



RRPF89070143 (4.P)

行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告

台灣個人所得分配長期趨勢變化原因之探討

Causes on the Long Term Changes in Personal Income Inequality in Taiwan

計畫編號：NSC89-2415-H-032-002

執行期限：88年8月1日至89年7月31日

主持人：林金源（淡江大學經濟系副教授）

電子信箱：cylin@mail.tku.edu.tw

摘要：

本文利用「因素分析」把複雜多樣的勞動市場，簡化成兩種技能屬性的市場，再把薪資所得表成這兩種技能的數量和價格的函數。技能的價格決定於該技能的供給和需求。於是兩期之間的薪資所得不均度便可以分解成需求因素、供給因素、技能結構因素、和殘差項的四種貢獻。根據1976-1996年的實證研究，本文發現造成這段期間薪資所得不均度下降的主因是技能結構因素的變化。另外，需求因素是不均化的因子，使不均度擴大；供給因素則為平均化因子，使不均度下降。前者的力量約為後者的兩倍。

Abstract:

Factor analysis is applied to Taiwan's labor market. Workers distinguish themselves from others by their endowments of unobservable "skills". Wage income therefore can be expressed in terms of "skill price" and "skill endowment". "Skill price" is determined by demand factors (eg., per capita GDP, the ratio of export to GDP), and supply factors (i.e., the relative and total quantity of that skill in the economy.) In so doing, the intertemporal changes in income inequality can be decomposed into the

contributions of demand factors, supply factors, the change in skill structure, and residual. This study finds that the change in skill structure is the most important force to drive inequality downward during 1976 and 1996. Besides, demand and supply factors are inequalizing and equalizing, respectively.

計畫緣由與目的：

從1980年以來，台灣地區家庭之間的所得不均度持續上升，但是個人之間的所得分配卻呈現不同的趨勢。如果把所得取對數之後的變異數當作不均度指標，個人薪資所得不均度從1976年的0.5025下降到1993年的0.3692，之後才又微幅上揚。本文關心的是：造成個人之間所得不均度呈現這種長期趨勢的原因為何？

為了回答這類問題，最直接的方法就是針對勞動者的特性（如性別、年紀、學歷、行職業）進行分析，利用這些特性解釋勞動者的所得，以及勞動者之間所得的不均度。國內相關的研究請見Lin and Chu (1998)。這種研究方法最大的優點，在於它能提供豐富直觀的解釋。譬如，從所得對各種特性的迴歸方程式中，我們可以看出其他條件不變之下，多受一年教育可以增加多少所得、男性的收入比女性多了多少、多長一歲所得增加多少等等。另外，我們也可以把所得不均

度分解成這些特性的貢獻，看出性別、年紀、學歷、行職業所扮演角色的重要性。

但是上述的迴歸方程式中，勞動者特性的迴歸係數固然代表該特性的報酬，但是這份報酬卻混雜了供給和需求兩種因素，無法釐清。譬如，當他條件不變之下，高學歷者的所得比低學歷者高。這可能是因為高學歷勞動的需求相對較強，也可能是因為高學歷勞動的供給相對較少。學歷特性的迴歸係數畢竟是供、需兩組力量共同作用的結果。

每個勞動者的薪資所得，乃是他所屬的勞動市場的供給和需求共同決定的。如果我們能把每種勞動的所得分解出供給面和需求面的兩種成份，再用這個基礎進行不均度的分析，必然可以回答前述研究方法不能回答的一些問題。譬如，促使所得不均度下降的，究竟是供給面因素，還是需求面因素？兩者作用的方向是否相同？何者的力量較大？這就是本文的主題。

勞動市場複雜又多樣，如果要對每一種勞動市場的薪資進行供、需的分解，再綜合成全體不均度的分析，過程繁複，幾乎不可行。本文利用 Murphy and Welch (1992) 提示的因素分析 (factor analysis) 把勞動市場縮減成兩到三個技能屬性的市場。在這個基礎上，我們發展出一種分解跨期所得不均度的方法，並且把不均度的變化和供給、需求因素連接在一起。

研究方法與進行步驟：

第一個步驟先把各年度的薪資所得收入者按其性別、學歷、年紀交叉分類，共分成 21 組，女性屬前 9 組，男性屬後 12 組。每一組都可求得該組的平均薪資所得 w 、以及 w 的對數 W 。每年 21 個 W 的變異數便是該年的所得不均度。

第二個步驟運用因素分析，從 21 種勞

動力當中萃取兩個因素 (factor，也就是下述的技能 skill)，再讓勞動市場簡化成兩個。我們假設每種勞動力都含有兩種無法觀測的技能屬性，21 種勞動力的差別就在各自擁有各種技能數量的差異。薪資是可以觀測的具體數字，決定薪資的是每個勞動力擁有的各種技能數量 (L_1 和 L_2) 乘上對應的技能價格 (P_1 和 P_2) 之後的總和。把各種勞動力的數量乘上對應的 L_1 和 L_2 ，就可得出全體的技能數量 Q_1 和 Q_2 。 P_1 、 P_2 、 Q_1 、 Q_2 隨著時間改變， L_1 與 L_2 則否。

