

小型開放經濟的所得分配與經濟發展*

朱雲鵬**

一、前言

所得分配與經濟發展之間的關係，由於牽涉甚廣，在經濟學家彼此之間並無定論。但是，拿整個世界來看，從 1960 到 1979 年間，在所有非 OPEC 會員和非共產主義的開發中國家之中，只有四個國家，其每人平均生產毛額的年成長率，超過百分之六的界限。它們是：新加坡、南韓、香港和中華民國。這四個國家都藉著勞力密集產品的出口，快速成長，而且，更令人驚訝的，這四個國家在所得分配方面的表現都不錯。（ S.-Y. Lee, 1979; Chow and Papanek, 1981, Fei-Ranis-Kuo, 1979。）此外，Ahluwalia(1974) 在對世界各國橫斷面資料，作一多變數迴歸以後，也發現國民生產毛額的成長率，和最低所得百分之四十人民在國民所得中的持分，呈顯著正相關。這些證據告訴我們，或許經濟成長和所得分配二者，並不一定是相互衝突的目標。

*本文的主要模型係來自 Yunpeng Chu, "Growth and Distribution in a Small, Open Dualistic Economy," Ph. D. Dissertation, University of Maryland, 1982.

**中央研究院三民主義研究所副研究員。

本文的目的，就是藉由一個小型開放經濟發展的模控（simulation）模型，說明經濟發展，如何能在所得極不平均的起始條件下，促進所得分配的平均化。

二、模型說明

在我們假想中的社會，共有十個家庭，五個在農業（Y），五個在非農業（X），這十個家庭在第0期（ $t = 0$ ）期初的生產因素所有量，都予以設定（表1）：

表一

生 產 因 素	農 家					非 農 家					政府	合計
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
L（勞力）	L_0^1	L_0^2	L_0^3	L_0^4	L_0^5	L_0^6	L_0^7	L_0^8	L_0^9	L_0^{10}		L_0
K（資本）	K_0^1	K_0^2	K_0^3	K_0^4	K_0^5	K_0^6	K_0^7	K_0^8	K_0^9	K_0^{10}	K_0	
T（土地）	T_0^1	T_0^2	T_0^3	T_0^4	T_0^5							T_0

表中各因素的 superscript 代表經濟單位， subscript 代表時期。從表中可以看出，非農家並不擁有土地，而政府則可以成為資本所有者。有了表一，我們需要一個總體模型，以決定各生產因素的價格。這個模型的特性如下：

(a) 小型開放經濟中，各相對價格均由國際外在因素決定，而且此相對價格，在本模型所考慮的期間內，維持不變。是以本模型中的供需，皆以數量調整方式達到均衡。為了表示上的方便，我們將所有相對價格都訂為 1。

(b) 國內不製造資本財，所有資本財均由 X 與 Y 的出口，在國際市場交換而來。

(c) 完全競爭的新古典經濟體系中，各部門與各國內外市場，均無阻礙因素存在。

有了以上幾個假定，可以寫出整個體系：

$$q_0 = Y_T (T_0, L_0^x, t = 0) \quad (1)$$

式中 q 為（真實）地租， $Y_T \equiv \partial Y / \partial T$ ， L^x 為 X 部門僱用之勞動量， $t = 0$ 的出

現，表示Y生產函數有技術進步現象。農業生產函數內沒有資本，固非理想，但是以台灣為例，在1950和60年代初期，農村機械的使用尚不普遍，並非提高生產力的重要因素，密集地以勞力代替土地，才是首要功臣。^{〔註一〕}所以，就我們所感興趣的快速成長時代，1950和60年間而言，或許這一函數尚不離譖。

$$r_0 = X_k(K_0, L_0, t=0) \quad (2)$$

式中 r 為（真實）資本報酬， $X_k \equiv \partial X / \partial K$ 。

$$w_0 = X_L(\cdot) \quad (3)$$

$$w_0 = Y_L(\cdot) \quad (4)$$

式中 W 為真實工資，而 $X_L \equiv \partial X / \partial L^x$ ， $Y_L \equiv \partial X / \partial (L - L^x)$ 。

