

台灣地區嬰兒性別偏好之初步探討[†]

林純瓊*

壹、前 言

自從 Becker (1960) 以個體經濟學的架構去探討所得與生育率間之關係以來，這方面的經濟學著作乃快速地成長。Becker 認為小孩所提供的勞務 (services provided by children) 是正常財 (normal goods)；不過，「勞務」係由小孩的數量與小孩的品質兩者所組成。所以，在小孩所提供的勞務是正常財的前提下，我們依然可以發現所得與小孩數量間呈現負向關係。換言之，即所謂的品質效果 (quality effect) 超越數量效果 (quantity effect)。接著，J. Mincer (1962) 將探討的重心由所得移轉至婦女的時間成本。Mincer 認為：所得提高導致小孩數量減少的原因是養育小孩的時間成本隨婦女工資率的上升而提高。至於小孩品質的研究，不少心理學家、社會學家、人類學家等投入大量心力於此。在經濟學方面，直到 1973 年，Y. Ben-Porath 與 F. Welch 方將小孩屬性 (traits) 之一的性別 (sex) 納入經濟學分析內。基本上，他們認為性別偏好的存在，並不一定增加生育率。因為，對於有性別偏好的夫妻而言，當未達其理想孩子性別組合 (sex composition) 時，是否願意再試試看，全視其風險偏好程度而定。

本文擬從家計生產模型出發，將 Ben-Porath 與 Welch 的模型 (1980) 予以簡化，建立可供檢定之命題 (propositions)，隨後利用台灣之家計資料，分析台灣地區是否存在性別偏好？如果答案是肯定的，則進一步分析性別偏好屬於何種型態？性別偏好之原因又是如何？最後，也是最重要的，則在檢視性別偏好對生育決策的影響。

除了本節前言外，其他各節的內容概述如下：第二節為理論模型之建立；第三節討論台灣地區性別偏好之型態；第四節研判性別偏好之成因；第五節探討性別偏好對生育率之影響；第六節為結論。

[†] 感謝 G. S. Becker 教授、人口學刊兩位評審與顏吉利教授提供寶貴意見，孫得雄教授、于宗先教授與 A. Hermalin 教授協助取得 KAP-4 資料。

* 中華經濟研究院副研究員。

貳、理論模型

爲簡化分析起見，假設每個家計單位在求取家計效用， U ，的極大。而家計效用函數包括兩部分，一是小孩所提供的勞務（ C ），另一是其他物品所提供的勞務（ S ）。我們假設小孩所提供的勞務是男孩數目（ b ）與女孩數目（ g ）的一階齊次函數，令 Y 爲家庭的終生所得（family's lifetime budget）； n 爲男孩與女孩的總和（ $n = b + g$ ）； α 爲以其他物品的價格爲基準之養育小孩價格； p 爲男孩的比例； p_c 爲經品質調整後的小孩勞務價格（the price of a quality (or sex ratio) corrected child）。

正如同 Ben-Porath 與 Welch 所言，小孩的性別無法在事前窺知，所以我們在決定是否再生育時，需要比較現有小孩性別組合下的邊際效用與預期小孩性別組合下的邊際效用，如果後者大於前者則再生育。爲了區別性別偏好來源之不同，會導致不同的風險行爲，我們假設 C_b 爲男嬰的邊際勞務貢獻； C_g 爲女嬰的邊際勞務貢獻； α_b 爲男嬰的養育價格； α_g 爲女嬰的養育價格。以下我們將正式地列出整個模型與求導過程：

$$\begin{aligned} \text{Max. } U &= U(C, S) \\ \text{s.t. } C &= C(b, g) \\ Y &= (\alpha_b p + \alpha_g (1-p))n + S \\ U_c, U_s &> 0 \end{aligned}$$

