

台灣農家人力資本與時間配置之分析*

許聖章**、李恒綺***、楊明德****

台灣在過去二十年來正面臨農業工作人口萎縮及高度老化的問題，農業就業人數由 1978 年的近 160 萬人，縮減至 2012 年的 54 萬人，而 65 歲以上的農業就業人數，則從 1993 年的 6.6% 增加至 2012 年的 17.1%。然而農家戶數僅小幅下降，由 1990 年的 86 萬戶減少至 2011 年的 78 萬戶，同時期農家人口數則由 1990 年的 429 萬人下降至 2011 年的 294 萬人，雖然人數減少約三成，但仍有近 3 百萬人，人口數下降幅度比農戶數大。本文嘗試利用 2010 年農林漁牧普查資料，探討農家成員在農場內及農場外工作時間的配置情形，以了解農家從業人員青壯人口流失而導致老化的原因。本文藉由建構異質性人力資本的農家時間配置模型，並以 multinomial logit 模型估計農家成員的時間配置選擇。我們的實證結果發現農家成員於農場內及農場外工作的時間配置呈現二元化的現象，亦即農家成員若教育程度較高者大多從事農場外工作，而教育程度較低者則從事農場內的工作。我們進一步以農業收入函數估計農業生產之教育報酬，並估計農家成員從事農場外工作之教育報酬，結果發現農場內工作的教育報酬遠低於農場外教育報酬。此可解釋隨著農家下一代教育程度的提升，使得農家新一代青壯人口選擇轉移至報酬較高的非農業部門工作，而老一代仍持續於農場工作，進而產生農家成員間時間配置近似二元分流的現象。另外，農場規模大小亦為影響農家成員時間配置的重要因素之一，藉由經營規模的擴張將可以增加農家成員於農場內的工作日數及降低其於農場外工作的機率。

關鍵詞：人力資本、時間配置、農家勞動力老化

* 本研究承蒙行政院主計總處委託研究計劃(RES-102-03) 之經費補助，僅此誌謝。作者感謝兩位匿名審查人對本文所給予的指正與建議。文中任何遺誤，當由作者自負。

** 國立高雄大學應用經濟學系副教授，聯絡地址：811 高雄市楠梓區高雄大學路 700 號，email: ssheu@nuk.edu.tw。

*** 本文通訊作者：國立高雄第一科技大學運籌管理學系助理教授，聯絡地址：824 高雄市燕巢區大學路 1 號，email: hlee@nkfust.edu.tw。

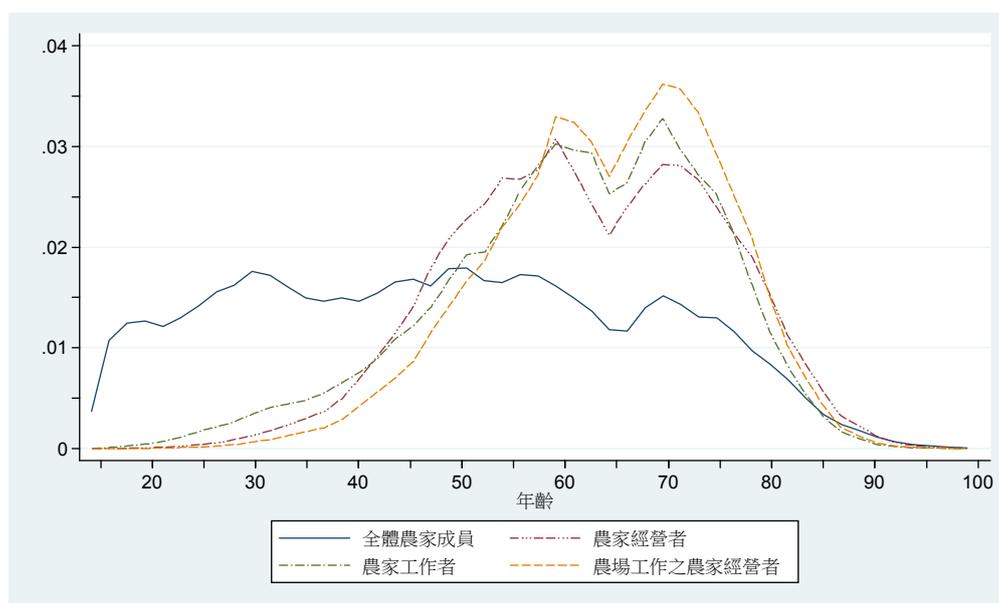
**** 國立高雄第一科技大學管理學院博士生，聯絡地址：824 高雄市燕巢區大學路 1 號，email: u9928902@nkfust.edu.tw。

I、前言

在經濟發展的過程中，隨著一個國家國內生產毛額（GDP）的增加，大部分已開發國家的經驗顯示當產業開始轉型，農業占 GDP 的比例也隨之下降，農業就業人數也跟著減少。當非農業部門快速發展時，需要大量工作人口，同時非農業部門亦能提供較高的工作報酬，因此大量農業部門的工作人口逐漸移轉至非農業部門，同時部分農民亦會調整其時間配置，分配部分時間至非農業部門工作，造成兼業農家的形成，且農民教育程度的提高也將增加其從事非農業部門工作的機率及時間（Huffman, 1980）。而台灣也不例外，在全球化的浪潮下，台灣農業面臨貿易自由化的影響與衝擊，在過去 30 年中經歷相當大的結構性變化，農業部門目前呈現就業人數快速萎縮及就業人口結構高度老化的現象。雖然台灣整體就業人數從 1978 年的 623 萬人，逐步增加至 2012 年的 1,086 萬人，但農林漁牧業（以下簡稱農業）就業人數卻由 1978 年的近 160 萬人，縮減至 2012 年的 54 萬人，減少幅度約 65%（註 1）。所以農業就業人數占整體就業人數的比例也由 1978 年的 13%，下降至 2012 年只剩 5%。在同一期間 15 至 24 歲的年輕農業就業人數，迅速從近五萬人下降至不到一萬人；25 至 44 歲的農業就業人數亦由 38 萬人下降至不到 14 萬人；45 至 64 歲的農業就業人數則由近 51 萬人下降至不到 31 萬人。但 65 歲以上的農業就業人數，則從 1993 年的六萬人增加至 2012 年的 9 萬人，若以比例而言，占其同期農業就業人數的比例則由 6.6% 增加至 17.1%，提高近三倍。顯示台灣農業部門正面臨就業人口萎縮，且就業人口結構高度老化而年輕人力補充卻無以為繼的現象。

