i 轉變為沿海區域 c 時而造成所得分配的 Gini 係數變化，亦即因兩區域間的所得歧視而造成 Gini 係數的變化。值得注意的是，相較於 (12) 式的拆解，式 (13) 中的誤差項主要是來自各區域依觀察值而直接計算的 Gini 係數與以重建分配而計算的 Gini 係數之間的差異。各年度依據觀察值直接計算的 Gini 係數、根據重建分配而計算的 Gini 係數以及擬真分配的 Gini 係數計算結果如表 5 所示，而相對應 OB 拆解結果則整理於表 6 中。

表 5: 觀察值、重建分配與擬真分配的 Gini 係數。

年份	沿海區域		內陸區域		
	$\widehat{Gini}(Y^{(c)})$	$Gini(\tilde{Y}^{(c)})$	$\widehat{Gini}(Y^{(i)})$	$Gini(\tilde{Y}^{(i)})$	$Gini(\tilde{Y}^{(c,i)})$
1986	0.2127	0.2071	0.1793	0.1762	0.1964
1997	0.3008	0.2957	0.2455	0.2394	0.2905
2006	0.3533	0.3423	0.2941	0.2843	0.3401

附註: $\widehat{Gini}(Y^{(c)})$, $Gini(\tilde{Y}^{(c)})$ 與 $Gini(\tilde{Y}^{(c,i)})$ 分別為根據觀察值、重建分配與擬真分配而計算的 Gini 係數。

首先，根據表 5 的結果，我們可以發現，兩個區域在各年份根據重建分配所計算出的 Gini 係數 ($Gini(\tilde{Y}^{(\cdot)})$) 都比直接以觀察值計算的 Gini 係數 ($\widehat{Gini}(Y^{(\cdot)})$) 略小，但差異不大。再者，各年度的沿海區域家戶所得分配都比內陸區域更為不均，而根據沿海區域在內陸地區家戶特性下的擬真分配所計算的 Gini 係數 ($Gini(\tilde{Y}^{(c,i)})$) 則介於兩區域各自的 Gini 係數之間。此結果隱含了沿海與內陸區域間家戶特性的差異是造成沿海區域較高 Gini 係數的一個原因。因此，若能在相關政策上有效拉近兩區域間的家戶特性差距，則可以適度減少兩區域間所得分配不均度的差異。

另一方面，根據表 6 的 OB 拆解結果，我們首先可以發現，這三個年份的 Gini 係數 OB 拆解的誤差項所佔的比例都不高，最高為 1986 年時的 7.37%，這顯示我們所建構

表 6: Gini 係數的 OB 拆解。

年份	$\widehat{Gini}(Y^{(c)}) - \widehat{Gini}(Y^{(i)})$	$Gini(\tilde{Y}^{(c)}) - Gini(\tilde{Y}^{(c,i)})$	$Gini(\tilde{Y}^{(c,i)}) - Gini(\tilde{Y}^{(i)})$	誤差
1986	0.0334	0.0107 (32.07%)	0.0202 (60.56%)	0.0025 (7.37%)
1997	0.0553	0.0052 (9.33%)	0.0511 (92.55%)	-0.0010 (-1.88%)
2006	0.0592	0.0022 (3.78%)	0.0558 (94.22%)	0.0012 (2.00%)

附註: 1. $\widehat{Gini}(Y^{(c)})$ 、 $\widehat{Gini}(Y^{(i)})$ 與 $Gini(\tilde{Y}^{(c,i)})$ 分別為根據觀察值、重建分配與擬真分配而計算的 Gini 係數。
 2. 括弧內的數字為該拆解值佔 $\widehat{Gini}(Y^{(c)}) - \widehat{Gini}(Y^{(i)})$ 的差異比例。

的估計分配與拆解法有一定的可信度。除此之外，在 1986 年時，沿海區域的 Gini 係數比內陸區域高 0.0334。其中，因為家戶特性而造成的 Gini 差異為 0.0107，解釋了所得不均度總差異的 32.07%；而經濟環境變化（參數變化）造成的差異為 0.0202，佔總差異的 60.56%。1997 時，兩區域間所得不均度差異擴大為 0.0553，其中僅 9.33% 為家戶特性差異造成，經濟環境變化佔了差異的 92.55%。家戶所得分配不均的情況在 2006 年更進一步惡化，沿海區域的不均度比內陸區域多 0.0592，且高達 94.22% 的差異都是因為經濟環境變化而造成。

