

香港之發展經驗

邢慕寰 金耀基 合編



中文大學出版社

©1985年 香港中文大學

本書版權為香港中文大學所有。除獲版權持有者書面允許外，不得在任何地區，以任何方式，任何文字翻印、仿製或轉載本書文字或圖表。

國際統一書號 (ISBN) : 962-201-321-X

出版：中文大學出版社
香港中文大學 · 香港 新界 沙田
承印：開達印刷公司
香港黃竹坑道十八號

目 錄

編 者 序.....	v
------------	---

第一篇：特殊政治制度下的行政演進

行政吸納政治：香港的政治模式.....	金耀基 3
均衡社會與就業：新市鎮的發展行政.....	關信基 21

第二篇：自由開放的經濟成長

香港國民所得與社會會計：一九五〇—一九八〇.....	邢慕寰、賀賢平 43
香港的貿易結構與經濟成長.....	林聰標 75
海外投資對香港造業的貢獻.....	莫 凱 95
香港通貨膨脹的成因，一九七五—一九七九.....	何忻基 113
香港電力尖峯需求的計量分析.....	周文林 129
香港婦女對子女需求之經濟分析.....	王于漸 143

第三篇：都市化與社會文化變遷

工業都市環境下之中國家庭形態：香港的個案研究.....	劉兆佳 157
香港之工業化與家庭結構.....	黃暉明 173
香港生育率下降的一些社會因素.....	吳白攸 193
中醫藥傳統在香港的發展和應用.....	李沛良 207
香港華人社會的子女養育.....	王崧興 231
香港青少年犯罪問題的探討.....	吳夢珍 239
香港貧窮線的訂定——香港低收入家庭生活調查報告.....	周永新 249
中譯明尼蘇達多向性格測量表在香港應用的相等性的確定.....	張妙清 269

香港婦女對子女需求之經濟分析

王于漸

一、引言

本文研究香港已婚婦女對生育的需求。生育行為是指對生養子女數量和品質的需求。數量方面可以子女的數目來定義，而品質方面則以各子女的平均受教育年數作衡量的標準。為了明瞭婦女如何作出生育決定，本文的分析曾參照 Becker (1981) 的理論（此理論之詳細論述可在別處找到，在此不贅）。其中最突出的是：栽培子女是極耗費母親時間的，所以如果一個婦女的時間可以用她的生產力市值來表示，當生產力市值增加時，她養兒育女的需求就會減少，因為此刻她的時間變得更寶貴了。而且對生養子女的需求可從品質上反映而不單是數量上實現，這意味着數量與品質的互換。這是因為通常一個婦女的生產力市值高，育幼生產力也會高，故量的成本相對於質的成本是提高了。由此可見生育行為與市場生產力有密切的關係。

在香港，當一位婦女決定加入勞動市場時可選擇兩種就業方式中之一種：第一種「到班工作」要她到企業單位裏去履行職務，是現代職業典型的一類；而另一種「外發工作」則容許她在任何她選擇的地方（譬如說，留在家裏）進行該工作，即是她可以無須上班。

關於已婚婦女的就業行為的現代經濟分析始於 Mincer (1962) 的研究，隨後有很迅速的發展。這類文獻中最新的有 Killingsworth (1981) 與 Heckman 及 MaCurdy (1981) 的調查報告，本文要介紹的、未被研究過的主要新概念是「到班工」與「外發工」兩制度的不同影響。「外發工」的特徵顯示它或可吸引那些要長時間在家帶孩子的婦女去工作，它代表着「到班工」與完全退出就業間的一個折衷辦法，而婦女是否接受此就業制度，除了其他因素外，或者會視乎她過去的及預期中的生育需求而定。「外發工作」與其他形式不同之處是它容許一個婦女同時工作而又料理家務。這令多生孩子的成本下降。或許有人會懷疑同時兼顧工作和家務的母親可否仍舊給孩子提供同樣質量的培育呢？如果多生孩子的成本真的降低了，那麼對子女的需求增加，多數會反映在數量而非品質方面。