雖然農業就業人口大幅下降，但可發現農家戶數並未有大幅下降的趨勢，其由 1990 年的 86 萬戶減少至 2011 年的 78 萬戶，共減少九萬戶，下降幅度約 9%（註 2）。同時期的農家人口數則由 1990 年的 429 萬人下降至

2011 年的 294 萬人，雖然人數減少約三成，但仍有近三百萬人。若進一步利用 2010 年農林漁牧業普查資料，可以更清楚觀察農家人口的組成分布，如圖 1 即為農家成員、農家成員中從事農業工作者、農家經營者（農場指揮者）及農家經營者中從事農業工作者的年齡分配。就全體 15 歲以上之農家成員而言，其年齡分布在 20 至 70 歲間呈現高原型態，但就從事農業工作之農家成員而言，其年齡分布則近似常態分配，但相較於非農業就業人口，其平均年齡明顯偏高（註 3）。若就農家經營者而言，其年齡分布狀況與從事農業工作者類似，平均年齡亦偏高，然而若觀察農家經營者中從事農業工作者，則其年齡分配與上述成員接近但卻更為集中，且平均年齡更高。也就是說當前台灣農業就業人數雖然老化問題相當嚴重，但農家成員中仍有相當高比例的青壯人口，雖然農家成員或多或少皆會參與農家生產活動，但這些青壯人口並沒有選擇專職從事農業工作。對一般農場經營者而言，其生產所需的勞力投入大多先由農家成員提供，不足部分可以透過市場僱用所需的勞力，但也有可能農家成員在農場外的工作報酬遠高於農場內的工作，因此農家成員可能優先將時間用於農場外工作，剩餘的勞力再為自家農場所用，若再不足，農家亦可由市場上僱用短期的勞力補充。另外，農業生產之工作環境相對不佳且需要大量的體力付出，若加上農業生產所得偏低（許聖章，2009），使一般農家年輕成員從事農業工作的意願降低，即可能衍生出當前農業從業人員數量減少且年齡結構老化的現象。如果想要解決農業從業人口老化的問題，除了透過吸引新的青年農民進入農業工作外，亦可透過提高既有農家成員對農場工作的時間投入，因為既有農家中已存在大量的年輕工作人口，他們較易承接農業生產的經驗，因此有必要進一步瞭解台灣農家成員對時間配置選擇的影響因素，評估此可能性。



資料來源：行政院主計總處（2012）。

圖 1 2010 年農家成員之年齡分布

在探討農家時間配置時，國外文獻主要著重於估計農家成員的勞動供給，尤其是針對發展中國家，因其農場外勞動市場不發達，進而衍生生產與消費可分離假設不成立的解決方式（Barrett、Sherlund & Adesina，2008；Henning & Henningsen，2007；Abdulai & Regmi，2000；Skoufias，1994；Jacoby，1993；Benjamin，1992）；或著墨在農家中男、女勞動力的配置，而且通常以農家夫妻為分析對象（Benjamin & Kimhi，2006；Kimhi & Lee，1996；Huffman & Lange，1989）。不過台灣目前農場外勞動市場相當健全，加上台灣因地小人稠，對大部分農家而言，農場外的工作機會離農家相距不會太遠。當新一代農家成員隨教育程度提高而選擇從事農場外工作時，無論是兼職或全職，可能都無需離開農家。此外台灣農家的成員結構亦與國外文獻一般討論的夫妻農家略為不同，台灣除了有相當高比例的高齡單人農家（約佔全體農家數的13%），另外兩代或三代同住的情形亦相當普遍，農家成員中年輕世代或教

育程度較高者，仍居住在農家但只從事農業外工作，所以農家從事農業工作的勞動力雖有高度老化現象，但農家仍存相當高比例潛在可以轉移回農業工作的年輕及教育程度高的勞動力。

雖然農業人口老化似乎為大家所熟知之現象，但多利用敘述性統計數據描繪此問題，並無文獻針對此問題進一步分析。因此建構農家成員之時間配置模型，以了解農業從業人員老化的原因，為緩解或解決此問題之必要工作。現有文獻在進行農家成員時間配置分析時，通常假設農家勞動力的人力資本具有同質性，但透過 2010 年農林漁牧普查的初步資料分析，我們觀察到農家成員於農場內及農場外的時間配置，依教育程度高低呈現近似二元分流的狀況，亦即高教育程度者多從事農場外工作，低教育程度者則多從事農場內工作。因此本文不同於現有文獻，我們將農家勞動力分為高技術勞動力（高教育程度者）及低技術勞動力（低教育程度者），並嘗試透過建立異質性人力資本的農家成員時間配置選擇模型，解釋台灣農家成員之時間配置狀況，以了解農業從業人員老化的原因。