有了以上這些式子，我們已經可以決定各生產因素的價格了。由於各家庭在期初的因素擁有量已經在表1中設定，這些家庭在 $t=0$ 的所得即可決定：

$$z_i^0 = w_0 L_i^0 + r_0 K_i^0 + q_0 T_i^0, \quad i = 1, 2, \dots, 5 \quad (5)$$

$$z_i^0 = w_0 L_i^0 + r_0 K_i^0, \quad i = 6, 7, \dots, 10. \quad (6)$$

政府的所得也可決定：

$$z^0 = r_0 K^0. \quad (7)$$

我們若假定各家庭和政府的儲蓄率都已知道，那麼全國有多少剩餘物資可以外銷就決定了：

$$X(\cdot) + Y(\cdot) - \sum_{i=1}^{10} (1-s_i^0) z_i^0 - (1-s^0) \cdot r_0 \cdot K^0 = E^x + E^y, \quad (8)$$

式中 s^i 為第 i 家庭之儲蓄率，而 s^0 則為政府之儲蓄率， E^x 和 E^y 分別為 X 和 Y 之出口量。這些出口，將換取資本財之進口：

$$I_0 = E^x + E^y. \quad (9)$$

從(1)到(9)，共有十七個方程式，決定十七個變數， $L^x, r, q, w, z^i (i=1, 2, \dots, 10), z^0, E^x + E^y$ 和 I 。（所有變數之 subscript 均表示 $t=0$ ）。所以在第0期，整個經濟的結構，包含部門間勞力的分配，各生產因素價格，各經濟單位之所得，以及投資量，皆一目了然。而且，由於各經濟單位之儲蓄量都解

出，他們在下期期初的資本量也已決定。我們若假定家庭不分散，亦即無新家庭產生，人口成長完全表現於各個家庭的擴大，則各家庭在下期期初的人口量也可求出：

$$L_i^t = (1 + PGRR) \cdot L_i^0, \quad i = 1, 2, \dots, 5,$$

$$L_i^t = (1 + PGRU) \cdot L_i^0, \quad i = 6, 7, \dots, 10,$$

式中 PGRR 和 PGRU 分別為農村和非農村人口之年成長率，而 L_i^t 表示第 i 家庭在第 1 期期初的勞動所有量。土地面積假定不變。

有了以上資料，我們即可為 $t = 1$ 期初，列出一張和表 1 同樣形式的表，然後 $t = 1$ 期中，各方程式和各變數，也可以像式(1)~(9)這樣列出求解，於是 $t = 1$ 期中，各家庭的所得也都可以求出。如此一期一期做下去，即得到所得分配的時間軌跡。

三、數值決定與實證基礎

在賦予各參數數值與決定方程式形式的過程中，我們遵守兩個原則：

(1)有實證資料或結果，即使用實證資料。

(2)無實證資料的，數值的設定，必須使此模控模型的解值，在幾個重要的項目方面，如成長率、總儲蓄率、和所得分配變化，與實際資料所顯示的時間軌跡，相去不遠。

在我們基本模控中，各經濟單位在期初擁有的因素量係設定為如表 2 所示：

表二

生產 因素	經濟 單位	農 家					非農家					政 府	合 計
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
勞力		1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0		11.0
資本		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.7	4.0	24.98	0.0	29.88
土地		0.3	0.9	2.0	6.0	26.0							35.2

這些數字會使基本模控所解出，在 $t = 0$ 期的家庭所得分配，其吉尼係數〔註二〕達到 0.3775。由於模型中各部門都只有五個家庭，相當於實際社會中之五等分家庭（quintile），0.3775 這個數字，換成衆多家庭的所得分配時，大約會膨脹成 0.44〔註三〕，剛好是 1959 年台大法學院所作實證調查，所顯示的台灣地區家庭所得分配吉尼係數（Fei-Ranis-Kuo, 1979, p. 66）。