所得制限（income-constrained）下的效用函數爲：

$$U^* = U(nC_n(p^*), Y - (\alpha_b p^* + \alpha_g (1-p^*))n)$$

其中， $nC_n(p) = nC(p, 1-p) = nC(\frac{b}{n}, \frac{g}{n}) = C(b, g) = C$ 。故小孩的淨邊際效用爲（詳細計算過程，請參見附錄）：

$$\begin{aligned} U_n^* &= U_c(C, Cp^*) + nC_n'(p^*) - U_s(\alpha_b p + \alpha_g (1-p)) \\ \therefore \frac{\partial U_n^*}{\partial p} &= \frac{\partial U_c}{\partial p} C_n(p) + U_c \frac{\partial C_n(p)}{\partial p} - (\alpha_b p + \alpha_g (1-p)) \frac{\partial U_s}{\partial p} - U_s(\alpha_b - \alpha_g) \\ &= (U_{cc}C + U_c - p_c C U_{sc})(C_b - C_g) - U_{cs}(\alpha_b - \alpha_g)C \\ &\quad + U_{ss}(\alpha_b - \alpha_g)n(\alpha_b p + \alpha_g (1-p)) - U_s(\alpha_b - \alpha_g) \\ &= -C(F - p_c F \frac{\partial C}{\partial Y} - p_c \frac{U_s}{C})(C_b - C_g) - U_{cs}(\alpha_b - \alpha_g)C \\ &\quad + U_{ss}(\alpha_b - \alpha_g)n(\alpha_b p + \alpha_g (1-p)) - U_s(\alpha_b - \alpha_g) \\ &= -CF(\eta + 1)(C_b - C_g) - U_{cs}(\alpha_b - \alpha_g)C + U_{ss}(\alpha_b - \alpha_g)n \\ &\quad (\alpha_b p + \alpha_g (1-p)) - U_s(\alpha_b - \alpha_g) \end{aligned}$$

其中， $\alpha = (\alpha_b p + \alpha_g (1-p))$ ， $F = \begin{vmatrix} -0 & -p_c & -1 \\ -p_c & U_{cc} & U_{sc} \\ -1 & U_{sc} & U_{ss} \end{vmatrix} > 0$ ， $\eta = \frac{\partial C}{\partial p_c} \cdot \frac{p_c}{C}$

由上式我們可分別探討兩種不同性別偏好來源下的風險決策 (risky decision)。若性別偏好來自於嗜好 (tastes) 的不同，且對男嬰的嗜好程度較強，則 $C_b > C_g$ ， $\alpha_b = \alpha_g$ 。當性別組合 p 達到理想性別組合 p^* 時， $\partial U_n^* / \partial p = 0$ ；當未達到理想性別組合 $p < p^*$ 時，若小孩勞務的需求彈性大，則 $\partial U_n^* / \partial p > 0$ ，再生小孩的預期邊際效用會小於原有性別組合下的邊際效用，在此種情況下，未達理想性別組合之夫婦的生育率較低。相反地，若小孩勞務的需求彈性小，且夫妻在主觀上認定各胎間得男得女的概率彼此獨立，則我們得到 $\partial U_n^* / \partial p < 0$ ，再生小孩的預期邊際效用會大於原有性別組合下的邊際效用，職是之故，未達理想性別組合之夫婦的生育率反而會較高。

若性別偏好來自於相對價格的差異，在 $\alpha_g > \alpha_b$ ， $C_b = C_g$ 之假設下， $\partial U_n^* / \partial p > 0$ 。換句話說，再生小孩的預期邊際效用小於原有性別組合下的邊際效用，因而，未達理想性別組合夫婦的生育率將較已達理想性別組合夫婦之生育率為低。

綜合上述兩點，在 Ben-Porath 與 Welch 的風險決策概念下，來自於嗜好的性別偏好，與來自於相對價格的性別偏好，在小孩勞務的需求彈性小與平緩的學習效果下，會導致不同的風險決策。由於性別偏好之成因不同，對風險決策之影響也各異，我們將在下面分別探討台灣地區性別偏好的型態、成因，以及對生育率的影響。