另外在實證方法上，我們將農家成員的工作型態依照其是否於農場內或農場工作區分為四大類，並以 multinomial logit 選擇模型估計，探討教育程度高低對農家成員工作型態選擇的影響。而由理論模型的結果，我們認為農家教育報酬過低可能是導致農家成員時間配置呈現二元選擇現象的原因，因此進一步估計農家農業收入函數，藉以計算農家成員從事農業生產之教育報酬，並透過「人力資源運用調查」資料，估算農家成員若從事農場外工作可獲得之教育報酬，由此解釋農家成員時間配置為何依教育程度呈現近似二元分流的現象，以全面性了解農家成員的結構及其在農場內及農場外工作的時間配置情形。這將有助於政府未來相關政策的制定，以扭轉當前農業勞動力老化的現象。

本文將在第二節中回顧相關文獻及初步分析 2010 年農林漁牧普查的資料，在第三節中將建構異質性人力資本之農家時間配置模型及實證迴歸模

型，而第四節為農家時間配置的實證估計結果及估計農家成員從事農業工作之教育報酬的估計，最後一節則為結論及政策建議。

II、初步資料分析及文獻回顧

在本節中，我們欲透過初步的原始資料分析，了解農家成員之教育程度分配及其於農場內及農場外工作的時間配置概況，並由過去相關文獻的回顧，以利後續建構農家成員的時間配置模型及實證選擇模型的設定。

2.1 資料來源及初步資料分析

在本小節中首先介紹本文所使用的原始資料，並初步分析農家從事農場內及農場外工作者之教育程度分配，以及農家成員在不同教育程度下，其於農場內工作日數分布及其全年主要工作狀態，同時亦分析農家成員全年主要工作狀態與農場內工作時間多寡之交叉影響。

2.1.1 資料來源

本文分析資料主要為 2010 年農林漁牧普查中的農牧戶調查資料，其中包含 780,388 戶農家及 2,578,603 位 15 歲以上的農家成員。農林漁牧普查提供台灣農家勞動人力的現況，其中包括 15 歲以下之人口及 15 歲以上人口之年齡、性別、教育程度及就業狀況。對於過去一年曾參與自家農牧業工作者，則提供其全年從事農牧工作日數之類別資料，另外在農家別的資料方面則包括農業收入、主要農牧產品項目、可耕作地面積、農家僱工情況等相關資料。

2.1.2 農家成員結構

台灣目前農家成員結構的異質性高，由表 1 的上半部顯示農家平均 15 歲以上人口數雖為 3.3 人，然而在 780,388 戶農家中，人口數差異很大，有

13%的農家家中 15 歲以上者只有一人，不過有五人及以上的農家則有 24%。若依主要生產農產品區分則可以發現，除花卉及食用菌菇類外，作物類農家之平均人口數相對較低，而畜牧類農家則有較高的人口數。若從年齡結構看，由表 2 的下半部可以發現，整體而言，農家 15-34 歲人口占約 29%，55-74 歲人口亦占 29%，75 歲及以上者則占 10%，剩餘 35-54 歲人口約占 32%。若以主要生產農產品區分，則花卉、食用菌菇、其他作物類與畜牧類農家皆有相對較年輕的人口結構。因此大約可以歸納出，農家所生產的農產品經濟價值較高者，其農家人口數較多，年齡結構亦較年輕化。

由於農家成員的時間選擇相當程度取決於其機會成本，而影響時間機會成本的主要因素之一，即為農家成員所擁有的人力資本。因此我們首先就農家成員的教育程度進行分析，由表 2 第一欄可觀察到 15 歲以上農家成員的教育程度分布，超過半數至少有高中（職）學歷，22%的農家成員學歷至少為大專及以上，因此農家成員之人力資本並不低。然而若觀察從事農場內工作者，卻發現只有 22%學歷為高中（職）及以上，而有接近五分之三的農場內工作者學歷為小學及以下。相反的，在農場外工作者卻有 73%學歷為高中（職）及以上。農家在人力的配置上似乎有二分的現象，人力資本較高（學歷較高）者從事農場外工作，而人力資本較低（學歷較低）者從事農場內工作。若只觀察農家經營者的教育程度，亦可發現類似依人力資本高低二分之現象，從事農場內工作之農家經營者有超過六成只有小學及自修學歷或不識字，但從事農場外工作者，此比例卻不到四分之一。

上述觀察到的現象，可能因為人力資本較高的農家經營者，受限於經營規模無法擴大，因而無法提高其從事農場內工作之報酬，所以人力資本較高者將選擇農場外工作，以獲得較高的薪資報酬。相較於歐美國家，台灣與鄰國日本相似，都有農場經營規模過小的問題，在 2010 年平均可耕作地面積只有 0.70 公頃。表 3 中可耕作地面積中位數只有 0.43 公頃，即使在第 90 分位數，也只有 1.42 公頃。農家經營者主要工作為從事農場內工作者，其平

