

# 人口週期研究上的一些問題

陳寬政\*

據人口學者研究的結論 (Freedman 1986, 陳寬政、王德睦與陳文玲 1986)，台灣地區的人口轉型已經接近完成的階段，人口於日據時期因死亡率下跌而成長，於光復後則因生育率下跌而趨向停滯；1984年時台灣地區的婦女淨增殖率為0.9567，已經低於人口自行替換的水準，則於人口轉型趨近完成的同時，人口的內部動態已經展現衰退的契機。但人口成長（或衰退）並不是人口變遷的唯一形式，人口的週期性波動也經常是人口變遷的重要成份，尤其是在人口轉型的前期與後期，由於人口趨向停滯發展，則週期波動愈益顯得為人口變遷的主要成份。人口的週期波動可能是外生性的，如生育率因經濟景氣而變化等；也可能是內生性的，如嬰兒的數量為父母數量之比例函數等。本文檢討內生性的人口週期，說明此類人口週期之構成為兩代間的數量傳遞，其最大週長不可能超過兩代的間距；人口週期的週長越短則人口數量的變動越頻繁，振幅越大則變動越劇烈，均明顯不利於社會與經濟制度之維持穩定 (Smith and Welch 1981, 林忠正 1983)。

## 一、人口週期的週長

人口之出生在人口學上以再生式 (Renewal Equation) 來表示

$$B(t) = \int_0^{\beta} b(a, t) s(a, t) B(t-a) da = \int_0^{\beta} \phi(a, t) B(t-a) da \quad (1)$$

$s(a, t)$  為  $t-a$  年出生的母親於  $t$  年存活到  $a$  歲的存活比 (Survival Ratio)， $b(a, t)$  乃  $t$  年  $a$  歲母親的生育率 (Fertility)， $\phi(a, t) = b(a, t) s(a, t)$  稱為淨繁殖函數 (Net Maternity Function)， $\beta$  為繁殖力的最高歲數。人口學的穩定人口模型 (Stable Population Model) 指出當出生數列

$$B(t) = B(0) e^{rt}, \quad t \geq 0 \quad (2)$$

而且  $s(a, t) = s(a)$  為固定不變的年齡函數時，

$$B(t) = \int_0^{\beta} \phi(a) B(t-a) da, \quad (3)$$

\* 中央研究院三民主義研究所研究員

也就是說生育率也為固定不變的年齡函數  $b(a, t) = b(a)$ 。將(2)代入(3)並且在等號兩邊均除以共同的數元得

$$1 = \int_0^{\beta} e^{-ra} \phi(a) da \quad (4)$$

乃穩定人口的特徵式 (Characteristic Equation)， $r$  為成長率 (Intrinsic Rate of Growth)，而  $\int \phi(a) da$  則為淨增殖率 (Net Reproduction Rate)；當  $r=0$  時出生數列為靜態人口

$$B(t) = B(0)$$

淨增殖率  $NRR=1$  表示人口足以而且僅足以自行替換 (Keyfitz 1977)。

使用(4)式來說明人口週期，解函數得一實數根  $r_0$  及無數對複數根

$$r_j = x_j \pm i y_j$$

則(2)式可以改寫為

$$B(t) = \sum_{j=0}^{\infty} Q_j e^{r_j t}$$

由於  $e^{-(x_j \pm i y_j)t} = e^{-x_j t} [\cos(y_j t) \pm i \sin(y_j t)]$ ，而且虛數部份因成對發生而互相抵消，所以

$$B(t) = Q_0 e^{r_0 t} + 2 \sum_{j=1}^{\infty} Q_j e^{-x_j t} \cos(y_j t) \quad (5)$$

表示出生數列的週期性。將複數根代入特徵式得

$$1 = \int e^{x_j a} \cos(y_j a) \phi(a) da \quad (6)$$

$$\text{及 } 0 = \int e^{x_j a} \sin(y_j a) \phi(a) da \quad (7)$$

比較(6)與(4)式，由於餘弦函數  $\cos(y_j a)$  絕對值係小於一的數值，可以確定複數根  $r_j$  的實數部份  $x_j$  是比實數根  $r_0$  為小的參數，(5)式的  $Q_j e^{-r_j t}$  乃構成為成長趨勢  $Q_0 e^{r_0 t}$  的殘差項 (Coale 1972)。

如果  $r_1$  表示頻率最低的週期而  $\mu = \int a \phi(a) da / \int \phi(a) da$  表示平均代距 (Mean Length of Generation)，我們可以進一步檢討  $x_1, y_1$  與  $r_0$  間的關係。首先需指出  $r_0$  可以  $\ln NRR / \mu$  為近似值 (註一)， $NRR$  就是前述的淨增殖率， $NRR$  越大則  $r_0$  越大，而且從(6)我們知道  $x_1$  越小。以下為了討論方便，我們設定  $NRR$  正好大到足以令  $x_1$  為零的條件，則(6)與(7)只剩下純粹週期的部份

$$\int \cos(y_j a) \phi(a) da = 1 \quad (8)$$

與 
$$\int \sin(y_j a) \phi(a) da = 0 \quad (9)$$

再根據人口學所累積的經驗設定一個在平均點兩側對稱的繁殖函數  $\phi(a)$  如圖一， $\alpha=15$ ， $\beta=45$ ， $\mu=30$ ， $NRR=2.218$ ，則成長率  $r_0=0.0265$ 。