叁、性別偏好之型態

在張明正等人的文章 (Chang, M.C., Freedman, R., and Sun, T.H., 1987) 中，已就實際孩子總數 (the number of living children) 與實際男孩個數 (the number of living sons) 分組，觀察每組中不希望再生小孩的家庭佔各該組的比例，結果發現從兩個或以上男孩，一個男孩到沒有男孩組，這比例呈現單調遞減的現象。

本文利用包括詳盡社會與經濟變數的 1973 年台灣全島可生育年齡婦女的第四次家庭與生育力調查 (knowledge-attitude-practice IV, 簡稱 KAP IV)，進一步再探討性別偏好之型態。基本上再探討的動機有二：(1) 性別偏好大約可分為男嬰偏好、女嬰偏好與平衡偏好 (balanced preference)。對平衡偏好而言，我們亦可觀察到男孩數目少時顯現出男嬰偏好，但當男孩數目多達某一水準後，反而呈現女嬰偏好，故我們將兩個或以上男孩組再予以細分，俾便區別此二種性別偏好；(2) 在男嬰偏好中，我們選擇較凸顯的「至少一個男嬰偏好」，故有必要再次探討「至少一個男嬰偏好」的程度。

由表一中可看出：希望再生小孩的家庭比例隨著男孩數目的減少而增加，尤其是當沒有男孩時這種欲望尤為強烈，可見台灣的性別偏好屬於男嬰偏好，且是“至少一個男嬰（at least one boy）”之偏好。舉例而言，當擁有兩個小孩時，希望再生小孩的家庭比例由兩個均是男孩的36%，上升至一個男孩時的41%，再躍升至沒有男孩時的72%。另外，特別值得一提的是，這種希望獲得一個男孩的欲望並未因小孩總數的增加而減弱。

表一 希望再生小孩的家庭比率*

小孩總數	男孩總數	樣本數	希望再生小孩的家庭比例
0	0	305	0.938
1	1	341	0.848
	0	305	0.879
2	2	303	0.363
	1	585	0.412
	0	184	0.723
3	3	212	0.156
	2	738	0.060
	1	414	0.261
	0	115	0.617
4	4	64	0.125
	3	267	0.022
	2	494	0.121
	1	291	0.196
	0	51	0.627
5	5	14	0.000
	4	77	0.390
	3	134	0.000
	2	230	0.013
	1	113	0.106
	0	24	0.542

* 因為小孩數目超過 5 之家庭數目非常少，唯恐小樣本不具代表性，因此未將其列入。

除此而外，我們亦可從受訪者的回答中，推知台灣地區確實存有至少一個男嬰的偏好。在 5,588 個家庭中，有 2,808 個家庭（50.3%）在達到理想孩子數但尚未能獲得男孩的情況下，仍要再受孕試試運氣。進一步言，1,973 個家庭（35.3%）表示要一直試到獲得一個男孩方才停止生育。KAP-IV 同時顯示：學習效果很弱，亦即夫婦在主觀上認為下一胎得男或得女的概率不太會受到已有小孩性別的影響⁽¹⁾。此外，由資料中亦可看出：受訪家庭的生育決策不太會受到養育小孩成本變動的影響⁽²⁾。換言之，小孩勞務的需求彈性不大。

肆、性別偏好之成因

確定了性別偏好之型態後，接著必須對性別偏好之成因進行分析，因為根據理論模型，偏好的成因不同，其對生育率的影響也各異。吳宗仁（1980）曾深入探討此一問題。他迴歸模型的應變數為男孩偏好程度（利用 C. Coombs 所提出的 IS 指標、理想男孩數與對下列問題所表明的態度：「假使你所生的孩子都是女孩，沒有男孩，你是不是要繼續生到有男孩為止？」，三者綜合而成），自變數則為：太太受教育年數、丈夫受教育年數、平均每月家庭收入、現住地都市化型態、現住地居住年數、婦女個人都市化程度、曾住過鄉鎮或都市的年數、婚後在外工作年數、婚前和婚後在外工作總年數、太太年齡、丈夫年齡、結婚年數、大眾傳播接觸程度、丈夫在兄弟姊妹中的排行、丈夫兄弟人數、婆婆因素、對兒子依賴程度、子女態度傾向、決定與互助、子女價值傾向。