表 1 農家依農家主要生產產品之平均人口數及年齡分布

農家人力分布	合計	稻作	雜糧	特用作物	蔬菜	果樹	食用菌菇類	甘蔗	花卉	其他農作物
平均人口數(人)	3.30	3.40	3.10	3.03	3.39	3.26	3.88	3.20	3.57	3.53
人口數										
1人	0.13	0.13	0.14	0.19	0.11	0.12	0.04	0.12	0.08	0.10
2人	0.26	0.25	0.30	0.28	0.25	0.26	0.20	0.28	0.22	0.22
3人	0.18	0.18	0.19	0.17	0.19	0.20	0.18	0.21	0.19	0.19
4人	0.20	0.20	0.18	0.17	0.21	0.21	0.26	0.19	0.24	0.22
5人	0.13	0.13	0.10	0.11	0.13	0.12	0.18	0.13	0.16	0.15
6人	0.07	0.07	0.05	0.05	0.07	0.06	0.09	0.06	0.07	0.08
7人及以上	0.04	0.04	0.03	0.03	0.04	0.03	0.05	0.03	0.04	0.04
農家數(戶)	780,388	304,963	31,848	361,119	128,038	188,490	1,103	1,670	5,930	7,923
年齡										
15-34歲	0.29	0.29	0.26	0.27	0.29	0.29	0.35	0.27	0.32	0.32
35-54歲	0.32	0.32	0.30	0.32	0.32	0.33	0.34	0.32	0.35	0.33
55-74歲	0.29	0.28	0.33	0.29	0.30	0.30	0.25	0.30	0.26	0.26
75歲及以上	0.10	0.11	0.11	0.12	0.09	0.09	0.06	0.11	0.07	0.09
農家成員數(人)	2,578,603	1,035,825	98,731	109,474	433,803	615,388	4,275	5,349	21,147	27,981

表 1 農家依農家主要生產產品之平均人口數及年齡分布 (續)

農家人力分布	牛	豬	其他家畜	雞	鴨	其他家禽	其他畜牧	其他
平均人口數(人)	3.87	3.77	3.50	3.61	3.39	3.31	3.55	2.91
人口數								
1 人	0.07	0.06	0.09	0.07	0.08	0.08	0.05	0.22
2 人	0.19	0.22	0.24	0.23	0.26	0.30	0.25	0.27
3 人	0.17	0.17	0.18	0.18	0.22	0.17	0.19	0.18
4 人	0.24	0.24	0.24	0.23	0.21	0.22	0.26	0.17
5 人	0.15	0.17	0.14	0.16	0.14	0.15	0.14	0.10
6 人	0.09	0.09	0.07	0.08	0.05	0.05	0.08	0.04
7 人及以上	0.09	0.05	0.04	0.04	0.04	0.02	0.03	0.02
農家數(戶)	862	5,775	1,457	4,032	1,177	492	269	60,240
年齡								
15-34 歲	0.35	0.33	0.33	0.34	0.30	0.31	0.33	29.08
35-54 歲	0.34	0.33	0.33	0.34	0.33	0.33	0.32	32.73
55-74 歲	0.25	0.28	0.28	0.27	0.31	0.31	0.29	26.75
75 歲及以上	0.06	0.06	0.06	0.05	0.06	0.05	0.06	11.45
農家成員數(人)	3,337	21,786	5,094	14,537	3,995	1,630	955	175,296

資料來源：行政院主計總處(2012)。

均可耕作地面積為 0.86 公頃，較從事農場外工作者之 0.52 公頃高出 67%。農家經營者中從事農場外工作者，其可耕作地面積小於 0.5 公頃者占 68%，這或許可部分解釋人力資本較高之農家經營者有較高比例從事農場外工作。當可耕作地面積過小，教育程度較高的農家營者若主要從事農場內工作，其從農業生產所獲得之教育報酬經可能過低，這將使這些教育程度較高者進而轉向農場外工作以獲取較高報酬。

表 2 台灣農家成員之教育程度¹ (2010 年)

教育程度	全部	從事農場 內工作	從事農場 外工作 ²	農家經營者		
				合計	從事農場 內工作	從事農場 外工作
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
不識字	8.11	9.79	0.33	10.85	10.65	0.98
小學及自修	24.11	48.10	8.33	42.97	52.02	23.09
國(初)中	16.70	19.69	18.54	20.01	18.34	28.93
高中(職)	29.06	17.46	39.87	19.08	14.72	33.13
大專及以上	22.03	4.95	32.94	7.09	4.27	13.88
農家成員數(人)	2,578,603	575,932	1,177,429	780,388	407,231	240,906

資料來源：行政院主計總處(2012)。

註 1：單位：%。

註 2：在此將受僱農牧業工作、自營農牧業外工作及受僱農牧業外工作者定義為從事農場外工作。

表 3 台灣農家之可耕作地面積¹ (2010 年)

耕地面積	全部農家	農家經營者從事農場內工作			農家經營者從 事農場外工作
		合計	65 歲以下	65 歲及以上	
平均數	0.70	0.86	0.93	0.79	0.52
分位數					
第 10 分位	0.16	0.20	0.19	0.20	0.15
第 25 分位	0.26	0.30	0.31	0.30	0.21
第 50 分位	0.43	0.55	0.57	0.53	0.34
第 75 分位	0.81	1.00	1.05	0.97	0.58
第 90 分位	1.42	1.74	1.94	1.59	1.00
農家數	780,388	407,229	200,198	207,031	240,906