縱貫全篇，本文將用簡單的經濟模型來說明生育行為中數量與品質的選取及「到班工」與「外發工」之間的選擇。文中的分析架構着重突出以上兩項抉擇的相互關係。

二、香港的演變脈絡

過去二十年是香港經濟急劇增長的時期，教育方面的公共津貼使教育資本形成急劇增加。〔表一〕列出1961年至1981年五歲以上男性及女性人口中受教育年數的百分比分佈。男性中沒有上過學的由12.7%下降至8.6%，而有大專程度的則由2.5%上升至6.6%。女性方面，沒有上過學的由41.8%跌至23.1%，而有大專程度的就由0.8%上升至4.1%。最突出的進步顯然在女性方面。女性受教育程度的轉變使女性的時間價值相對於男性有所提高。這帶來了兩性間勞動人口參與行為和女性生育行為的重大改變。

表一
1961, 1971, 1976及1981年五歲以上人口中
按教育程度及性別之百分比分佈

教育程度	男 性				女 性			
	1961	1971	1976	1981	1961	1971	1976	1981
未受過教育	12.7	11.7	10.1	8.6	41.8	30.5	27.3	23.1
小 學	61.8	56.9	50.0	41.9	45.3	49.1	44.3	37.5
中 學	23.0	28.7	36.4	42.9	12.1	19.5	27.0	35.3
大 專	2.5	2.7	3.5	6.6	0.8	0.9	1.4	4.1
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料來源：Hong Kong Census Main Report (Hong Kong: Government Printer).

〔表二〕列出了1961至1981年不同年齡組別男性與女性的勞動人口參與率。二十至五十五歲間的男性勞動人口參與率頗為穩定，但比較年長或年幼的勞動人口參與率則逐年有非常明顯的下降趨勢。整體而言，十五歲以上男性的勞動人口參與率在這二十年裏由90.4%下降至82.5%。女性方面，所有二十歲以上年齡組別的勞動人口參與率都有上升，同期間的整體參與率由36.8%上升至49.5%。除了幅度極大外，這些轉變跟大多數發展中國家的情形相似。在這些國家中，女性教育程度及勞動人口參與率持續上升。尤其在較年輕的組別，我們還可觀察到女性較男性有較大的誘因去延遲結婚年齡。在1961年，女性首次婚姻的平均年齡為二十點九歲，1976年時則上升到二十

一點八歲。男性的相應數字卻穩定得多，由1961年的二十五點二歲上升至1976年的二十五點四歲。尤其是出生率的下降速度更引人注意。每千人口的自然出生率由1961年的三十五個嬰孩降至1976年的十七點七個。這些數字反映出女性的市場就業機會有所改善，使遲婚和節育更具吸引力。

表 二
1961, 1971, 1976及1981年勞動人口參與率百分比

年 齡	1961		1971		1976		1981	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
15-19	54.3	47.9	50.4	56.4	43.0	47.2	45.2	42.6
20-24	89.2	51.1	90.2	69.5	87.8	71.8	90.9	79.7
25-34	97.8	33.9	98.4	39.6	97.7	47.7	98.3	56.8
35-44	98.3	38.0	98.6	38.7	98.4	42.9	98.6	53.4
45-54	96.9	42.1	96.6	38.9	95.0	39.6	96.0	46.7
55及以上	73.6	20.7	70.1	24.1	61.1	22.4	60.3	24.9
整體合計(15及以上)	90.4	36.8	84.7	42.8	80.4	43.6	82.5	49.5

資料來源: *Hong Kong Census Main Report* (Hong Kong: Government Printer).

〔表三〕列出1961至1981年各年齡組男性與女性勞動人口中外發工作所佔百分比。我們發現一個非常有趣的現象：1961及1971年外發工佔勞動人口的比例可算微不足道，但在女性方面此百分比在1976和1981年明顯地上升，而且集中在二十五歲以上的

表 三
外發工作佔勞動人口百分比

年 齡	1961		1971		1976		1981	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
15-19	0.32	0.84	0.14	0.25	0.46	0.98	0.22	0.45
20-24	0.41	1.05	0.15	0.20	0.70	1.83	0.26	1.00
25-34	0.59	1.91	0.21	0.32	1.07	11.37	0.45	7.16
35-44	0.70	2.01	0.26	0.48	1.75	18.59	0.89	11.58
45-54	0.78	1.30	0.31	0.39	1.63	10.74	1.07	6.49
55及以上	0.57	0.86	0.37	0.48	2.13	8.33	1.31	5.49
整體合計(15及以上)	0.62	1.50	0.25	0.34	1.30	7.44	0.68	5.05