因為吳文中所用的自變數均以影響家庭對性別的「嗜好」為主，即源自嗜好的性別偏好，無法窺知源於相對成本的性別偏好，故本文重新以經濟學的角度去探討此一問題，除了去掉一些經濟學家無法關聯的變數外，另加入有關相對成本的變數。另外，我們所用的應變數亦不同於吳文。首先，我們將受訪家庭區分為「偏好至少一個男孩群」與「無此偏好群」，兩群劃分的標準則是根據受訪者對下列問題的回答是否而定：「若已達到理想孩子數，但無一男孩時，是否會為了生一男孩而再試試」。鑑於應變數「是否存在至少一個男嬰的偏好」

註(1)：通常所謂的學習效果很強，指的是夫婦會因前幾胎實際嬰兒的性別來調整未來預期嬰兒的性別，例如一直生女孩的夫婦，由過去的經驗會認為下一胎也是女的概率非常大，由此打消其試著生一男孩的念頭。不過，由 KAP-IV 之資料顯示，愈是只有女孩的家庭，其想再生育的念頭愈強，故稱學習效果很弱。

註(2)：請參閱 Eva C. Yen, "Determinants of Fertility in the LDC'S-The Household Production Approach Revisited", CHIER Economic Monograph Series, No.14, 1986, pp.40-6。

為屬質變數，我們採用 probit 而非傳統 OLS 的分析法。

根據理論模型所言，性別的偏好成因可歸納為異質偏好 (heterogeneous preferences) (3) 與相對價格差異兩者。故我們依此選取四個自變數，分別說明如下：(a) 家庭結構。我們預測：大家庭 (extended family) 內重男輕女的觀念較為濃厚，因而對被解釋變數有正向的影響。在實證分析中，我們將注意力集中於是否與丈夫之父母同住的情形，對於罕見的與太太之父母同住或與夫或妻之兄弟姊妹同住的情形，此處將不予考慮。依據承受上代壓力的大小，我們將樣本分為三群：無壓力組——即丈夫的父母在結婚一個月後已歿或仍留居大陸；在以下的分析中，這構成我們的參考組。高壓力組——即丈夫的父母從結婚迄今一直生活在一起者。其他家庭則歸為「具壓力組」。(b) 婦女教育。我們預期：教育程度愈高的婦女，愈無重男輕女的概念。我們將樣本分為「專上程度」、「高中、初中或高職、初職」、「小學程度」、「文盲」等四組；專上程度組同時是我們的參考群。(c) 丈夫的職業。對務農的家庭而言，男孩的生產力較女孩高，故偏好男孩的程度亦較非務農家庭者為強。我們將樣本分為「務農」與「非務農」兩群；非務農組是我們的參考群。(d) 家庭區位。我們預期：隨著都市化程度的提高，傳統想法之影響會隨之下降。因而，我們依據都市化的程度將台灣地區分為：五大都市 (large city)，小都市 (small city)，城鎮 (urbanized township) 與鄉村 (rural township) 等四組；五大都市是我們的參考群。

從表二的 probit 迴歸結果中可明白地看出：除了小都市與城鎮，所有解釋變數之符號均符合預期且在 1% 顯著水準下顯著。迴歸係數的意義可舉例如下：高壓力群存在男嬰偏好家庭所佔之比例較無壓力群者高出 18.5%；文盲組中存有男嬰偏好家庭所佔之比例較專上程度組者高出 66.4%；務農家庭組存有男嬰偏好家庭所佔之比例較非務農組高出 6.5%；鄉村組存有男嬰偏好家庭所佔之比例較大都市高出 21.1%。