資料來源：行政院主計總處(2012)。

註 1：單位：公頃。

2.1.3 農家成員時間配置

普查資料提供農家成員全年時間的使用概況，其中包括 15 歲以上成員全年於農場內工作日數的類別資料，及其全年的主要工作狀態。首先，透過初步分析教育程度與農家成員在農場內工作天數及全年主要工作狀況的關係，以了解農家成員人力資本高低是否會影響其在農場內及農場外的時間配置。由表 4 的上半部，我們可觀察到農家成員全年主要工作狀況以受僱農牧業外工作比例最高，占 38.44%，若加上受僱農牧業工作及自營農牧業外工作，則農場外工作比例約占 45.66%，而從事農場內工作，亦即自營農牧業工作者只占 22.34%。若以教育程度區分，將可明顯觀察到與教育程度高度相關的時間配置選擇，除不識字者（其多為年齡較長者，所以多已退休，退休比例為 56.26%）外，教育程度低者多從事農場內工作或料理家務，但從事農場外工作之比例則較低，隨教育程度提高，從事農場內工作之比例亦隨之下降，但從事農場外工作之比例則隨之提高。例如，教育程度為小學及自修者，從事農場內工作之比例為 44.57%，而從事農場外工作之比例則只有 15.77%，但教育程度為大專及以上者，從事農場內工作之比例則只有 5.02%，而從事農場外工作之比例卻高達 68.27%。所以農家成員的時間配置似乎依其教育程度高低而有近二元化的選擇模式—高教育程度者從事農場外工作，而低教育程度者從事農場內工作。

雖然農家成員主要從事農場外工作，但在農忙時部分農家成員亦會分擔農場內之工作，因此由表 4 下半部，我們進一步觀察教育程度與農家成員在農場內工作天數之關係。除不識字者外，教育程度較低（高）者，其在農場內工作時間越長之比例越高（低）。另外隨著教育程度提高，從事農場內工作天數為零之比例亦隨之增加，所以初步觀察結果顯示教育程度高低與農場內工作天數呈現反向關係。由於農家成員時間配置可能受其成員人數多寡及主要生產農產品的影響，我們進一步依照農家人口數及主要產品分別計算農

表 4 農家成員依教育程度之全年主要工作狀況及農場內工作天數分配

時間配置	總計	不識字	小學及 自修	國(初)中	高中(職)	大專及 以上
A. 全年主要工作狀況 ¹						
自營農牧業工作	22.34	26.99	44.57	26.34	13.42	5.02
受僱農牧業工作	0.67	0.25	0.97	1.26	0.56	0.19
自營農牧業外工作	6.55	1.02	4.95	9.18	8.34	5.99
受僱農牧業外工作	38.44	0.61	9.85	40.24	53.73	62.09
料理家務	12.56	14.85	21.93	15.95	9.20	3.32
求學及準備升學	8.62	0.00	0.01	2.43	12.35	20.97
退休	10.02	56.26	17.37	3.71	1.48	0.98
其他	0.81	0.02	0.35	0.89	0.90	1.44
B. 從事農場內工作天數						
0	45.14	43.04	21.56	34.20	52.66	70.08
1~29	22.48	27.26	25.68	24.01	21.23	17.73
30~59	10.88	10.40	15.03	13.51	9.90	5.82
60~89	7.26	7.07	11.74	9.27	5.82	2.80
90~149	4.86	4.97	8.80	6.22	3.43	1.34
150~179	3.42	3.03	6.45	4.52	2.39	0.79
180~249	2.69	2.08	4.94	3.64	2.00	0.62
250 及以上	3.27	2.15	5.80	4.62	2.57	0.81
農家成員數(人)	2,578,603	209,008	621,573	430,581	749,369	568,072

資料來源：行政院主計總處(2012)。

註 1：單位：%。

家成員全年主要工作狀況及農場內工作天數的分配，因受限於篇幅，結果列於附錄二及附錄三中。在附錄二中，隨農家人口數增加，主要工作為自營農牧業者所占的比例逐漸減少，若以家中 15 歲以上人口為四人的農家為例，有 20.32% 從事自營農牧業工作，41.73% 受僱於農牧業外工作，自營農牧業外工作則有 6.79%，也就是說若加上受僱於農牧業工作者，有近 1/2 農家人口從事自家農場外工作，雖然只有 1/5 農家人口主要在農場內工作，但另一方面也有超過 1/2 的農家人口在過去一年中曾參與農場內的工作。若以產品

別區分，如附錄三所示，稻作農家成員中只有 19% 從事自營農牧業工作，相對低於其他產品類別，而從事農場外工作者則有 48%，而農家成員在農場內工作超過 150 天的比例亦最低，約為 4%，這個現象部分反映稻作生產高度委外的特性。作物類農家中，以食用菌菇類農家成員從事自營農場工作的比例最高，約為 52%，從事農場外工作的比例則只有 23%，因此高達 43% 的農家成員在農場內工作的天數超過 150 天。畜牧類農家成員的工作選擇亦有類似狀況，養牛及養豬農家成員從事自營農場工作的比例分別為 49% 及 43%，而從事農場外工作的比例分別為 23% 及 29%，而農家成員在農場內工作的天數超過 150 天的比例則分別為 35% 及 32%。由此可歸納出當農家所生產的產品經濟價值較高時，其成員在農場內工作比例將較高，這隱含若農家生產收益夠高，農家成員將降低至農場外工作的可能性。

若進一步觀察農家成員全年主要工作狀況與農場內工作天數之關係，如表 5 所示，對自營農牧業工作者而言，其農場內工作天數之分配相當平均，換句話說，並非大部分自營農牧工作者於農場內之工作天數皆很高。若以年齡區分，自營農牧業工作者中之農家經營者，年齡為 65 歲以下者，其在農場內工作超過 150 天者約占 47.35%；對年齡為 65 歲及以上者，此比例則只有 30.86%。而農場規模亦會影響自營農牧業工作者農場內工作天數，當農場可耕作地面積低於 0.5 公頃時，自營農牧業工作者在農場內工作超過 150 天者約只占約 30%；當可耕作地面積大於一公頃時，此比例則增加近一倍至 58.2%。另外，不管農家成員在農場外有無工作，仍有相當高比例的農家成員，同時兼有農場內及農場外工作，例如受僱農牧業外工作者中，仍有超過四成同時協助農場內工作。