女性間。換句話說，已婚婦女加入勞動人口作為外發工的比例有極大的增加。在此期間，男性中外發工作所佔比例卻一直保持穩定，只佔勞動人口中很少的部分，這主要是隨着經濟狀況的短期變遷而有增減。

七十年代中期外發工的極度增長，可能是由於製衣、玩具及塑膠業擴張，造成一種需求誘發的結果，這些行業是特別適用外發工制。後來需求景氣放緩，外發工好景亦隨之放緩，在香港外發工的發展主要取決於出口需求，但外發工在塑造女性勞動及生育行為中所扮演之角色具獨立性，且可單獨地去探討。故此，本文的發現可能對其他擁有大量外發工人的地區仍具意義，而這些地區的經濟並不受國際市場支配。

三、資料內容

我們將採用1976年香港中期人口統計百分之十的樣本來分析已婚婦女生育行為與就業行為間的關係。採用此樣本的理由是它包含了極詳盡的婦女妊娠行為的資料。該整套數據包含了大約一萬個家庭的資料。在此研究中採用的變量定義列於附錄中。

分析婦女勞動人口行為所用的樣本，包括所有二十至五十九歲與丈夫同住的華籍婦女，而丈夫必須是有工作的戶主，所用的樣本包括四千一百五十六人的資料。用在分析生育行為所用的樣本則進一步縮窄至三十五至四十九歲的婦女。這比較能保證樣本中大部分婦女均已完成了生育計劃。由於人口普查並無五十歲以上的婦女有生育情況的紀錄，因此年紀更大的婦女不能包括在內，餘下樣本包括了二千四百六十二人的資料，其中二百六十四人於受訪查時並無生存的子孫。

四、已婚婦女的到班工作與外發工作

在從事培育子女這工作，香港已婚女性可選擇三種工作活動中之一。她可以退出勞動市場，專心從事家中生產活動（以狀況0表示）；留在勞動市場中作為外發工（以狀況1表示）；或留在勞動市場中做到班工（以狀況2表示）。1976年時，二十至五十九歲的婦女中，24.1%是到班工人；7.5%是外發工人；68.4%不在勞動人口之列。其中外發工人平均每月賺一百六十二元，即到班工人收入的28.6%。雖然外發工人的工時沒有資料可稽查，可是從她們的收入資料來看，相信她們主要是部分時間的工人。

已婚婦女的工作選擇決定於她家中的設算工資，她作為到班工及外發工可得的市

場工資，與從事任何一種市場工作必需支付的固定貨幣與時間成本。我們可定義狀況 0 的發生概率為 P_{0j} ；狀況 1 為 P_{1j} ；及狀況 2 為 P_{2j} 。這些概率可因人而異，但必須符合以下等式：

$$P_{0j} + P_{1j} + P_{2j} = 1$$

我們可假設這些概率的影響可用一統計模型來估計。一個常用的模型是 McFadden (1973) 討論過的 Logistic 模型。〔表四〕列出各係數之 maximum likelihood 估計值是根據此模型得出的。由於此模型是非線性的，所以要衡量各說明變量對各概率的影響，必須在樣本中的平均數值鄰近計算。所求得的數值，列於「概率偏微分導數」欄下。

表中數據顯示，婦女的市場生產力增加10%(依據預測收入的對數〔FLINC〕計算)，她做到班工的概率就顯著增加2.6%，但她作外發工概率就顯著減少1.3%。後者可能說明外發工主要是低技術工作。而妻子家中生產力增加，依據妻子就學年數(FED)增加一年計算，她做外發工的概率就顯著增加0.4%；但做到班工的概率卻輕微減少。

婦女的年齡(FAGE)的增加使她做到班工與外發工的概率都顯著下降，而以到班工受影響較大。這結果可能同時反映了生命周期的影響。由於進入勞動市場通常要付出一定的固定成本，而這些成本的報酬必須經過相當的時間才能收回，所以年輕的一代會較願意承擔此代價。我們發現做到班工的概率在年輕人中較做外發工的概率為大，這正好與做外發工的固定成本較輕的想法脛合。丈夫收入的對數(MLINC)增加，使妻子做到班及外發工的概率都顯著減少，其中以到班工的概率影響較大。這顯示丈夫與妻子的時間在家庭生產中具替代性。丈夫所得增加應使妻子時間的設算價格提高，但其影響或已被替代效果蓋過。