定義週長為(5)式餘弦函數完成一個週期所需的時間，當週長為  $2\mu$  時由於(5)式  $\cos(y_j t)$  必需在  $t=2\pi/y_j$  拉回出發點，所以  $y_j=\pi/\mu$  代入(9)式，得  $\sin(y_j a)\phi(a)$  在  $\alpha \leq a \leq \mu$  之間為正值，而在  $\mu \leq a \leq \beta$  之間則為負值，而且兩個部份互相對稱抵消，可以滿足等式條件；但  $y_j=\pi/\mu$  代入(8)式則  $\cos(y_j a)\phi(a)$  在  $\phi(a)$  不等於零的年齡範圍內均為負值，顯然不能滿足等式條件。週期更長或頻率更低的  $y_j$  值代入(9)式均產生矛盾的結果，所以人口週期的長度不會大於平均代距。另一方面當週長為  $\mu$  時  $y_j=2\pi/\mu$  代入(9)式因  $\sin(y_j a)\phi(a)$  在  $\alpha \leq a \leq \mu$  間為負，於  $\mu \leq a \leq \beta$  間為正，而且對稱抵消，正好可以滿足等式的條件；同時  $y_j=2\pi/\mu$  代入(8)式則  $\cos(y_j a)\phi(a)$  在  $(3/4)\mu \leq a \leq (5/4)\mu$  之間為正，以外為負，但圖一又指出  $\cos(y_j a)\phi(a)$  在  $a \leq (3/4)\mu$  或  $a \geq (5/4)\mu$  的區域內為較小的負值，仍能滿足等式條件。

## 二、人口週期的幅度

(6)式指出當  $\int \cos(2\pi a/\mu)\phi(a)da$  為大於零的正值時， $x_j$  只不過是一個調整尺寸的比例常數，用以確保等式之成立；就像當  $NRR \neq 1$  時， $r_0$  能維持(4)式成立的作用。換句話說， $x_j$  的大小因圖一  $\cos(2\pi a/\mu)\phi(a)$  於  $(3/4)\mu \leq a \leq (5/4)\mu$  區間的面積而定：愈是向平均點集中的  $\phi(a)$  函數產生愈小的  $x_j$  值，愈向兩側擴散的  $\phi(a)$  函數產生愈大的  $x_j$  值；同時則  $\phi(a)$  平均水準越高（對應於較大的  $NRR$  或  $r_0$ ）產生越小的  $x_j$  值，平均水準越低產生越大的  $x_j$  值以為均衡。將這些觀察代入(5)式中，不難發現人口週期的幅度（Amplitude）與  $x_j$  的大小成反向關係，則集中性的與平均水準高的  $\phi(a)$  函數都產生較大幅度的人口週期。另一方面(5)式又指出，出生數列的週期部份係時間的餘弦函數與負指數函數之乘積，則於淨繁殖函數  $\phi(a)$  固定不變的條件下，人口週期的幅度隨著時間過往而逐漸衰退。