兩個原因造成技能價格會隨著時間改變：第一，整個社會擁有的各種技能的總量和相對量會隨時改變，這是供給面影響價格的解釋。第二，由於經濟的發展，對各種技能的需求隨時在變，價格自然也受需求因素影響。

第三個步驟則是以 3SLS 解一組聯立方程式，其結構式 (structure form) 是：

$$P_1 = f(Q_1, Q_2, Y, E \dots)$$

$$P_2 = f(Q_1, Q_2, Y, E \dots)$$

其中 P 和 Q 的意義如上述， Y 是每人實質 GDP， E 是出口佔 GDP 的比率。此處的內生變數是 P_1 和 P_2 ，其他為外生。我們假設技能價格 P 是垂直的供給曲線和負斜率的需求曲線共同決定的。決定供給曲線位置的是 Q ，移動需求曲線的則是 Y 、 E 等變數。

第四個步驟則是根據上述 3SLS 估計的結果，把 P_1 、 P_2 表成外生變數的函數：

$$P_1 = \alpha_0 + \alpha_1 Q_1 + \gamma Q_2 + \alpha_2 Y + \alpha_3 E + Err$$

$$P_2 = \beta_0 + \beta_1 Q_2 + \gamma Q_1 + \beta_2 Y + \beta_3 E + Err$$

因此，每個勞動者的標準化薪資 X 就可表成 $L_1 P_1 + L_2 P_2 + Error$ 。如果再代入 reduced form， X 可以表成 L 、 Q 、 Y 、 E 的函數。

第五個步驟則是根據上述的結果，進行不均度的分解。我們以 $Var(\log w)$ 代表不均度，再把兩年之間不均度的變化分解成需求面的貢獻、供給面的貢獻、技能結構的貢獻

以及殘差項的和。

結果與討論：

表一是因素分析的部份結果，也就是各組勞動力擁有兩種技能的數量（factor loading）。以第一組勞動力（女性，小學程度，25歲以下）為例，她擁有的第一種、第二種技能的數量 L_1 、 L_2 ，分別為-0.08746和0.76144。再以第二十組勞動力（男性，大專程度，45-60歲之間）來說，他擁有的第一種、第二種技能的數量 L_1 、 L_2 ，分別為0.74381和0.61716。必須說明的是， L_1 和 L_2 的衡量座標不同，因此兩者的比較沒有意義。其次，這些數字本身不具絕對意義，只代表互相比較之下的相對差距。所以負數的技能數量不表示勞動者沒有這種技能，而是他擁有的數量和別人相比之下，顯得很小。

表二是因素分析的另一部份結果，也就是歷年來兩種技能的價格（ P_1 、 P_2 ）和數量（ Q_1 、 Q_2 ）。有了這些資料，我們才能對 P_1 和 P_2 進行估計。估計的模型如上節所述，但是 P_1 方程式省略變數E（出口佔GDP的比率）， P_2 方程式省略常數。因為它們不顯著，對下述的不均度分解，意義不大。估計的結果請見表三。

根據表四，造成薪資所得不均度在1976-1996的二十年間下降的主因，是技能結構變化。此一因素的貢獻佔了74%。

需求面因素和供給面因素的貢獻分別是-12%和6%。這表示需求因素是不均化的因子，使不均度擴大；供給因素則為平均化因子，使不均度下降。如果和技能結構因素或殘差項相比，需求面因素和供給面因素的貢獻並不算大，這個結果與我們的預期有些不同。不過，或許這就是事實。另一個有趣的結論是：需求因素和供給因素對不均度的影響方向相反，前者的力量是後者的兩倍。

計畫成果自評：

實證結果較不理想的是殘差項比重相當大，這是本研究過程繁複所造成的。首先，在因素分解中我們只選取兩個因素，這兩個因素可以解釋原來薪資所得變異數的70.14%。如果再多取其他因素，固然有助解釋能力的增加，但後續的分析過程卻會增加許多困難。這是最終結果裡殘差項的第一個來源。

其次，我們利用3SLS估計技能價格 P_1 和 P_2 時，兩條方程式的 R^2 不可謂不佳。但是當我們把估計係數代入不均度分解公式時， P_1 和 P_2 沒被這兩條方程式解釋的部份，自然就進入不均度分解中的殘差項。這是最終結果裡殘差項的第二個來源。最後，這兩個誤差來源交互影響，則是最終結果裡殘差項的第三個來源。

在沒有其他更理想的方法之前，為了分辨需求、供給對不均度的效果，或許必須接受殘差項很大的這個代價。

參考文獻：

- [1] 朱雲鵬，「1980與1986年台灣所得分配的因素分解分析」，人文及社會科學集刊，3（1）：145-167，1990。
- [2] 朱雲鵬，「家戶大小和所得分配：1980與1989年台灣實證研究」，中國經濟學會年會論文集，287-308，1991。
- [3] 邱忠榮，「台灣地區工作報酬分配及職業有偶婦女的邊際影響」，人文及社會科學集刊，7（1）：65-100，1995。
- [4] 林金源，「家庭結構變化對台灣所得分配的影響」，台灣經濟學會年會論文集，