2.2 文獻回顧

從傳統的生產與消費理論角度觀察，農家同時扮演多重的角色，農家的成員既為消費者又同時提供自身農家或非農業部門勞動市場所需的勞力，當

農家生產時，若農家成員自身提供的勞動力不足時，亦可以從勞動市場僱用所需勞力。農家成員若為農場的經營者，則同時又兼具一般廠商理論中企業經營者的角色。因此為同時分析農家生產與消費的決策，一般在文獻中假設農家成員所面對的勞動市場為完全競爭，農家成員可以自由選擇於自家農牧業（以下簡稱農場內）工作或從事自家農牧業外（以下簡稱農場外）工作，當農場所需人力不足時，農家亦可從農場外僱用所需人力（Bowlus & Sicular, 2003；Benjamin, 1992）。在假設無交易成本之情況下，古典的農家時間配置模型假設農家的決策可以分成兩個階段，第一階段在農業生產過程中，極大化其生產的利潤；第二階段則是極大化農家整體的效用，但在給定第一階段所獲得的生產利潤及勞動所得下，在有效率的勞動市場中農家成員假設可以自由選擇農場內或農場外工作時間，同時亦假設農家自身的勞動力與僱工具有完全的替代性，也就是說農家可以市場價格從勞動市場僱用所需要的勞動力，而且農場外僱用之人力與農家成員所提供之人力是可完全替代，也就是說農場所需的勞動需求與農家成員所提供的勞動供給具可分離性或生產與消費可分離性（Separability）的假設（Benjamin, 1992）。

對某些發展中國家而言，在其勞動市場可能不發達的情形下，可分離性可能不成立（Bowlus & Sicular, 2003），農家成員於農場內或農場外工作的時間配置及農家雇工的可能性將受限，農場成員大多沒有從事農場外工作，其市場工資無法觀察，所以在估計農家成員勞動供給時，需另外透過估計生產函數，計算農家成員勞動力的影子價格（Shadow Price），再行估計其勞動供給（Barrett、Sherlund & Adesina, 2008；Henning & Henningsen, 2007；Abdulai & Regmi, 2000；Skoufias, 1994；Jacoby, 1993）。另外，Barrett、Sherlund 與 Adesina（2008）則進一步考量當農家的時間配置可能因為價格或產出風險所產生的不確定性、勞動市場的蒐尋成本或交易成本或地區偏好等因素，而產生勞動配置無效率（allocative inefficiency）的情況時，提出估計農家成員勞動供給的方式。另外在考慮投資農場資本的狀況下，農家勞動

力於農場內及農場外的時間配置將可能受資本市場條件變動影響，Ahituv 與 Kimhi (2002) 利用以色列的資料，發現 1970 年代以色列對農家的信用補貼，降低農家成員從事非農業部門工作的意願，也因此讓以色列農家躲過 1980 年代經濟不景氣的衝擊，他們的結論間接證實從事非農業部門工作有助於農家累積農場生產時所需的資本。不過，Pfeiffer、López-Feldman 與 Taylor (2009) 認為從事非農業部門工作將首先降低自家農場工作的勞動投入，最終將對農業生產有負面的影響。

隨著國家經濟發展，農業部門工作人口將逐漸轉移至非農業部門，也促使農民調整時間配置，從事非農業兼職工作。同時教育程度亦會影響農家在農場與非農場間工作時間配置的選擇，Huffman (1980) 建構簡單的農家勞動供給模型，並利用 1964 年美國農業普查中美國愛荷華、北卡羅來納及奧克拉荷馬州各郡的平均資料，發現當農家勞力之教育水準（丈夫及妻子的平均受教育年數）提高，農場經營者從事農場外工作的機率及工作天數將提高，作者藉以解釋隨美國經濟發展，農家勞動力由農場內工作轉移至農場外工作的現象。Jolliffe (2004) 利用迦納的農家調查資料探討教育對農家成員在農場內及農場外工作時間配置的影響，其研究發現農場外工作的教育報酬高於農場內，農家成員教育程度提高除提高農業生產的報酬外，更重要的是會轉移農家成員工作時間的配置，由農場內移往農場外，其模型設定方式假設農家勞動力具有同質性 (homogenous)，因此農家成員工作時間以加總方式呈現。

但因農事工作通常需要較多的體力，男女的時間配置可能會有所不同或相互影響，因此有不少文獻探討農家夫妻間勞動供給配置情形 (Benjamin & Kimhi, 2006; Kimhi & Lee, 1996; Huffman & Lange, 1989)。Huffman 與 Lange (1989) 利用美國愛荷華州的家戶資料，探討農戶夫妻從事農場外的勞動供給，在假設極大化農家整體效用下，農家時間配置模型將農家成員丈夫與妻子的工作時間加以區分，以分析夫妻勞動供給。其研究結果顯示，丈

表 5 農家成員之時間配置

從事農場內 工作天數	自營農牧業工作												
	全部	農家經營者		可耕作地面積		受僱農牧		自營農牧		受僱農牧			
		合計	65 歲以下	65 歲及 以上	小於 0.5 公頃	大於 1 公頃	業工作	業外工作	業外工作	業外工作	料理家務	求學及 準備升學	
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	15.95	35.54	58.50	49.96	90.26	53.97	93.35
1~29	11.89	13.95	9.82	17.94	17.73	5.08	25.96	31.21	25.38	29.72	8.34	33.42	6.65
30~59	13.27	14.85	12.23	17.38	17.91	7.39	24.38	18.46	10.25	13.24	1.15	8.43	0.00
60~89	15.02	16.16	14.95	17.33	16.91	11.74	20.63	10.43	4.56	7.08	0.24	4.17	0.00
90~149	17.81	16.07	15.64	16.48	17.5	17.59	13.09	4.36	1.31	0.00	0.00	0.00	0.00
150~179	15.33	14.45	16.29	12.68	12.35	18.32	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
180~249	12.03	11.03	13.40	8.74	8.32	17.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
250 及以上	14.64	13.48	17.66	9.44	9.28	22.87	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
樣本數 (人)	575,932	407,231	200,198	207,033	233,908	165,402	17,284	168,968	991,177	323,817	222,205	258,255	20,965