由表二中亦可看出：雖然代表相對價格差異的變數，丈夫的職業，之係數亦顯著，但其影響程度遠不及代表嗜好差異之變數，尤其是婦女的教育程度這一變數，故我們知道，影響台灣至少一個男嬰偏好的最重要因素還是異質嗜好，也正因為如此，根據前述模型，存在至少一個男嬰偏好將會導致台灣生育率的提高。

註(3)：異質偏好乃指性別偏好源自嗜好不同的部分。

表二 Binary Probit 迴歸結果

自變數	係數	t 值
1 家庭結構		
(1)具壓力群	0.162	7.875
(2)高壓力群	0.185	8.430
2 婦女教育		
(1)初、高中或初、高職	0.256	3.555
(2)小學程度	0.497	7.118
(3)文盲	0.664	9.325
3 丈夫職業		
(1)務農	0.065	2.871
4 家庭區位		
(1)小都市	-0.092	-2.992
(2)城鎮	-0.126	-2.470
(3)鄉村	0.211	4.081
5 常數項	0.647	-9.137
Log-Likelihood	-0.00003	
χ^2	0.0006	
d. f.	9	

伍、性別偏好對生育率之影響

在探討了性別偏好之型態與成因後，最後，也是最重要的，我們要探討性別偏好對生育率之影響。在吳文中，除了分析男嬰偏好之成因外，也對這問題作過一番剖析，其重要結果如下：(1)婦女之現有子女數若大於理想子女數，則男孩偏好指標（即 I S 指標）較高，反之則較小；(2)有偶婦女在其胎次等於理想子女數時，若尚未達到理想男孩數，則該婦女很可能繼續生育；(3)對不想再增加子女數或希望減少現有子女數的有偶婦女而言，存在強烈的男孩偏好。

基本上因為我們取得如下之問卷：「若已達到理想孩子數，但無一男孩時，是否會爲了生一男孩而再試試」，由此我們可建立一較 I S 指標更妥切的「至少一個男嬰偏好」的指標

，而爲了探討對實際生育率的影響，我們從實際小孩數而非設想狀態（如是否想再生育等）著眼，希望能提供互補性的訊息。爲了探討性別偏好對實際生育率之影響，我們將樣本局限於完成生育之家庭（completed families）。完成生育之定義有二：第一，就生育年齡而言，依照社會學家的定義，已婚婦女在35歲以上之家庭屬之；因42歲爲本問卷調查的最高年齡，故取35—42歲爲完成生育群。第二，對生育意願而言，由不想再生育之已婚婦女組成之家庭屬之。表三、表四係根據這兩種定義進行迴歸分析所獲致之結果。

表三 實際孩子數的迴歸結果
（針對生育年齡而定義的完成生育家庭）

自變數	係數	t 值
1 丈夫所得	- 0.000004	- 1.880
2 婦女教育		
(1)初、高中或初、高職	0.750	1.955
(2)小學程度	1.127	3.013
(3)文盲	1.267	3.320
3 性別偏好		
(1)存在群	0.609	7.429
4 常數項	2.727	6.981
R ²	0.082	
樣本數	1319	
F	23.580	

表四 實際孩子數的迴歸結果
（針對生育意願而定義的完成生育家庭）

自變數	係數	t 值
1 丈夫所得	- 0.000005	- 2.332
2 婦女教育		
(1)初、高中或初、高職	0.415	1.003
(2)小學程度	0.830	2.049
(3)文盲	0.924	2.247
3 性別偏好		
(1)存在群	0.625	7.861
4 常數項	3.168	7.580
R ²	0.092	
樣本數	1219	
F	24.435	