至於人口成長率，台灣地區 1954-57 是 3.34%，1958-60 是 3.02%，1961-63 是 3.03%，而 1964-67 是 2.89%（Kuznets, 1979, p. 38）。南韓在 1960 至 1970 年之平均年成長率為 2.4%（World Bank, 1980, p. 142）。在基本模控中，我們為了儘量作對結果不利的假定，設定農村家庭每戶的人口成長率為 3.5% 而非農家庭為 3.0%。

在 $t = 0$ 期中，儲蓄率設定如表 3 所示：

表三

儲 蓄 率	農 家					非 農 家				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
儲蓄部	.010	.020	.035	.055	.135	.060	.070	.085	.105	.185
差距	.010	.015	.020	.080		.010	.015	.020	.080	

表中儲蓄率的差距，係自 1966 和 1972 台灣地區家庭所得支出調查報告中得到的實際差距，二者平均而來〔註四〕。由於在實際社會中，有公司儲蓄與政府儲蓄之存在，而在我們基本模控中，並無此二部門（政府之資本所有量為 0），所以必須將各家庭儲蓄率的絕對值，調高到上表所示的水準，方能反映出正確的總儲蓄率。此種作法等於假定，公司和政府的儲蓄，其創造的所得，由各家庭按照其已持有資本量之比例分享。

儲蓄率當然會隨時間而變化，例如台灣地區，全國總儲蓄率在 1950 年代中期到 1960 年代晚期，年平均成長率約為 7%。我們在基本模控中，為了不作對結果有利的假定〔註五〕，設定各家庭儲蓄率之年增率為 4%。此種假定將使貧富家庭間儲蓄率的差距日漸擴大。

農業生產函數，我們採取謝與李（1976）之形式與參數值〔註六〕：

$$Y_t = (1.03)^t \cdot (L_t - L_t^*)^{0.6} \cdot T^{0.4},$$

式中顯示勞動與土地的持分分別為百分之六十與四十，而技術進步為每年百分之三。

非農部門的生產函數，大致依照李與黃（1976）對台灣製造業所作的橫斷面實證研究結果，和傅（1976）對同一業所作的生產力增加研究，設定如下：

$$X_t = \{(0.4)[(1.05)^t \cdot L_t^*]^{-0.25} + (1-0.4)[(1.01)^t \cdot K_t]^{-0.25}\}^{-1}$$

由式中這些參數可推算，非農部門年平均技術進步強度約為 3%，而偏用資本（capital-using bias）約為 0.97%，代替彈性為 0.8。

各參數值與函數形式既已確定，整個體系在各時點的解值即可求出，表 4 刊登了模控的結果。

從表 4 可以看出，擬議中的社會，每人平均所得的年成長率，在模型所考慮的十五年期間，大致在 3.73 ~ 5.84% 的範圍內，全國總儲蓄率則由 10.12% 上升到 16.19%，而非農部門對勞力的吸收，由 51.87% 到 81.91%。由於我們模型甚為簡化，這些數字雖不能與實際資料作一與一的對應，但也夠接近了。表 4 的主要目的，當然不是告訴我們這個經濟如何成長，而是所得分配如何變化。令人驚訝地，在模型中這個起始所得分配不均，貧富儲蓄率懸殊，而又快速成長的社會，所得分配竟不斷地改善。全國的吉尼係數，從 .3775 降到 .3321；農家的吉尼，從 .3657 降到 .3184，而非農家的吉尼，從 .3821 降到 .3333。這些數字強烈顯示，經濟成長與所得分配，並不是矛盾的經濟目標，相反地，二者可能相輔相成。