資料來源：行政院主計總處 (2012)。

註 1：單位：%。

夫（妻子）的教育程度提高，會提高其從事農場外工作的機率，代表教育程度的提高對農場外工作薪資提升的幅度，高於在農場內工作所可以獲得的邊際報酬。此外他們也發現妻子教育程度將會降低丈夫從事農場外工作的機率。Kimhi 與 Lee（1996）探討農家中夫妻間從事農場內及農場外勞動供給行為（註 3）相互影響情形，他們嘗試估計夫妻農場內及農場外勞動供給的結構方程式，並利用 1981 年以色列農業普查資料中夫妻樣本，但其中農家只限於屬於 Moshavim（以色列屯墾區特有的農業合作經營模式）的農戶。其結果顯示，丈夫農場內勞動供給增加將同時降低丈夫及妻子於農場外的勞動供給，而丈夫農場外勞動供給增加亦將降低妻子於農場外的勞動供給。反之，妻子於農場內及農場外的勞動供給對丈夫於農場內（外）勞動供給行為並無統計上顯著的影響，主要因為除了小型農家及花卉農家外，妻子勞動投入對農家而言屬於補充的次要角色。

由於農家成員於農場內及農場外確切的工作時數不易估算，也不易獲得，因此一般抽樣調查或普查資料通常只包含農家成員於農場內及農場外的大略工作狀態，因此估計農家成員時間配置時，亦可以直接估計農家成員選擇於農場內外時間配置的多元選擇模型。Benjamin 與 Kimhi（2006）利用 2002 年法國農業普查資料，探討夫妻勞動力於農場內及農場外工作時間配置的情況，他們將農家勞動力的使用依照是否有「妻子在農場內工作」、「丈夫在農場外工作」、「妻子在農場外工作」、「農場有僱工」四種情形（註 5），進而將農家分成 16 種勞動力時間配置型態，並以 multinomial logit 選擇模型估計農家勞動力時間配置的選擇行為。其估計結果顯示丈夫教育程度提高會增加其在農場外工作的機率，同時也會增加（降低）妻子在農場內（外）工作的機率；妻子教育程度提高亦會增加其在農場外工作的機率，但卻對丈夫在農場內或外工作的機率無顯著影響。丈夫或妻子的教育程度提高將會增加農場僱工的機率，降低其自身在農場內工作的機率，表示丈夫或妻子的勞動力與僱工呈現替代關係。另外妻子在農場內工作的農家，其解釋變

數的係數估計值顯著異於妻子沒有在農場內工作的農家，因此他們強調在分析農家勞動力時間配置時，考量妻子角色的重要性。Brosig 等人（2007）利用中國浙江省的小規模家戶長期追蹤調查資料（1995-2002）分析中國自 1978 年改革開放後，隨著非農業部門勞動市場工作機會的增加，農家如何改變其勞動力配置。他們將農家依其勞動力配置分為四大類，「有提供農場外工作勞力」、「有僱用勞力」、「同時提供且僱用勞力」、「無提供亦無僱用勞力」，以區間模型（duration model）估計農家勞動力配置狀態變動的風險函數。假設農家勞動配置為前三類，則表示其與勞動市場有互動，若為前述第四類則表示勞動力自給自足，其估計結果顯示農家有較大的機率會由勞動力自給自足狀態進入與勞動市場互動的狀態，而由與勞動市場互動狀態轉為自給自足狀態的機率則較低，因此農場持續與勞動市場互動將呈現穩定狀態。

III、時間配置模型及實證方法

台灣農家的成員結構與一般文獻中所討論的其他國家不同，台灣可能因地小人稠，對部分農家而言，農場外的工作機會離農家相距不會太遠。當農家成員選擇從事農場外工作時，無論是兼職或全職，可能都無需離開農家，所以雖然可能形成前述農家從事農業工作的勞動力高度老化，但其實農家仍存在潛在可以轉移回農業工作的年輕及教育程度高的勞動力。過去文獻主要著墨在農家中男、女勞動力的配置，而且通常以農家夫妻為分析對象（Benjamin & Kimhi，2006；Kimhi & Lee，1996；Huffman & Lange，1989）。另外由前節初步資料分析，台灣農家成員的教育程度差異相當大，將每位成員所能提供勞動力視為同質似乎並不恰當，為能凸顯台灣農家成員人力資本的異質性，及解釋農家成員於農場內及農場外所呈現的近似二元分流現象，本文不同於現有文獻，我們將農家勞動力分為高技術勞動力及低技術勞動力，利用傳統農家成員時間配置模型，以分析農家成員的時間利用選擇，雖

然在一般關於勞動力的研究常做此假設，以反映人力資本的可累積性，但就我們所知目前並無農業勞動力相關研究文獻將農家勞動力劃分為高技術及低技術勞力。在估計方法上，考量農林漁牧普查針對農家成員的時間使用的資料限制，我們的實證模型較接近 Benjamin 與 Kimhi (2006) 的估計方式，直接估計農家成員對不同工作型態的多元選擇模型。另外，農林漁牧普查問卷中並無農家成員在農場外工作之薪資，因此我們將以行政院主計總處所提供的當年度工商普查鄉鎮別平均全年薪資，控制農場外勞動市場薪資水準對農家成員時間選擇的影響。