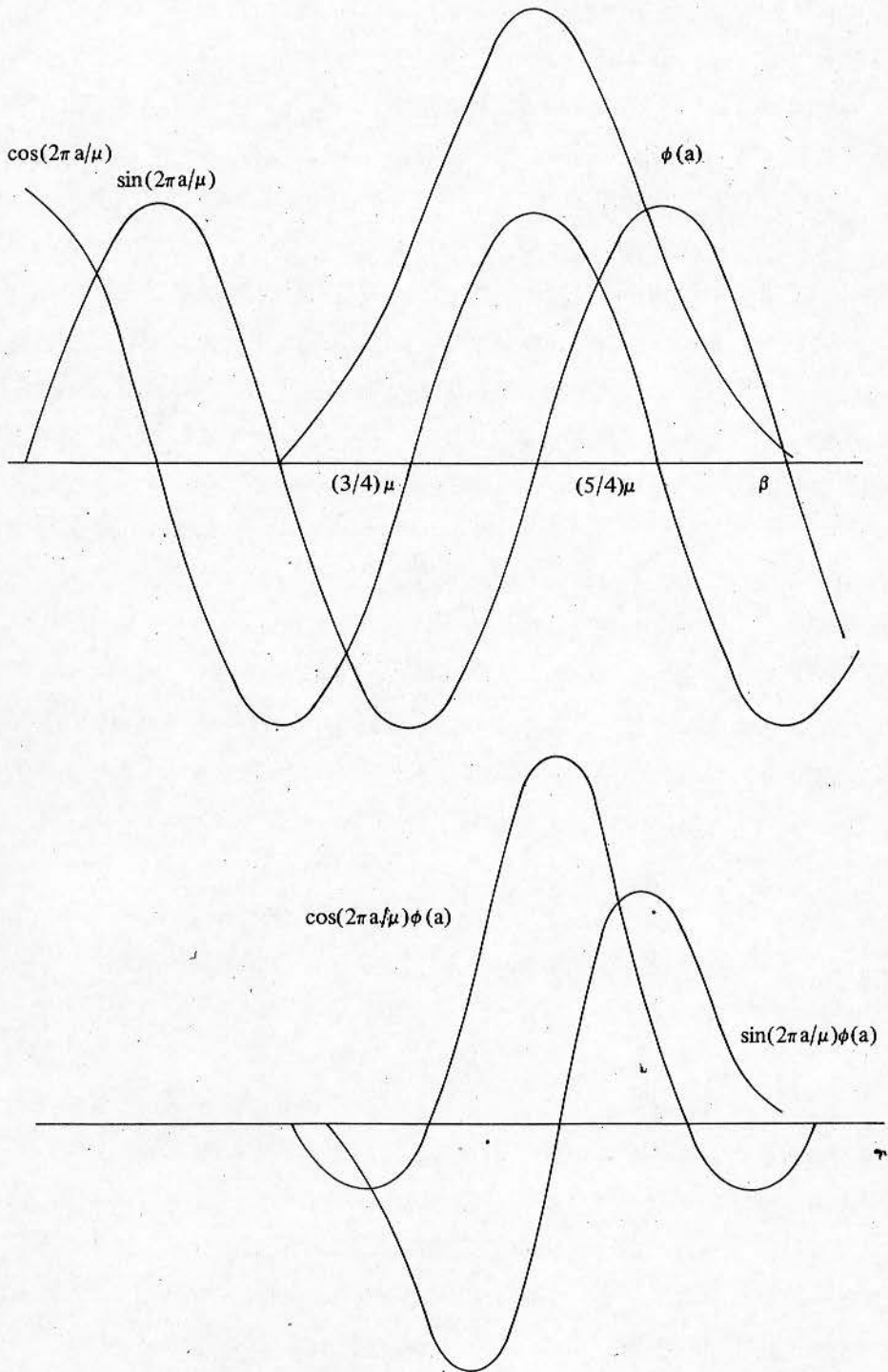
此項結論顯示  $x_j$  值為人口週期的壓抑性因素（Damping Factor），其效果係因  $\phi(a)$  的分配性質而發生：

由於  $0 \leq \phi(a) \leq 1$ ， for  $15 \leq a \leq 45$ ，

而且  $\phi(a) = 0$ ， for  $a \leq 14$  or  $a \geq 46$ ，

則人口再生（式(1)）可視為一個加權平均的過程，將過去 15 至 45 年間的生育量「平均」為

圖一 人口繁殖的週期性 \*



\* 參考 Ansley Coale 1972 : 圖 3.1 , 略加修改。

t 年的生育量，文獻上稱為「平均效果」。對應以上有關淨繁殖函數平均水準與集中性之討論，顯然愈向平均點集中或是平均水準愈高的  $\phi(a)$  函數不但產生愈大幅度的人口週期，而且需要愈長的時間使人口的波動平抑下來。表一指出台灣地區的人口淨增殖率自 1950 年代中期開始下跌，至 1983 年時已達僅足以替換的水準，其所涵蓋的人口週期幅度亦應持續下跌，則轉型後期的人口變遷雖以週期變動為主，此種變動的規模似乎是相當有限而且短期的。但是表一又指出在淨增殖率下跌的同時，由於 30 歲以上從事生育的婦女比重大幅下跌，淨繁殖函數  $\phi(a)$  迅速向平均點集中，而且平均代距持續縮短；前者造成週期幅度擴大的結果，後者增加週期的頻率，都有突顯週期變動的效果，以下提供數據進一步檢討集中趨勢與週期幅度的關係。

由於日據時期台灣地區的生育率維持在一平均水平上下跳動，而 15 至 55 歲間的人口死亡率則變動相當遲緩，人口出生近似於穩定成長的型態，取 1906 至 1943 年間的出生數列  $B(t)$  代入(2)式估計參數得

$$B(t) = B(0) e^{r_0 t} = 55326 e^{.0218t}, \quad R^2 = 0.9631$$

$$(0 \leq t = \text{Year} - 1906 \leq 37)$$

的結果，乃使用為進一步計算的依據。首先取 1935 年及 1984 年的年齡別淨繁殖率，標準化為  $\alpha = 15$ ， $\mu = 30$ ， $\beta = 45$ ， $\text{NRR} = 1.923$  而且左右對稱的年齡分配；因  $\mu$  固定為 30 歲，所以  $r_0 = .0218$ ，並且令初始值  $Q_0 = 55326$ ，則全部計算都能滿足上述出生數列的估計結果。進一步以繁殖率年齡分配為  $\phi(a)$  函數之擬似值，代入(6)及(7)式中求解  $Q_1$  與  $x_1$  ( $y_1$  固定為  $2\pi/\mu$ )，得 1935 年繁殖率的參數值為  $2Q_1 = 2682$ ， $x_1 = .0289$ ；1984 年繁殖率的參數值則為  $2Q_1 = 2747$ ， $x_1 = .0097$ 。