根據子女年齡與數目組成的各個變量的效果是最有趣的。我們可以假設子女代表某些固定成本，因而左右母親的就業決定。我們發現每多一個三歲或以下的小孩會顯著地使她做到班工的概率下降14.5%，但對做外發工的影響就小得多，但概率仍然顯著地下降0.1%。每多一個四至六歲小孩令她做到班工的概率顯著減少7.8%，但令她做外發工的概率略為上升。每多一個七至十二歲的小孩對她做到班工的概率有不顯著的負作用。增加一個十二歲以上的小孩對做到班工的概率依然沒有影響，但使做外發工的概率略為上升。這一連串結果證實了兩套假說：第一，照顧家中幼小，要耗費母親很多時間，使她做到班工的概率減低。當孩子們逐漸長大，這影響就遞減。這些結果與大部分婦女勞動市場行為研究的發現相近。第二，外發工作顯然是到班工作與不工作間的一個折衷選擇。當家中有三歲或以下的孩子時，已婚女性可以部分地退出勞動隊伍，然後待孩子稍大，再部分地重回工作。

我們要認識到由於外發工作容許工人自己選擇何時何地工作，所以較其他形式的

表 四
婦女就業行為之LOGIT分析

	到 班 工		外 發 工	
	LOGIT 係數	概率偏微分導數	LOGIT 係數	概率偏微分導數
CONSTANT	-2.766 (2.70)		16.021 (5.70)	
MLINC	-0.628 (8.13)	-0.106	-0.788 (5.60)	-0.035
FAGE	-0.032 (6.14)	-0.006	-0.039 (4.01)	-0.002
FED	-0.017 (1.16)	-0.004	0.064 (2.42)	0.004
FLINC	1.241 (7.16)	-0.262	-1.903 (4.24)	-0.127
CHD:0-3	-0.790 (9.94)	-0.145	-0.235 (2.07)	-0.001
CHD:4-6	-0.401 (5.51)	-0.078	0.178 (1.82)	0.016
CHD:7-12	-0.031 (0.79)	-0.011	0.315 (5.68)	0.018
CHD: >12	-0.009 (0.43)	-0.003	0.066 (1.87)	0.004

說明：括號內為絕對 t 值。

兼職更具彈性，這對要照顧孩子的婦女很重要，因她們的時間價格高，工資卻低。雖然這個模型沒有包括生命週期過程的分析結合在內，但仍可看出大部分婦女只是在妊娠期內或剛分娩過後才選外發工為臨時的就業方式。這樣的安排幫助婦女參加市場活動和投資或保存市場技能。假若沒有外發工可供選擇，這些活動就有較多困難了。

五、已婚婦女的生育

Becker (1981) 將他的家庭生產理論引伸，並應用來分析生育需求上量與質間相

互影響的情形。在他的理論中，子女需求是要滿足多種不同的慾望，其中一個明顯的是子女的數目，而另外的可以是任何一種父母希望子女能夠擁有的特色。這些質量方面的期望可以包括孩子的健康、學業的成就、成長後的收入及社會經濟地位等。Becker 假設數量與質量在此是互為替代的，因為子女增多，提供同等平均質素的撫養成本就要上升，而平均質素改善，增多一個子女的單位成本就要提加。

Becker 這架構之重要性在於它能有系統地說明家庭財富、丈夫的市場和家庭生產力，以及妻子的市場和家庭生產力等對生育需求的不同影響。〔表五〕及〔表六〕列出了生育數量需求和生育質量需求的迴歸模型中各個係數的估計值。這些數值是用三十五至四十九歲、有丈夫為伴的已婚婦女樣本來估計。〔表五〕用了全部符合上列標準的婦女作樣本。〔表六〕則將樣本局限於那些受訪查時最少有一名在世子女的女性。我們發現兩個樣本中所得出的結果頗為相近，隨後的討論將會綜合兩表的資料。在這證實模型中，數量是以查訪時婦女的在世子女數目(CHDLIVE)代表，而質量則以其子女平均教育程度的一個指數(CHDEDUC)來代表(定義見附錄)。表中分別列出簡約形迴歸方程式與結構形迴歸方程式。第一階段的結果是用最小平方方法估計的簡約形結果，而第二階段則是用雙段最小平方方法估計的結構式結果。為了識別結構形方程式中的各係數，有些變量在第二階段迴歸中被省去了。在很多類似關於生育需求的研究中，那些變量該被省去，往往好像是隨意的，沒有明顯理由的，而且是頗具爭論性的。我們這裏報告的結構方程式是在第二階段迴歸中省除了那些說明力以 R^2 值計算最弱之變量後得出的。幸好，在我們這案例中，廣泛的試驗顯示，無論省掉哪些變量，對我們感興趣的主要結果都沒有多大影響。