在此，迴歸的應變數為實際孩子數，自變數包括：(1)丈夫所得與婦女教育程度，這兩個變數屬於傳統芝加哥學派的典型變數。(2)代表是否存有性別偏好之虛擬變數。此處的性別偏好乃指至少一個男嬰的性別偏好而言，其定義與上節中的應變數完全相同。

生育年齡定義下的完成生育群，具有性別偏好的家庭，其實際孩子數比不具性別偏好的家庭多出 0.61，而且這種差異在 1% 顯著水準下顯著。生育意願定義下的完成生育群，亦顯示類似的結果，即具有性別偏好的家庭，其實際孩子數比不具性別偏好的家庭高出 0.63；而且，該一差異亦在 1% 顯著水準下顯著。

由以上的實證結果顯示，我們的理論模型得到印證，根植於異質嗜好的男嬰偏好，對生育率確有顯著的正面影響。

陸、結 論

本文乃基於 Ben-Porath 與 Welch 的風險決策立論，進一步導出兩種不同性別偏好之來源，如何影響風險決策，即生育行爲。當性別偏好來自於嗜好之不同，只要學習效果和緩且小孩勞務的需求彈性不大，則性別偏好對生育率有正向影響。反之，當性別偏好來自於相對價格的差異，則此性別偏好對生育率有負向影響。

在以詳細的家計資料來檢視理論前，本文首先探討台灣地區是否存在性別偏好？結果發現答案是肯定的。我們同時發現台灣地區之性別偏好以「至少一個男嬰」偏好爲主。接著，我們分析此一性別偏好之成因，結果發現：嗜好之不同與相對價格之不同均有其影響，惟異質嗜好帶來之影響程度遠較相對價格造成者爲大。最後，我們研究性別偏好對生育率之影響。在這方面，實證分析所獲之結果與理論模型所預期者完全一致，因而，「源於異質嗜好之性別偏好，對生育率有顯著且正向的影響」之說法可以成立。

參考文獻

一、中文部分

吳宗仁

- 1980 男孩偏好對育齡有偶婦女之避孕行爲與生育力的影響，人口與家庭計畫研究報告第 8 號。台中：省家庭計畫研究所。

二、英文部分

Becker, G. S.

- 1960 "An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, University-National Bureau Conference Series No. 11. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Becker, G. S. and G. H. Lewis
 1973 "On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy* Supplement 81:s279-s288.
- Ben-Porath, Y. and F. Welch
 1973 "Chance, Child Traits, and Choice of Family Size," R-1117-NIH/FR (December), Santa Monica, CA.: The Rand Corporation.
 1980 "On Sex Preferences and Family Size," *Research in Population Economics* 2:387-399.
- Bernstein, M.
 1952 "Studies in the Human Sex Ratio: The Proportion of Unisexual Sibships," *Human Biology* 24(1).
- Chang, M. C., R. Freedman and T. H. Sun
 1987 "Trends in Fertility, Family Size Preferences, and Family Planning Practice: Taiwan, 1961-85," *Studies in Family Planning* 18(6).
- Clare, J. E. and C. V. Kiser
 1951 "Preferences of Children of a Given Sex in Relation to Fertility," *Milbank Memorial Fund Quarterly* 29(4):440-492.
- De Tray, D.
 1973 "Child Quality and the Demand for Children," *Journal of Political Economy* Supplement 81:s70-s95
- Gini, C.
 1951 "Combinations and Sequences of Sexes in Human Families and Mammal Litters," *Acta Gen. Stat. Med.* 2(220).
- Goodman, L.
 1961 "Some Possible Effects of Birth Control on the Human Sex Ratio," *Ann. Human Genet.* 25:75-81.
- McDonald, J.
 1973 "Sex Predetermination: Demographic Effects," *Math. Biosciences* 17.
- Mincer, J.
 1962 "Labor Force Participation of Married Women," in H. G. Lewis (ed.), *Aspects of Labor Economics*. Princeton: Princeton University Press.
- Myers, G. E. and J. Roberts
 1968 "A Technique for Measuring Preferential Family Size and Composition," *Eugenics Quarterly* 15 (3) 164-172.
- Repetto, R.
 1972 "Son Preference and Fertility Behavior in Developing Countries," *Studies in Family Planning* 3(4).
- Sheps, M.
 1963 "Effects on Family Size and Sex Ratio of Preferences Regarding the Sex of Children," *Population Studies* 17 (1): 66-72.
- Willis, J.
 1973 "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy* Supplement 81: S14-S64.