161-178, 1995。

[5] 林金源, 「家庭結構變化對台灣所得分配及經濟福利分配的影響」, *人文及社會科學集刊*, 9 (4) : 39—63, 1997。

[6] 曹添旺, 「台灣家庭所得不均度的分解與變化試析, 1980—1993」, *人文及社會科學集刊*, 8 (2) : 181—220, 1996。

[7] Lin, Ching-Yuan & Yun-Peng Chu (1998) : "Changes in Earnings Inequality in Taiwan: 1976-1996,".

[8] Murphy, Kevin M., and Finis Welch. 1992. "The Structure of Wages," *The Quarterly Journal of Economics*, 107 : 285-326.

表一：各組勞力擁有兩種技能的數量

| 組別 | L ₁ | L ₂ |
|----|----------------|----------------|
| 1 | -0.08746 | 0.76144 |
| 2 | 0.60471 | 0.70964 |
| 3 | 0.62534 | 0.28577 |
| 4 | -0.41824 | -0.06221 |
| 5 | -0.31887 | -0.87715 |
| 6 | -0.53823 | -0.66360 |
| 7 | -0.72343 | -0.56904 |
| 8 | 0.52886 | 0.41279 |
| 9 | 0.35834 | 0.83350 |
| 19 | 0.72662 | 0.21496 |
| 11 | 0.67229 | 0.60426 |
| 12 | 0.83943 | -0.42505 |
| 13 | -0.55359 | -0.39840 |
| 14 | 0.63282 | 0.62049 |
| 15 | -0.18275 | -0.88628 |
| 16 | 0.68011 | 0.45638 |
| 17 | -0.68138 | -0.65077 |
| 18 | -0.69607 | -0.35982 |
| 19 | 0.63455 | 0.42106 |
| 20 | 0.74381 | 0.61716 |
| 21 | -0.92000 | -0.15889 |

表二：歷年來兩種技能的價格和數量

| 年 | P ₁ | P ₂ | Q ₁ | Q ₂ |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 76 | 0.00361 | -2.45188 | -0.08746 | 0.76144 |
| 77 | -0.34840 | -1048991 | 0.60471 | 0.70964 |
| 78 | -0.60077 | -1.56441 | 0.62534 | 0.28577 |
| 79 | -0.38309 | -0.95770 | -0.41824 | -0.06221 |
| 80 | -0.54735 | -0.67500 | -0.31887 | -0.87715 |
| 81 | -0.87761 | -0.32936 | -0.53823 | -0.66360 |
| 82 | -1.25215 | 0.09632 | -0.72343 | -0.56904 |
| 83 | -0.48990 | -0.19347 | 0.52886 | 0.41279 |
| 84 | 0.08237 | -0.01325 | 0.35834 | 0.83350 |
| 85 | -1.13821 | 0.94793 | 0.72662 | 0.21496 |
| 86 | -0.14972 | 0.38321 | 0.67229 | 0.60426 |
| 87 | -0.75440 | 1.09946 | 0.83943 | -0.42050 |
| 88 | -0.69402 | 0.99952 | -0.55359 | -0.39840 |
| 89 | -0.01683 | 1.10990 | 0.63282 | 0.62049 |
| 90 | -0.53249 | 1.09481 | -0.18275 | -0.88628 |
| 91 | -0.08435 | 0.46418 | 0.68011 | 0.45638 |
| 92 | 0.72003 | 0.77198 | -0.68138 | -0.65077 |
| 93 | 0.97650 | 1.05876 | -0.69607 | -0.35982 |
| 94 | 2.08256 | -0.34771 | 0.63455 | 0.42106 |
| 95 | 1.98090 | 0.16547 | 0.74381 | 0.61716 |
| 96 | 20.2331 | -0.16887 | -0.92000 | -0.15889 |

表三：3SLS 估計結果

| 應變數 | P ₁ | P ₂ |
|----------------|-------------------|------------------|
| 常數 | -2.3243(0.3508) * | ----- |
| Q ₁ | -0.6363(0.2448) | 0.8799(0.2596) * |
| Q ₂ | 0.8799(0.2596) * | -1.0303(0.3598) |
| Y | 0.1165(0.0165) * | 0.8547(0.0199) * |
| E | ----- | 0.0214(0.0083) |
| R ² | 0.7617 | 0.5522 |

*顯著水準 1%，其餘皆為 5%

表四：各項因素對跨期 (1976-1996) 不均度的貢獻 (%)

| 需求 | 供給 | 技能結構 | 殘差項 | 合計 |
|-----|----|------|-----|-----|
| -12 | 6 | 74 | 32 | 100 |