如前所述  $x_j$  乃是人口週期的壓抑性因素，而且愈分散的  $\phi(a)$  函數產生愈大的  $x_j$  值，愈集中的  $\phi(a)$  函數則產生愈小的  $x_j$  值。圖二顯示根據 1935 年較為分散的繁殖率分配所形成的週期幅度較小，而且收斂的速度也比較快，從零時 ( $t = 0$ ) 起算一百年後只餘留相當緩和的波動痕跡；另一方面根據 1984 年較為集中的繁殖率分配所形成的週期則幅度較大，而且收斂的速度比較慢，零時起算 150 年後仍餘留相當大幅度的波動。此項觀察結合表一繁殖率所展現的集中趨勢，指出週期變動構成為轉型末期的主要人口變遷：一則當  $r_0$  趨向於零（事實上 1984 年時因淨增殖率已低於人口替換的水準， $r_0 = -.0017$ ），出生數列  $B(t) = B(0)$  除了週期成份以外不含有變動的因素；再則淨增殖率下跌涵蓋著繁殖率年齡分配向年輕一端集中的趨勢，於人口趨向靜態發展的同時擴大週期的幅度與頻率。按照當前發展的趨向來看，由於女性婚齡持續往後移動，可能有助於小幅度提高人口繁殖的平均年齡與代距，高齡生育的婦女比重則無增加的趨向，結果可能更加增益繁殖率年齡分配的集中化趨勢。