最重要的結果是子女質量(CHDEDUC)在子女數量(CHDLIVE)迴歸中和子女數量(CHDLIVE)在子女質量(CHDEDUC)迴歸中有顯著的負值係數。這表明了數量與質量確是互為替代的。家庭財富則以是否居於自置樓宇(OWNHOME)和是否居於政府津貼樓宇(SUBHOME)為代表。後者代表補貼該家庭的一種財富轉移。結果在簡約形和結構形方程式中所有顯著的係數都是意料中的正值。此即家庭財富增加，對子女的數量和質量的需求也增加。

丈夫的市場生產力是以他收入之對數(MLINC)代表，他的家庭生產力則以其受學年數(MED)代表。結果在結構及簡約形方程式中，各丈夫收入對數(MLINC)的係數一般都是顯著正值。整體而言，分析結果肯定了預期中的情況，即男性市場生產力增加，效果主要使子女的數量與質量需求增加。這是因為養育子女並非父親的時間密集，故所得效應趨於支配性地位。在子女質量(CHDEDUC)的簡約形與結構形方程式中，各丈夫受學年數(MED)係數都是顯著正值。可是在子女數量(CHDLIVE)等式中的結果則比較沒有那麼肯定；在簡約形方程式中，丈夫受學年數(MED)係數為顯著負值，在結構形方程式中卻變成了不顯著正值。以上的結果顯示丈夫的家庭生產

表 五：生育需求迴歸分析（35-49歲婦女）

因變量	CHDLIVE		CHDEDUC	
	第一階段	第二階段	第一階段	第二階段
CONSTANT	-5.744 (5.23)	7.776 (3.60)	1.300 (9.04)	1.264 (9.79)
FED	-0.074 (5.82)	—	0.008 (4.82)	0.007 (4.22)
FLINC	1.046 (6.11)	—	-0.092 (4.10)	-0.082 (4.33)
FAGE	0.021 (2.12)	0.040 (2.49)	0.002 (1.58)	0.002 (1.75)
FMYR	0.002 (2.57)	0.002 (1.36)	-0.003 (.26)	—
PR/INWK	-3.736 (7.83)	-3.002 (4.71)	0.043 (.69)	—
PR/OUTWK	6.791 (9.94)	6.367 (5.87)	-0.060 (.67)	—
CHD:TWIN	0.399 (4.44)	0.209 (1.40)	-0.019 (1.64)	-0.013 (1.09)
CHD:DEAD	-0.485 (3.83)	-0.910 (3.97)	-0.043 (2.60)	-0.050 (3.02)
CHD:M > F	0.411 (13.92)	0.339 (6.64)	-0.007 (1.92)	—
CHD:F > M	0.500 (17.33)	0.388 (7.00)	-0.012 (3.06)	—
SUBHOME	0.437 (5.59)	0.387 (3.14)	-0.004 (.36)	0.004 (0.38)
OWNHOME	0.422 (4.80)	0.780 (5.31)	-0.035 (2.99)	0.041 (3.50)
MED	-0.040 (4.18)	0.033 (1.45)	-0.007 (5.32)	0.006 (4.80)
MLINC	0.018 (2.38)	0.259 (3.35)	-0.011 (1.68)	0.012 (5.71)
MAGE	0.123 (2.97)	0.032 (3.04)	-0.001 (1.77)	0.002 (2.07)
CHDLIVE	—	—	—	-0.015 (9.79)
CHDEDUC	—	-9.920 (4.18)	—	—
R ²	0.378	0.193	0.074	0.074
n	2462	2462	2462	2462