5 結論與討論

在改革開放與計畫經濟的支撐下，中國大陸在這二十多年來維持了相當高的經濟成長率，但也伴隨著所得分配不均度的逐漸惡化。其中，沿海區域與內陸區域之間的所得分配變化是本研究所關心的主要議題。在本研究中，我們試圖從家戶特性的變化去分析沿海區域與內陸區域城市間的家戶總所得分配變化。不同於以往文獻上針對中國大陸所得分配與不均度的探討方式，我們根據 1986、1997 與 2006 年的沿海區域與內陸區域城市家戶所得及家戶特性，除了先以傳統的條件均數線性模型分析外，更採用 Machado and Mata (2005) 的分析方法，在條件分量迴歸線性模型的設定下，利用不同分量下的參數估計與自體重複抽樣的方式重建對應分配與擬真分配，並進行文獻上常用的 OB 拆解法來進一步分析所得分配之間的差異以及所得不均度的變化。我們將實證分析得到的結果簡單整理如下。

首先，針對條件均數的線型迴歸模型估計結果，我們大致可以發現，除了所得收入人數外，女性戶長與已婚狀態對於兩區域城市的「平均」（取對數後的）家戶總所得的影響最大且為正向影響。其中，與內陸區域相比較，沿海區域的女性戶長（相較於男性戶長）與戶長已婚（相較於戶長未婚）的特性皆約能多增加 5% 至 6% 的平均（取對數後的）家戶總所得。另一方面，分量迴歸的估計結果顯示，在我們所考慮的家戶特性中，對

於影響家戶總所得「分配」最重要的三個特性仍為女性戶長、戶長已婚及家戶所得收入人數。其中，女性戶長於 1986 與 1997 年內陸區域的低所得家戶中的所得增加率高於高所得家戶，但對於沿海區域的高低所得家戶的影響則無太大差異。另外，除了 1997 年的沿海區域外，已婚戶長相較於未婚的所得增加率都隨家戶所得分量增加而減少，亦即婚姻對於高所得家戶的相對所得增加率較低。其中，關於內陸區域約與沿海區域城市家戶的比較，三個年度的低所得家戶的婚姻所得增加率在內陸區域皆比沿海區域為高，但 1986 與 1997 年中高所得家戶則相反，沿海區域較高。至於家戶所得收入人數特性的影響，除了 2006 年的內陸區域外，高所得家戶收入人數的所得增加率都略低於低所得家戶。在相同分量下，1986 年內陸區域的家戶所得收入人數的所得增加率約高沿海區域 5%，到 1997 年則增加為 10%。但在 2006 年兩區域間的差異變化則不同，沿海區域在中低所得之下的家戶其家戶所得收入人數的所得增加率約高內陸區域 5% 到 10%，高所得分量家戶的差距則不明顯。

再者，針對各年度的沿海與內陸區域城市所得差異，條件均數的 OB 拆解結果顯示，兩區域的平均「取對數後的家戶總所得」差異，大約高達 90% 的差異都是因兩區域經濟環境差異而造成，兩區域平均家戶特性不同所造成的所得差異小於 10%；而條件分量的 OB 拆解結果則進一步指出，平均家戶特性差異對於兩區域低分量所得家戶間的差異具有較為關鍵的影響，但對高所得家戶而言則否。但整體而言，經濟環境的不同仍是造成兩區域相同所得分量家戶下的所得差異主因。此外，進一步根據家戶所得的重建分配與擬真分配的估計結果，我們也發現 1997 與 2006 年經濟環境變化對總所得分配差異的影響比 1986 年更為明顯。

至於所得不均度的分析結果，我們首先觀察到沿海城市家戶所得不均度高於內陸城市，主要是因為沿海城市家戶相較於內陸城市，其富者越富（而非窮者越窮）。當我們進一步建構重建分配與擬真分配，並對沿海及內陸城市 Gini 係數的差異進行 OB 拆解後，我們也發現出沿海與內陸區域間家戶特性的差異的確是造成沿海區域較高 Gini 係數的一個原因，但此影響逐年遞減。其中，因為家戶特性而造成的 Gini 係數差異，在 1986 年時為 32.07%，1997 為 9.33% 而 2006 年僅為 3.78%。