然而，以上的結果，是不是偶然的現象？是不是我們代入模型的那套數字，剛好產生這些結果，所以任何一個數目稍微更動一下，結果就不一樣了？為了測驗這

表四

時 期	全國家庭 吉尼係數	農 家 吉尼係數	非農家 吉尼係數	非農勞動 佔總勞動 力 比 率	平 均 每人所得 成 長 率	儲 蓄 佔 GNP比率
0.	.3775	.3657	.3821	.5187	.0373	.1012
1.	.3736	.3631	.3786	.5432	.0388	.1050
2.	.3697	.3604	.3751	.5675	.0404	.1089
3.	.3664	.3577	.3715	.5916	.0419	.1129
4.	.3632	.3548	.3680	.6154	.0435	.1171
5.	.3600	.3517	.3644	.6387	.0451	.1214
6.	.3567	.3486	.3608	.6616	.0468	.1259
7.	.3534	.3453	.3573	.6839	.0484	.1305
8.	.3502	.3419	.3537	.7056	.0501	.1353
9.	.3469	.3383	.3502	.7266	.0518	.1403
10.	.3436	.3346	.3467	.7468	.0534	.1454
11.	.3406	.3308	.3433	.7662	.0551	.1507
12.	.3378	.3268	.3399	.7848	.0568	.1562
13.	.3350	.3226	.3366	.8024	.0584	.1619
14.	.3321	.3184	.3333	.8191	-	-

個問題，我們作了敏感度分析，也就是說，我們將代入模型內的數字和函數形式作若干修正，然後看看結果如何。這種測驗性的模型，一共作了四十四個〔註七〕，詳細結果不在此地報告。主要的結論是，在絕大多數的情況下，經濟成長促使所得分配均等化的情況仍然成立。長期而言，這兩個目標只有在非農部門生產函數代替彈性大於 0.9 的情況下，才能互衝突。

除了以上那些模控以外，我們又作了一個與台灣情況較接近的模控——政府部門可以擁有資本財。在此模控中，正如台灣實際情況所顯示的〔註八〕，政府擁有資本財，佔全國資本財的比例，從 $t = 0$ 的 50.44 % 到 $t = 14$ 的 25.25 %，其他假定大致與基本模控相同。結果顯示，雖然政府直接控制經濟的比重日益下降，所得分配仍然在經濟成長的過程中，繼續地均等化。全國家庭吉尼係數，從 $t = 0$ 的 .3736 降到 $t = 14$ 的 .3430 〔註九〕。

四、結論

本文是用一個極簡單的雙元小型開放經濟模型，說明開發中國家的經濟發展，如何能促進所得分配的均等化。當然，在這樣一個模型內，有許多可能影響所得分配的因素都沒有考慮到：

- (a)市場不完全競爭性，例如非農部門的勞動市場，可能因工會等組織而不是完全開放的。
- (b)國際市場對本國外銷品的彈性，往往並非無窮大。
- (c)勞動必然有異質性。可惜台灣缺乏異質性勞動彼此之間代替或互補性生產函數之研究。
- (d)社會的結構，當非如新古典模型所想像的那樣簡單。資本市場即可能並不完美，所以富有者的資本報酬率，就可能比貧窮者要高。

幸運的是，以上種種問題，都可以藉着對本文所述模型的修正，而加以研究或分析。所以本文的模型只是一個起步，希望能拋磚引玉，喚起大家對所得分配問題

的進一步重視。

附 註

- 〔註 一〕舉例而言，見 Thorbecke, 1979, p. 156, 或 Hayami-Rutton, 1971, Ch. 4.
- 〔註 二〕本文中吉尼係數之計算，有作家庭大小的調整，詳見 Chu, 1982, pp. 262-3.
- 〔註 三〕1966 年台灣省家庭所得調查報告顯示，全體樣本家庭之吉尼大約是五等分家庭吉尼的 1.16 倍。
- 〔註 四〕見 Chu, 1982, p. 141.
- 〔註 五〕在 Chu, 1982 所作的敏感性分析中，儲蓄率成長愈快，所得分配平均化也愈快；詳見該文第 5 章。
- 〔註 六〕但在使用時作了調整，例如資本投入在他們的生產函數中的持分只有 3.2%，被略而不計，另外中間產品項也被祛除，所以我們使用的，是附加價值函數。
- 〔註 七〕Chu, 1982, Ch. 5.
- 〔註 八〕詳經建會出版之 *Taiwan Statistical Data Book*, 1980, p. 81. 公營企業佔總工業產值的比重，由 1952 年的 56.6% 降至 1979 年的 18.5%。
- 〔註 九〕關於此模控之其他結果，見 Chu, 1982, p. 255.