說明：括號內為絕對 *t* 值

表 六：生育需求迴歸分析（35-49歲婦女，擁有最少一名子女）

因變量	CHDLIVE		CHDEDUC	
	第一階段	第二階段	第一階段	第二階段
CONSTANT	-3.542 (2.67)	6.308 (3.41)	1.262 (6.80)	1.275 (9.29)
FED	-0.078 (6.18)	—	0.009 (5.02)	0.008 (4.27)
FLINC	0.884 (5.22)	—	-0.097 (4.09)	-0.087 (4.32)
FAGE	0.034 (3.51)	0.054 (3.50)	0.002 (1.64)	0.003 (1.92)
FMYR	-0.002 (2.34)	0.002 (1.32)	0.00002 (0.24)	—
PR/INWK	-2.843 (6.05)	-2.340 (3.87)	0.051 (0.77)	—
PR/OUTWK	6.961 (10.42)	6.647 (6.54)	-0.038 (.41)	—
CHD:TWIN	0.378 (4.38)	0.203 (1.47)	-0.020 (1.64)	-0.013 (1.02)
CHD:DEAD	-0.487 (3.79)	-0.888 (4.01)	-0.045 (2.51)	-0.053 (2.96)
CHD:M > F	0.304 (10.49)	0.223 (4.53)	-0.009 (2.26)	—
CHD:F > M	0.408 (14.47)	0.292 (5.52)	-0.013 (3.33)	—
SUBHOME	0.248 (3.16)	0.195 (1.65)	-0.006 (0.51)	0.0009 (0.09)
OWNHOME	0.325 (3.65)	0.648 (4.58)	0.036 (2.91)	0.042 (3.36)
MED	-0.038 (4.06)	0.026 (1.20)	0.007 (5.40)	0.006 (4.80)
MLINC	0.013 (2.06)	0.298 (3.96)	0.014 (1.91)	0.013 (5.66)
MAGE	0.174 (3.43)	0.029 (2.72)	0.002 (1.96)	0.002 (2.18)
CHDLIVE	—	—	—	-0.019 (3.65)
CHDEDUC	—	-8.90 (3.41)	—	—
R ²	0.326	0.170	0.081	0.080
n	2328	2328	2328	2328

說明：括號內為絕對 t 值。

力增加，對子女的質量需求會上升，但對數量需求的影響卻不肯定。

產下雙胞胎一般會被看作是意外的事件。有趣的是，雙胞胎的數目(CHD:TWIN)在子女數量(CHDLIVE)與子女質量(CHDEDUC)等式的兩個結構形係數在統計上都屬不顯著性。這顯示誕下雙胞胎的家庭一般都嘗試重新調整生育計劃，使孩子數目沒有增加及孩子平均教育水平沒有下降。可是子女數量(CHDLIVE)等式之簡約形係數是顯著正值，即是平均而言，這些家庭的生育計劃調整並不完全成功，這是意料中的。

我們發現子女夭折的數目(CHD:DEAD)對子女數量(CHDLIVE)有顯著的影響，其中結構方程式中之係數為-0.9%。這表示大多數有子女夭折的家庭一般不能或不願意補足去世的女。子女夭折(CHD:DEAD)對子女質量(CHDEDUC)的影響同樣為顯著負值。這些結果表示有較多子女夭折的家庭，其生產子女質量的成本可能較高，故對質量的需求比較少。

妻子的年齡(FAGE)，已婚年數(FMYR)及丈夫的年齡(MAGE)這類變量是用來表示生命週期及出生年代的影響。一般來說，年紀愈大的男性和女性，子女愈多，子女的教育程度也愈高。

對子女性別的偏好以兩個變量顯示：男童較女童多出的數目(CHD:M>F)和女童較男童多出的數目(CHD:F>M)。在簡約形與結構形的子女數量(CHDLIVE)方程式中，以上兩變量得出之係數均為顯著正值。這表示大體上這些家庭都喜歡子女的性別分佈比較平衡。而兩係數的估計值所差無幾。在子女質量(CHDEDUC)結構式中並沒有子女性別偏好的變量，因為它們已在第二階段迴歸中省掉了。第一階段迴歸得出之子女性別偏好係數為顯著負值，顯示數量與質量的可能替代性。即是家庭中子女性別分佈的平衡是靠增加子女數量來達到的，因而導致平均質量降低。但是，由於子女性別偏好變數在結構式中，因低顯著性而被略去，故上述理解的猜測成分可能較大。