Yen, E. C. and G. L. Yen

1986 "Sex Preference Matters - An Exploratory Study," in progress.

附 錄

$$\begin{aligned} \max. \quad & U = U(C, S) \\ \text{s.t.} \quad & C = C(b, g) \\ & Y = (\alpha_b p + \alpha_g(1-p))n + S \\ & U_c, U_s > 0 \end{aligned}$$

由以上模型我們可求得所得制限 (income-constrained) 下的效用函數為：

$$U^* = U(nC_n(p^*), Y - (\alpha_b p^* + \alpha_g(1-p^*))n)$$

其中， $nC_n(p) = nC(p, 1-p) = nC\left(\frac{b}{n}, \frac{g}{n}\right) = C(b, g) = C$ ，故小孩的淨邊際效用為：

$$\begin{aligned} U_n^* &= U_c(C_n(p^*) + nC_n'(p^*)) - U_s(\alpha_b p^* + \alpha_g(1-p^*)), C_n'(p^*) = 0 \\ \therefore \frac{\partial U_n^*}{\partial p} &= \frac{\partial U_c}{\partial p} C_n(p) + U_c \frac{\partial C_n(p)}{\partial p} - (\alpha_b p + \alpha_g(1-p)) \frac{\partial U_s}{\partial p} - U_s(\alpha_b - \alpha_g) \\ &= U_{cc} n C_n'(p) C_n(p) - U_{cs} C_n(p) (\alpha_b - \alpha_g) n + U_c C_n'(p) \\ &\quad - U_{sc} n C_n'(p) (\alpha_b p + \alpha_g(1-p)) + U_{ss} (\alpha_b - \alpha_g) n (\alpha_b p + \alpha_g(1-p)) \\ &\quad - U_s (\alpha_b - \alpha_g) \end{aligned}$$

因爲 $C_n'(p) = \frac{d(C/n)}{d(b/n)} = \frac{dC}{db} \Big|_n = \frac{\partial C}{\partial b} + \frac{\partial C}{\partial g} \frac{\partial g}{\partial b} = C_b - C_g$

$$p_c C = \alpha n \Rightarrow \alpha = p_c \frac{C}{n}, \alpha = (\alpha_b p + \alpha_g(1-p))$$

$$\begin{aligned} \therefore \frac{\partial U_n^*}{\partial p} &= (U_{cc} C + U_c - p_c C U_{sc})(C_b - C_g) - U_{cs} (\alpha_b - \alpha_g) C \\ &\quad + U_{ss} (\alpha_b - \alpha_g) n (\alpha_b p + \alpha_g(1-p)) - U_s (\alpha_b - \alpha_g) \end{aligned}$$

其中， $(U_{cc} C + U_c - p_c C U_{sc})(C_b - C_g)$

$$= C \left(U_{cc} + \frac{U_c}{C} - p_c U_{sc} \right) (C_b - C_g)$$

$$= -C(p_c U_{sc} - \frac{p_c U_s}{C} - U_{cc})(C_b - C_g)$$

$$= -C(F \frac{\partial S}{\partial Y} - \frac{p_c U_s}{C})(C_b - C_g)$$

$$\therefore \frac{U_c}{p_c} = \frac{U_s}{1}$$

$$\therefore F \frac{\partial S}{\partial Y} = p_c U_{cs} - U_{cc}$$

$$F = \begin{vmatrix} -0 & -p_c & -1 \\ -p_c & U_{cc} & U_{sc} \\ -1 & U_{sc} & U_{ss} \end{vmatrix} > 0$$