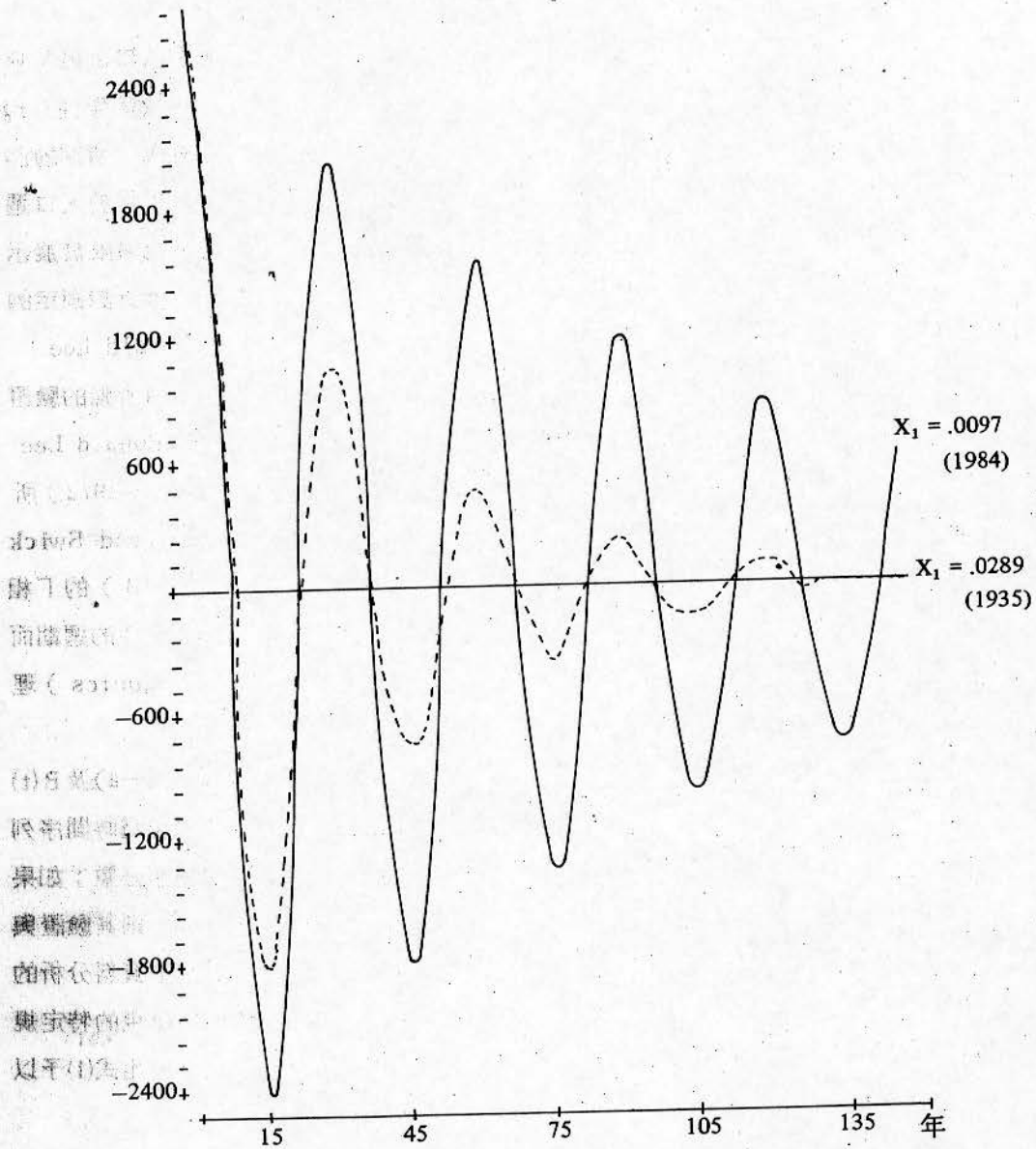
表一 繁殖率年齡分配之集中趨勢，1950-83\*

年 期	第一四分位數	中 位 數	第三四分位數	集 中 度	淨增殖率
1950	21.67	26.71	32.44	10.77	2.4320
1951	21.73	26.72	32.50	10.77	2.8509
1952	21.93	26.72	32.43	10.49	2.7767
1953	22.04	26.77	32.43	10.39	2.7676
1954	22.05	26.78	32.40	10.35	2.8410
1955	21.95	26.70	32.26	10.31	2.8658
1956	22.06	26.76	32.36	10.30	2.9107
1957	22.00	26.50	31.96	9.96	2.6484
1958	22.10	26.49	31.84	9.74	2.7175
1959	21.82	26.31	31.70	9.89	2.7054
1960	21.64	26.02	31.36	9.72	2.6204
1961	21.65	25.80	31.03	9.39	2.5534
1962	21.40	25.57	30.76	9.36	2.5172
1963	21.43	25.52	30.63	9.21	2.4804
1964	21.23	25.21	30.16	8.93	2.3860
1965	20.89	24.79	29.50	8.62	2.2715
1966	20.62	24.52	29.11	8.49	2.2739
1967	20.41	24.22	28.49	8.07	1.9980
1968	20.39	24.16	28.26	7.86	2.0539
1969	20.36	24.10	28.10	7.74	1.9651
1970	20.33	24.05	27.92	7.58	1.9193
1971	20.31	23.97	27.65	7.34	1.7838
1972	20.18	23.80	27.16	6.97	1.6239
1973	20.13	23.68	26.73	6.61	1.5501
1974	19.98	23.54	26.46	6.48	1.4750
1975	19.68	23.20	25.67	5.99	1.3732
1976	19.71	23.17	25.27	5.56	1.4993
1977	19.51	22.92	24.73	5.22	1.3142
1978	19.55	22.95	24.44	4.89	1.3206
1979	19.51	22.86	24.24	4.73	1.2977
1980	19.56	22.94	24.34	4.78	1.2275
1981	19.60	22.97	24.38	4.78	1.1999
1982	19.61	22.98	24.46	4.85	1.1351
1983	19.65	23.01	24.49	4.84	1.0562

\* 「集中度」等於第三四分位數減第一四分位數。

資料來源：歷年台灣人口統計報表。

圖二 週期幅度與淨繁殖函數的分配性質， $2Q_1 e^{-x_1 t} \cos(2\pi t/\mu)$



資料來源：1935年繁殖率取自陳正祥與段紀憲1951：表50，1984年繁殖率係就台閩地區人口統計報表中育齡婦女單一年齡別生育率與死亡率進一步計算取得。

### 三、人口週期的研究

但以上討論所揭示的原理顯然只不過是一種理論上的可能性而已：穩定型人口之再生只允許三種狀況之獨立發生，分別形成增加性（ $r_0 > 0$ ）、衰退性（ $r_0 < 0$ ）、及靜態性（ $r_0 = 0$ ）的出生數列；這三種狀況及其綜合雖然包羅了所有可能的狀況，適用在人口週期的討論時卻不能容許淨增殖率  $r_0$  以及繁殖率分配（也就是  $x_j$  與  $y_j$ ）的同時變化，以致於人口週期的研究一直侷限於理論的設定與討論，而人口學者所引介的驗證與分析方法也只限於展示理論設定的結果。例如 Ansley Coale (1972) 使用 Fourier Analysis，只能針對固定的繁殖率分配型態，討論淨增殖率下跌對人口週期所產生的「比例」效果；而 Ronald Lee (1974) 使用 Spectral Analysis，則僅能在理論設定與資料分析間建立似有若無的驗證關係。此地值得再強調一次，人口週期可能有內生性與外生性的區別，前者如 Ronald Lee (1974) 所說的 Generational Cycles 或是 Echoes；後者如 Nathan Keyfitz (1972) 所界定的 Population Waves、Ronald Lee (1974) 的 Busts 或者 Frauenthal and Swick (1983) 的 Limit Cycle Oscillations，均係衍自 Richard Easterlin (1973) 的「相對經濟地位」理論而產生的週期概念。顯然本文所謂的「人口週期」係專指內生性的週期而言，則其驗證與分析必需關聯傳統人口學分析中的人口動態 (Population Dynamics) 理論。