參考書目

Ahluwa Lia, Montek S.

1974 "Income Inequality: Some Dimensions of the Problem," in Chenery and associates (eds.), *Redistribution with Growth*, Oxford U. Press, 1974.

Chow, Steven C. and Gustav Papanek

1981 "Laissez-faire, Growth and Equity – Hong Kong", *Economic Journal*, 91, pp. 466-85.

Chu, Yunpeng

1982 "Growth and Distribution in a Small, Open Dualistic Economy," unpublished Ph.D. dissertation, U. of Maryland.

Fei, John C. H., Gustav Ranis and Shirley Kuo

1979 *Growth with Equity: The Taiwan Case*, Oxford U. Press.

Fu (傅越)

1976 「民國四十年至五十年台灣製造業部門技術進步之測定」，台北聯經：台灣工業發展論文集，pp. 213-236.

Hayami, Yujiro and Vernon Ruttan

1971 *Agricultural Development: An International Perspective*, The Johns Hopkins U. Press.

Hsieh (謝森中)與 Li (李登輝)

1976 「台灣農業發展的經濟分析」，台北聯經：台灣農業發展論文集，pp. 1-66.

Lee, S.-Y.

1979 "Income Distribution, Taxation and Social Benefits of Singapore," *Journal of Development Areas*, 104, pp. 71-98.

Li (李庸三) 與 Huang (黃國樞)

1976 「台灣製造業生產函數之橫剖面分析」，台北聯經：台灣工業發展論文集，pp. 265-326.

Kuznets, Simon

1979 "Growth and Structural Shifts," in W. Galenson (ed.), *Economic Growth and Structural Change in Taiwan*, Cornell U. Press, 1979.

Thorbeck, Erik

1979 "Agricultural Development," in *ibid.*

World Bank

1980 *World Development Report*, Oxford U. Press.

林忠正評述

朱先生的文章主要貢獻是建立個體基礎的總體模型，模擬經濟發展在如何條件下可以促進所得分配的平均化。由於模型相當簡單扼要，加以若干修飾將在所得分配的研究上極具發展的潛力。誠如朱先生在結論時所提到的幾個本模型未考慮到的因素，例如市場不完全競爭性，外銷彈性，勞動異質性，差別資本報酬率等等都可以引入本模型中，加以個別探討這些因素的變化如何影響所得的分配情況，當然也可以進一步做政策變數的模擬，作為在經濟發展中擬定所得重分配的政策參考。甚至引入名目變數，例如物價，貨幣供給等變數，也可以探討通貨膨脹，貨幣政策，與所得分配三者之間連。

由於本模型假定所有的勞工是同質勞力，而且勞動市場呈完全競爭狀態，使得工資所得的不平均度不在模型內考慮，也就是工資所得的吉尼係數為0。同時土地是固定常數，因此模型中的所得分配不平均度主要是受勞動或資本財持分，以及資本財分配的不平均度所影響。所以本模型的關鍵在非農業部門的勞動與資本財之間的替代彈性，若且非農業部門的替代彈性為一且技術不變時，勞動持分就維持不變，同時只要資本財的分配情況因為貧富間不同儲蓄率而惡化，經濟發展必然促使所得分配惡化，吉尼係數也隨之上升。因此彈性愈大愈不利於所得分配的平均化。

技術進步在本模型中為偏用資本財，因此勞動與資本間替代彈性略小於一，即可使成長不利於所得分配。

我個人認為勞動的異質化很可能使得模擬結果改觀。例如Anderson (1977)，Freeman (1979)，Grant (1979) 使用美國時間序列或橫剖面資料都發現資本財與不同年齡組或不同性別勞動力之間的替代彈性有極大的差距。基於同樣的考慮，如果引進教育程度的異質性，也可能會造成模擬結果的改變。目前台灣地區勞動異質性的研究與資料恐怕還不是很充實，不過這些研究