要測定妻子的家庭生產力與市場生產力就困難得多了。在子女數量(CHDLIVE)的結構方程式裏，我們用她做到班工的預測概率(PR/INWK)來測定這妻子的市場生產力，而得出的係數估計為顯著負值。我們又發現用她做外發工的預測概率求出的係數估計在子女數量(CHDLIVE)結構式裏是顯著正值。另外，我們在子女質量(CHDEDUC)結構式中，用妻子的受學年數(FED)代表她的家庭生產力，又以她的預測收入之對數(FLINC)代表她的市場生產力。妻子受學年數(FED)的係數估計為顯著值，而她的預測收入對數(FLINC)的係數估計則為顯著負值。所以，妻子的家庭生產力增加，會令她對子女的質量需求增加；但市場生產力增加，卻令她對子女的質量需求減少。在以上分析中，我們沒有在子女數量(CHDLIVE)結構式中考慮(PR/INWK)和(PR/OUTWK)變量，亦沒有子女質量(CHDEDUC)結構式中考慮(FED)和(FLINC)變量，理由是它們分別在結構式中影響並不顯著。

六、結 論

本文最重要的發現是家中幼小子女促使母親找外發工而不是到班工。透過數據比較，本文強調外發工是因母親的時間受家庭生產與市場生產競用通過外發制而發展。家庭與市場生產的附帶固定成本可以減少，同樣，外發工的出現亦導致婦女多生孩子。此平行的效果強調了一個事實：生育與就業的選擇是一併考慮後作出的。基於這點，我們應該注意到那些針對婦女就業方式為目標的政策，往往同時影響到她們的生育行為。例如，為了促使婦女加入勞動市場而提供托兒服務或外發工制，就可能導致較高的出生率。當然，假若一般人以為此等政策並不是永久性的話，上述效果就可能不會出現。

在觀察期間內，外發工的增長並不是政府有意識的政策導致的，而是自發性的。到八十年代初期，外發工經已開始下跌，我們不清楚這期間對外發工的需求是否被認為是永久性的變化，於是對其家生育決定造成無法改變的效果；影響深淺亦要視乎將來對外發工的增長才能定論。

附 錄

變量代號	定 義
CHD:0-3	0 至 3 歲同住子女數目。
CHD:4-6	4 至 6 歲同住子女數目。
CHD:7-12	7 至12歲同住子女數目。
CHD:>12	超過12歲同住子女數目。
CHD:F>M	女孩超出男孩數目。
CHD:M>F	男孩超出女孩數目。
CHD:DEAD	已去世子女數目。
CHD:TWIN	雙胞子女數目。
CHDLIVE	仍生存子女數目。
CHDEDUC	同住子女教育程度指數（註一）。
FAGE	妻子年齡。
FED	妻子受學年數。
FLINC	妻子預測收入對數（註二）。
FMYR	妻子已婚年數。
MAGE	丈夫年齡。

MED	丈夫受學年數。
MLINC	丈夫收入對數。
PR/INWK'	妻子為到班工之預測概率（註三）。
PR/OUTWK	妻子為外發工之預測概率（註三）。
SUBHOME	居於政府津貼樓宇之家庭。
OWNHOME	居於自置樓宇之家庭。

註 一：CHDEDUC 的定義如下：

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N S_{it} = \frac{S_{it}}{S_t}$$

其中 N = 六歲以上的子女數目。

S_{it} = 年齡 t 的 i 子女的教育程度。

S_t = 所有年齡 t 的子女平均教育程度。

註 二：此數值是採用勞動婦女樣本根據迴歸法估計出的方程式預測出來的。方程式中的解釋變量包括：受學年數、受學年數乘方、離校後年數、離校後年數乘方、是否本地出生的虛變數及是否受過某些訓練的虛變數。

註 三：此數值是用〔表四〕中的 Logit 模式所得出之各係數預測出來的。

參考文獻

- Becker, G. S. 1981. *A Treatise of the Family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Heckman, J. J. and T. E. MaCurdy. 1981. "New Methods for Estimating Labor Supply Functions: A Survey." In R. G. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 4. Greenwich, Conn.: JAI Press.
- Killingsworth, M. 1981. "A Survey of Labor Supply Models: Theoretical Analysis and First-Generation Empirical Results." In R. E. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 4. Greenwich, Conn.: JAI Press.
- McFadden, D. 1973. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour." In P. Zarembka (ed.), *Frontiers of Econometrics*. New York: Academic Press.
- Mincer, J. 1962. "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply." In National Bureau of Economic Research, *Aspects of Labor Economics*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.