引用人口動態理論來解說人口週期，(1)及(2)式所涵蘊的週期關係可以就  $B(t-a)$  及  $B(t)$  分別進入再生式的等號兩側來加以瞭解：如果  $\phi(a, t) = \phi(a)$ ，則人口再生可視為時間序列中的移動平均或自我迴歸 (ARIMA) 過程，其參數等於穩定型出生數列的繁殖函數；如果在人口轉型期間或是轉型後，繁殖率的年齡分配型態發生改變  $\phi(a, t) \neq \phi(a)$ ，則其驗證與分析就不能再依賴於穩定的參數值之估計了。但是不估計參數並不等於無法使用資料分析的方法來驗證人口週期的理論，事實上人口週期理論就是發展來說明人口資料所陳現的特定規律性，則人口週期的研究首重在資料上區分出人口再生的趨勢與週期。將人口再生式(1)予以區間化 (Discretized)，

$$\begin{aligned} B(t) &= \sum b(a, t) s(a, t) B(t-a) \\ &= \sum b(a, t) P(a, t) \end{aligned}$$

$P(a, t) = s(a, t) B(t-a)$  乃  $t-a$  年出生的人口  $B(t-a)$  存活至  $t$  年的數量；若

$$P(t) = \sum P(a, t), \quad k(a, t) = P(a, t) / P(t)$$

則出生數列所具有的週期性經適當轉化 (Transformation) 後可對應於出生率

$$b(t) = B(t) / P(t) = \sum b(a, t) k(a, t)$$

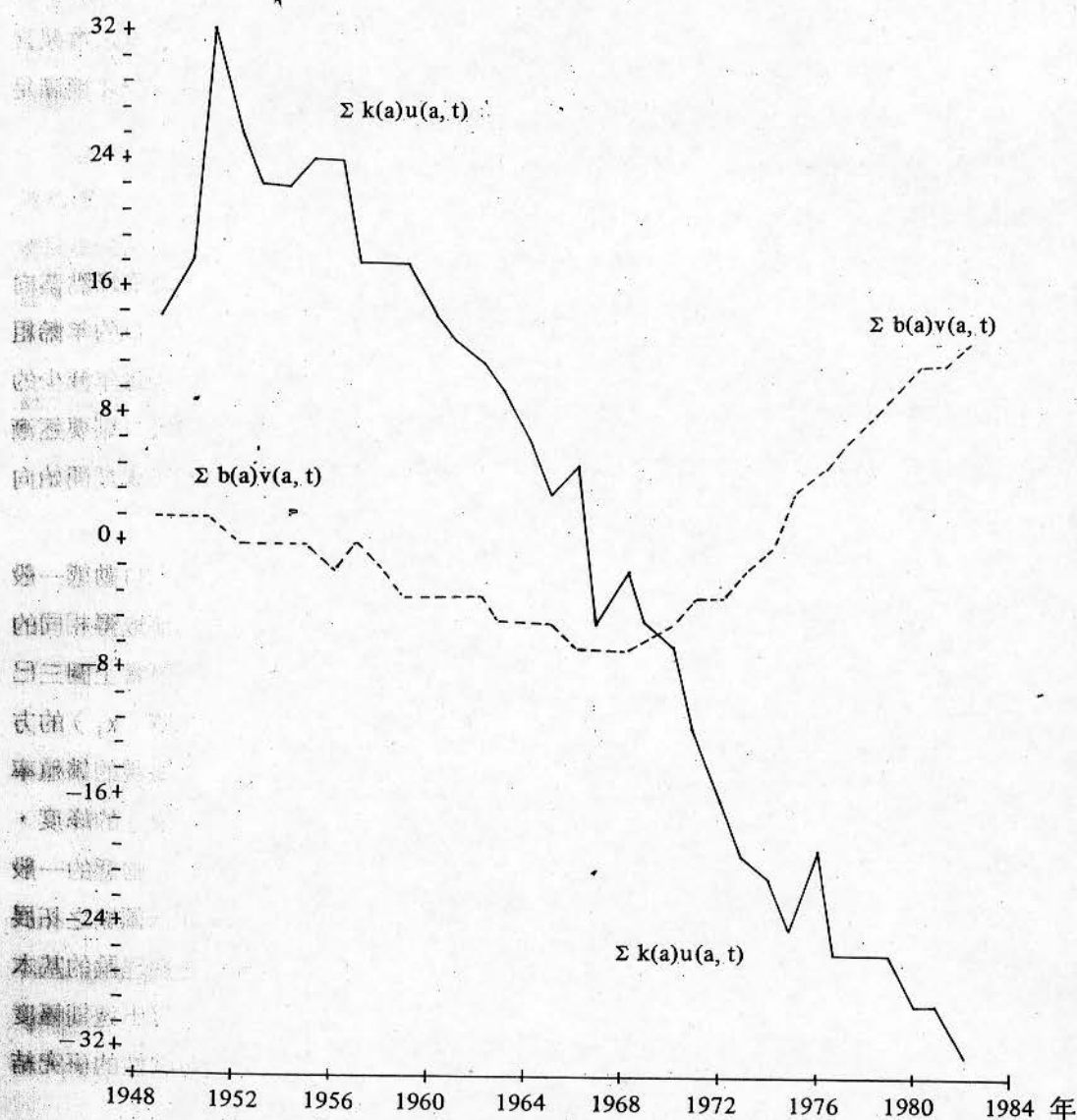


的週期性。圖三陳述自出生率數列所分解出來的趨勢與週期

$$b(t) = \sum [b(a) + u(a, t)][k(a) + v(a, t)] \\ = b_0 + \sum b(a)v(a, t) + \sum k(a)u(a, t) + e(t) \quad (10)$$