$$= -C(F - F p_c \frac{\partial C}{\partial Y} - \frac{p_c U_s}{C})(C_b - C_g)$$

$$\therefore 1 = p_c \frac{\partial C}{\partial Y} + \frac{\partial S}{\partial Y}$$

$$= -C(F + \frac{p_c(F \frac{\partial C}{\partial p_c} + U_s)}{C} - \frac{p_c U_s}{C})(C_b - C_g)$$

$$\therefore F \frac{\partial C}{\partial p_c} = -U_s + C(p_c U_{ss} - U_{cs})$$

$$F \frac{\partial C}{\partial Y} = U_{cs} - p_c U_{ss}$$

$$= -C(F(1 + \frac{p_c}{C} \frac{\partial C}{\partial p_c}) + \frac{p_c U_s}{C} - \frac{p_c U_s}{C})(C_b - C_g)$$

$$= -CF(\eta + 1)(C_b - C_g) \quad \therefore \max. U = U(C, S)$$

$$s.t. Y = p_c C + S$$

$$L = U(C, S) + \lambda(Y - p_c C - S)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C} = U_c - \lambda p_c = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial S} = U_s - \lambda = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = Y - p_c C - S = 0$$

$$\begin{pmatrix} U_{cc} & U_{cs} & -p_c \\ U_{cs} & U_{ss} & -1 \\ -p_c & -1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{\partial C}{\partial p_c} \\ \frac{\partial S}{\partial p_c} \\ \frac{\partial \lambda}{\partial p_c} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda \\ 0 \\ C \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow F \frac{\partial C}{\partial p_c} = -U_s + C(p_c U_{ss} - U_{cs})$$

同理

$$F \frac{\partial C}{\partial Y} = U_{cs} - p_c U_{ss}$$

$$F \frac{\partial S}{\partial Y} = p_c U_{cs} - U_{cc}$$

台灣地區嬰兒性別偏好之初步探討

(中文摘要)

本文從家計生產模型出發，將 Ben-Porath 與 Welch 探討性別偏好之風險模型予以簡化，建立可供檢定之命題，隨後利用台灣之家計資料，分析台灣地區是否存在性別偏好？如果答案是肯定的，則進一步分析性別偏好屬於何種型態？性別偏好之原因又是如何？最後，也是最重要的，則在檢視性別偏好對生育決策的影響。

實證結果發現：(1)台灣地區「至少一個男嬰」的偏好明顯；(2)雖然「至少一個男嬰」偏好形成原因中，源於嗜好之不同與源於養育男女相對價格之不同均有其影響，惟異質嗜好所帶來之影響程度較大；(3)「至少一個男嬰」之偏好對生育率有著顯著的正影響。

SEX PREFERENCE IN TAIWAN – AN EXPLORATORY STUDY

*Eva C. Yen.**

(ABSTRACT)

The quality of children has been mostly discussed in as far as it can affect fertility. The sex of children is a particularly important subject in this context. Because a child's sex is stochastically determined, Ben-Porath and Welch used the household production approach to identify risky decision points. The purpose of this paper is two-fold. One is to simplify the Ben-Porath and Welch's model. The other is to use KAP data in Taiwan to examine the causes of preferring to have at least one boy and to test in what direction and the degree to which such preference affects fertility.

The results can be summarized as follows: (1) Preferring to have at least one boy is significant in Taiwan, (2) The data support both the assumption of inelastic demand and mild learning, (3) Concerning the dummy variable for the existence of at least one boy preference, it can be shown that the regression coefficients for each of family structure, wife's education and husband's occupation were statistically significant at the .01 significance level, and (4) When the impact of "at least one boy preference" on completed family size is concerned, the regression coefficient for the existence of at least one boy preference is positive as expected and also the most significant variable included.

* Associate Research Fellow, Chung-Hua Inst. for Economic Research.