綜合這些分析結果，我們認為這幾年來中國大陸沿海與內陸區域城市的所得分配變化與不均度差距，主要還是受到中國政府先沿海後內陸的經濟發展政策所影響，而且此影響並不是短暫即逝的。雖然藉由相關政策的推行以拉近兩區域間的家戶特性，或可對所得不均度的改善有所幫助，但我們的結果顯示其改善程度應仍不及經濟發展政策轉向所直接造成的影響。有鑑於家戶特性是瞭解家戶所得一個基本且重要的面向，但目前關於中國大陸區域的所得分配研究鮮少由家戶特性著手，因此我們認為，本文的研

究架構與結果對於瞭解中國大陸這幾十年間的沿海與內陸城市的所得分配變化, 除了提供了一個新的面向外, 相信也能對後續的相關研究提供一些參考。

參考文獻

- 何姪 (2007), “基尼系數: 城鄉歷史政策的解構”, 《中國國情國力》, **2007**(04)。
- 林祖嘉 (2011), “經濟發展與結構調整”, 收錄於王振寰、湯京平與宋國誠 (編),《中國大陸暨兩岸關係研究》, 112–142, 新北市: 巨流圖書股份有限公司。
- 陳小紅 (2011), “區域與城市經濟”, 收錄於王振寰、湯京平與宋國誠 (編),《中國大陸暨兩岸關係研究》, 144–170, 新北市: 巨流圖書股份有限公司。
- 陳建良 (2011), “台灣所得分配變化趨勢之分解”, 學術文稿。
- 曹添旺·張植榕 (2000), “台灣家庭高低所得階層屬性分布與所得分配”, 《國家科學委員會研究彙刊: 人文及社會科學》, **10**(3), 344–361。
- 萬定山 (2005), “中國城市居民收入分布的變化: 1988–1999年”, 《經濟學季刊》, **4**, 45–66。
- 管中閔·陳建良 (2006), “台灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析”, 《經濟論文》, **34**, 435–468。
- (2010), “台灣所得分配的變動: 1980 – 2005”, 收錄於李誠 (編),《險渡金融海嘯—台灣經濟未來該怎麼走? 李國鼎資政百歲紀念學術研討會論文專書》, 106–131, 台北: 天下文化。
- Albrecht, J., A. Bjorklund and S. Vroman (2003), “Is There a Glass Ceiling in Sweden?” *Journal of Labor Economics*, **21**(1), 145–177.
- Albrecht, J., A. van Vuuren and S. Vroman (2008), “Counterfactual Distribution with Sample Selection Adjustments Econometric Theory and an Application to the Netherlands”, *Working paper*.
- Autor, D.H., L.F. Katz, and M.S. Kearney (2008), “Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists”, *The Review of Economics and Statistics*, **90**(2), 300–323.
- Bassett, G. and R. Koenker (1982), “An Empirical Quantile Function for Linear Model with iid Errors”, *Journal of American Statistical Association*, **77**, 407–415.
- Bassett, G.W. and R.W. Koenker (1986), “Strong Consistency of Regression Quan-