$b_0 = \sum b(a)k(a)$  可視為一常數項或平均數， $e(t) = \sum u(a, t)v(a, t)$  為一極微小的「誤差項」， $\sum b(a)v(a, t)$  為年齡組成  $k(a, t)$  變異對出生率之「貢獻」， $\sum k(a)u(a, t)$  則為生育率  $b(a, t)$  變異對出生率的「貢獻」（陳寬政、Winsborough 與李美玲 1986）。

圖三 台灣地區粗出生率之分解，1949～1982



資料來源：陳寬政、Winsborough 與李美玲，1986：表一。

圖三出生率數列中的生育率因素明顯展現自 1957 年以來的長期下跌趨勢，幾可一一對應表一淨增殖率的趨勢值；另一方面則年齡組成的因素於 1967 年以前顯現和緩下跌，1967 年以後則顯現急速上漲。事實上年齡組成的因素就是人口週期的因素，應於 1945 至 1985 年間完成一個週期，只是實際的人口週期揉合了各個不同的週期參數以及非週期因素（例如戰後大陸人口之大量移入），表現出不同於前述理論解析的特性。首先值得指出日據時期以來的死亡率長期下跌產生人口幼年化的現象，使嬰幼兒人口佔總人口的比重持續大幅上漲，直至戰後生育率下跌的效果自 1967 年開始表現在新生嬰兒量之減少為止，我們曾使用所謂「新生人口的峰型函數」來說明此一嬰幼兒人口比重之增減（陳寬政、王德睦與陳文玲 1986）。將這個嬰幼兒人口比重增減的事實代入(10)式，不難發現嬰幼兒人口比重之增減實涵蘊著育齡人口之相對消長，嬰幼兒人口的比重越大則育齡人口比重必需相對減少才能滿足比重和

$$\sum_a k(a, t) = [1/P(t)] \sum_a P(a, t) = 1$$

的條件，所以 1967 年以前的人口年齡組成越來越有利於低出生率，代換為從峰點落向谷底的週期面（Phase）；1967 年以後則因嬰幼兒人口比重開始降低，使得人口的年齡組成越來越不利於低出生率，代換為從谷底攀回峰點的週期面。由於 1967 年以後逐年減少的嬰幼兒人口在 1980 年代的後半期開始湧入生育年齡，而 1967 年以前出生的人口則要逐漸退出人口再生的等式，我們可以預期圖三年齡組成因素所顯示的曲線從 1980 年末期開始向下轉彎，更加速出生率之下跌。

但是以上對圖三的解說雖然間接印證了人口週期理論的部份原理，卻只是人口動態一般性分析（Routine Analysis）的標準內容，根本不需涉及週期頻率與幅度就能取得相同的結論，表面上看來人口週期理論似乎沒有為人口學添注許多新的觀念與知識。事實上圖三已經顯示週期幅度擴大的趨向，雖然我們尚未發展出關聯圖三、表一、與幅度參數（ $x_j$ ）的方法（也就是設法將生育率  $b(a, t)$  的分佈型態在(10)式中予以參數化），表一所展現的繁殖率分配之集中化趨勢當然會透過人口再生式之運作而提高前述「新生人口峰型函數」的峰度，從而擴大圖三年齡組成因素的週期幅度。換句話說，人口週期的理論確已為人口動態的一般性分析增添了週期幅度（甚至於頻率）的關注，則其研究當然有益於人口學知識領域之拓展，不僅只是人口學形式分析的一項「有趣發展」而已。顯然我們仍未能解決週期理論的基本問題：在繁殖率平均水準與分佈型態同時變化的條件下，直接自人口資料中估算出週期幅度與頻率的理論參數，則此地的討論只能算是一項長期努力的開端，除了報告暫試性的研究結論外也指出也許可行的方向，以就教於先進學者。

## 四、結 論

本文檢討人口週期的理論，指出人口週期的最大週長不會超過平均代距，而人口週期的幅度則為繁殖率年齡分配型態的函數，繁殖率的年齡分配越集中則週期幅度越大，分配越疏散則週期幅度越小。本文又指出，台灣地區的繁殖率年齡分配自 1950 年以來有迅速向平均繁殖年齡集中的趨勢，在淨增殖率與平均代距不變的條件下擴大人口週期的幅度，使人口週期變動發展為轉型末期的主要人口變遷。但若無相關人口資料之驗證，則人口週期也只不過是一種理論上的可能狀況而已。本文區分內生性與外生性的人口週期，從而指出本文所擬加檢討的人口週期乃是內生性的週期，直接關聯著人口年齡組成變遷所引發的人口動態，進一步提出一項出生率之分解，間接地使用資料驗證人口週期的性質。雖然迄未能在出生率分解的等式中發展出繁殖率年齡分配的參數，以致於不能直接驗證週期幅度與繁殖率集中化趨勢間的函數關係，本文指出轉型期間的出生量峰型分佈之峰度可能是解決驗證問題的關鍵所在。

註一：據 Alfred Lotka 的分析，特徵式

$$f(r) = \int e^{-ra} \phi(a) da = 1$$

可標準化為

$$f(r)/NRR = \int e^{-ra} \phi(a) da / \int \phi(a) da$$

取自然對數後展開為泰勒數列

$$\ln NRR = r\mu - r^2\delta^2/2! + \dots$$

$$\text{其中 } \delta^2 = \left[ \int a^2 \phi(a) da / \int \phi(a) da \right] - \mu^2, \dots$$

捨去二次以上的項目得  $r = \ln NRR / \mu$  (Keyfitz 1977:119)。

## 參 考 文 獻

### 一、中文部分

林忠正

1983 「勞動力年齡結構、預期因素與失業率的關係：台灣地區的實證研究」，第三次社會指標研討會論文集：265-81。台北：中央研究院三民主義研究所。

陳正祥與段紀憲

- 1951 「台灣之人口」，台灣研究叢刊第九種。台北：台灣銀行金融研究室。  
陳寬政、王德睦與陳文玲
- 1986 「台灣地區人口變遷的原因與結果」，台灣大學人口學刊第九期：1-21。  
陳寬政、Hal Winsborough 與李美玲
- 1986 「台灣地區的人口週期與人口控制」，台灣社會與文化變遷論文集：109-31。  
台北：中央研究院民族學研究所。

## 二、英文部分

- Coale, Ansley J.  
1972 *The Growth and Structure of Human Populations: A Mathematical Investigation*. Princeton: Princeton University Press.
- Easterlin, Richard A.  
1973 "Relative economic status and the American fertility swing." Pp. 170-233 in Eleanor Sheldon (ed.), *Family Economic Behavior*. Philadelphia: J. B. Lippincott.
- Frauenthal, James C. and Kenneth C. Swick  
1983 "Limit cycle oscillations of the human population." *Demography* 20: 285-98.
- Freedman, Ronald  
1986 "Policy options after the demographic transitions: the case of Taiwan." *Population and Development Review* 12: 77-100.
- Keyfitz, Nathan  
1972 "Population waves." Pp. 1-38 in T.N.E. Greville (ed.), *Population Dynamics*. New York: Academic Press.  
1977 *Applied Mathematical Demography*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Lee, Ronald D.  
1974 "The formal dynamics of controlled population and the echo, the boom, and the bust." *Demography* 11: 563-85.
- Smith, James P. and Finis Welch  
1981 "No time to be young: the economic prospects for large cohorts in the United States." *Population and Development Review* 7: 71-83.

# 人口週期研究上的一些問題

## (中文摘要)

人口成長(或衰退)不是人口變遷的唯一形式,週期性波動也經常是人口變遷的重要成份,尤其是在人口轉型的前期與後期,由於人口趨向停滯發展,週期波動愈益顯得為人口變遷的主要成份。人口的週期波動可能是外生性的,也可能是內生性的,本文檢討內生性的人口週期,說明此類人口週期之構成為兩代間的數量傳遞,其最大週長不可能超過兩代的間距。人口週期的週長越短則人口數量的變動越頻繁,振幅越大則變動越劇烈,均明顯不利於社會與經濟制度之維持穩定。本文又指出台灣地區的繁殖率年齡分配自1950年以來迅速向平均繁殖年齡集中,在淨增殖率與平均代距不變的條件下擴大人口週期的幅度,使週期變動更發展為轉型末期的主要人口變遷。本文進一步提出一項出生率之分解,使用統計資料間接驗證人口週期的性質。雖然迄未能在出生率分解的等式中發展出繁殖率年齡分配的參數,以致於不能直接驗證週期幅度與繁殖率集中化趨勢間的函數關係,卻指出轉型期間的出生量峰型分佈之峰度可能是解決驗證問題的關鍵所在。

## AGE COMPOSITION AND POPULATION CYCLES

*Kuanjeng Chen\**

## (ABSTRACT)

Given a distinction of endogenous and exogenous population cycles, this paper searches the ways of characterizing the 'endogenous' cycles with the dynamics of changing age composition. It is argued that while the size of parental cohort is related to the size of offspring cohort by the renewal process, fluctuations in size are correspondingly transmitted and averaged time after time. It is shown that as the population transition in Taiwan is approaching the final stage of completion, population cycles appear to becoming the principal component of the population change. Though the cycles tend to converge in the long-run, the compression in age pattern of maternity has nevertheless effected a trend to the contrary. A decomposition of the crude birth rate is introduced to capture the cycle component of population renewal.

---

Research fellow, Academia Sinica.