- tiles and Related Empirical Processes”, *Econometric Theory*, **2**, 191–201.
- Bishop, J. A., F.L. Fang, and P. Wang (2005), “Economic Transition, Gender Bias, and the Distribution of Earnings in China” *Economics of Transition*, **13**(2), 239–259.
- Blinder, A. S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, **8**(4), 436–455.
- Bourguignon, F., F.H.G. Ferreira, and P.G. Leite (2008), “Beyond Oaxaca–Blinder: Accounting for differences in household income distributions”, *Journal of Economic Inequality*, **6**(2), 117–148.
- Buchinsky, M. (1994), “Changes in the U.S. wage structure 1963 – 1987: an application of quantile regression”, *Econometrica*, **62**(2), 405–458.
- Chamberlain, G. (1994), “Quantile Regression, Censoring, and the Structure Of Wages”, *Advances in Econometrics*, Sins C. (ed.), 171–209, Cambridge: Cambridge University Press.
- Chotikapanich, D., D.S.P. Rao, K.K. Tang (2007), “ Estimating income inequality in China using grouped data and the generalized beta distribution”, *Review of Income and Wealth*, **53**(1), 127–147.
- Cowell, F. A. (2011), *Measuring Inequality (3rd edition)*, New York: Oxford University Press.
- D’ambrosio, C. (2001), “Household Characteristics and the Distribution of Income In Italy: An Application of Social Distance Measures”, *The Review of Income and Wealth*, **47**(1), 43–64.
- Deininger, K. and L. Squire (1997), “Economic Growth and Income Inequality: Reexamining the Links”, *Finance and Development*, March, 38–41.
- Fan, S., R. Kanbur and X. Zhang (2009), *Regional Inequality in China: Trends, Explanations and Policy Responses*, New York, NY: Routledge.
- Fitzenberger, B. and C. Kurz (2003), “New Insights on Earnings Trends Across Skill Groups and Industries in West Germany”, *Empirical Economics*, **28**(3), 479–514.

- Gao, Q. and F. Zhai (2010) “Demographic changes and household income in urban China 1988–2002”, *Journal of Asian Public Policy*, **3**(1), 18–36.
- Gustafsson, B. and S. Li (2002), “Income inequality within and across counties in rural China 1988 and 1995”, *Journal of Development Economics*, **69**, 179–204.
- Haughton, J. and S. R. Khandker (2009), *Handbook on Poverty and Inequality*, Washington, DC: The World Bank.
- Heinze A. (2010), “Beyond the Mean Gender Wage Gap: Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Working paper*.
- Kanbura, R. and X. Zhang (1999), “Which Regional Inequality? The Evolution of Rural–Urban and Inland–Coastal Inequality in China from 1983 to 1995”, *Journal of Comparative Economics*, **27**(4), 686–701.
- Knight, J. and L. Song (2003), “Increasing Urban Wage Inequality in China”, *Economics of Transition*, **11**(4), 597–619.
- Koenker, R. (2005), *Quantile Regression*, Cambridge; New York: Cambridge University Press.
- Koenker, R. and G. Bassett (1978), “Regression Quantiles”, *Econometrica*, **46**, 33–50.
- Liu, H. (2011), “Economic Reforms and Gender Inequality in Urban China”, *Economic Development and Cultural Change*, **59**(4), 839–876.
- Lu, D. (2002), “Rural – urban income disparity: impact of growth, allocative efficiency, and local growth welfare”, *China Economic Review*, **13**, 419–429.
- Machado, J. A. F. and J. Mata (2005), “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Econometrics*, **20**(4) 445–465.
- Melly, B. (2007), “Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression”, *Working paper*.
- Meng, X. (2004), “Economic Restructuring and Income Inequality in Urban China”,

Review of Income and Wealth, **50**(3) 357–379.

- Meng, X., R. G. Gregory, and G. Wan (2007), “China Urban Poverty and Its Contributing Factors, 1986–2000”, *Review of Income and Wealth*, **53**(1) 167–189.
- Naughton, B. (2007), *The Chinese Economy: transitions and growth*, Cambridge; Massachusetts; London; England: MIT Press.
- Oaxaca, R. L. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, **14**(3), 693–709.
- Oshima, H.T. (1970), “Income Inequality and Economic Growth: The Postwar Experience of Asian Countries”, *Malayan Economic Review*, **15**(2), 7–41.
- Renard, M-F. (2002), “A pessimistic view on the impact of regional inequalities”, *China Economic Review*, **13**, 341–344.
- Sicular, T., X. Yue, B. Gustafsson and L. Shi (2007), “The Urban – Rural Income Gap and Inequality in China”, *Review of Income and Wealth*, **53**(1), 95–128.
- Tsui, K.Y. (1991), “China’s Regional Inequality, 1952–85”, *Journal of Comparative Economics*, **15**, 1–21.
- UNDP (2011), *Human Development Report 2011: Sustainability and Equity*, New York: Oxford University Press. <http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2011/>.