3.1 異質性人力資本之農家時間配置模型

為了解農家成員時間配置行為及影響其行為的重要因素，我們首先建立農家時間配置理論模型，假設農家之人力可以分為高技術性與低技術性勞動力（註 6），此外也假設農家極大化其效用，其效用函數可以以(1)式表示：

$$U(C, L_1, L_2) \quad (1)$$

其中 C 代表一般消費財貨， L_1 及 L_2 則分別代表農家中低技術與高技術者之休閒時間。對農家中的每一個成員，在扣除基本生活所需時間後，其時間稟賦(T)可分配於從事農場內工作(H_i^f)、從事農場外工作(H_i^o)、或從事休閒活動(L_i)，其中 i 代表不同技術水準之農家成員。因此農家成員的時間限制將以(2)式表示：

$$H_i^o + H_i^f + L_i = T, \quad i=1,2 \quad (2)$$

另外，假設農產品之生產受低技術與高技術勞動投入量及資本存量多寡之影響，所以農家生產函數可以表示為(3)式：

$$f(H_1, H_2; K) \quad (3)$$

其中 H_1 代表低技術勞動投入量、 H_2 代表高技術勞動投入量、 K 則代表資本

存量，在此假設當農家自身勞動力不足時，可以從市場中僱用低技術勞動力，但高技術勞動力則無法從市場中僱用。所以(4)式及(5)式分別為高（低）技術勞動力之供給限制式。

$$H_1 = H_1^f + H_1^m \quad (4)$$

$$H_2 = H_2^f \quad (5)$$

其中 H_1^m 代表農家從市場中僱用之低技術勞動投入量。在給定的生產技術下農家的短期利潤函數則可表示為(6)式：

$$\pi = P \times f(H_1, H_2; K) - w_1 H_1 - w_2 H_2 \quad (6)$$

其中 P 為農產品之價格、 w_1 及 w_2 則分別代表低技術與高技術勞動力之工資水準。因此農家所面對之預算限制可表示為(7)式：

$$\begin{aligned} C &\leq P \times f(H_1, H_2; K) - w_1 H_1 - w_2 H_2 + w_1 (H_1^o + H_1^f) + w_2 (H_2^o + H_2^f) \\ &= P \times f(H_1, H_2; K) + w_1 H_1^o + w_2 H_2^o - w_1 H_1^m \end{aligned} \quad (7)$$

在上式中，消費財貨之價格假設為 1。我們進一步將農家成員之時間限制式帶入(1)及(7)式中，則農家限制下效用極大化之時間配置行為可表示為(8)式：

$$\begin{aligned} & \underset{w.r.t. C, H_1^f, H_2^f, H_1^o, H_2^o, H_1^m}{Max} \quad U(C, T - H_1^f - H_1^o, T - H_2^f - H_2^o) \\ st. \quad & C \leq P \times f(H_1^f + H_1^m, H_2^f; K) + w_1 H_1^o + w_2 H_2^o - w_1 H_1^m \\ & H_1^f \geq 0 \\ & H_2^f \geq 0 \\ & H_1^o \geq 0 \\ & H_2^o \geq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

因此可利用 Lagrangian 函數將其進一步表示為(9)式：

$$\begin{aligned}
\ell = & U(C, T - H_1^f - H_1^o, T - H_2^f - H_2^o) \\
& + \lambda_c [P \times f(H_1^f + H_1^m, H_2^f; K) + w_1 H_1^o + w_2 H_2^o - w_1 H_1^m - C] \\
& + \lambda_{f1} H_1^f + \lambda_{f2} H_2^f + \lambda_{o1} H_1^o + \lambda_{o2} H_2^o
\end{aligned} \tag{9}$$

上式中， λ_c 為所得預算限制式之拉式乘數（Lagrangian Multiplier）， λ_{f1} 及 λ_{f2} 則分別代表低技術與高技術勞動力從事農場內工作時間限制式之拉式乘數， λ_{o1} 及 λ_{o2} 則分別代表低技術與高技術勞動力從事農場外工作時間限制式之拉式乘數。農家成員之最適時間配置須至少滿足以下(10)至(13)式之一階條件：

$$\frac{U_{L_1}}{U_C} = P \times f_1 + \frac{\lambda_{f1}}{\lambda_c} \tag{10}$$

$$\frac{U_{L_2}}{U_C} = P \times f_2 + \frac{\lambda_{f2}}{\lambda_c} \tag{11}$$

$$\frac{U_{L_1}}{U_C} = w_1 + \frac{\lambda_{o1}}{\lambda_c} \tag{12}$$

$$\frac{U_{L_2}}{U_C} = w_2 + \frac{\lambda_{o2}}{\lambda_c} \tag{13}$$

其中 U_C 為消費財貨之邊際效用， U_{L_1} 為低技術勞動力從事休閒活動之邊際效用， U_{L_2} 為高技術勞動力從事休閒活動之邊際效用， f_1 及 f_2 則分別為低技術及高技術勞動力從事農場內生產之勞動邊際產量。以低技術勞動力為例，除了將全部時間皆做為休閒活動使用之角解外，由(10)及(11)式可得時間配置的三種可能性，第一種可能為內部解，亦即低技術農家成員同時從事農場內及農場外之工作，此時低技術勞動在農場內及農場外工作之時間限制拉式乘數（ λ_{f1} 及 λ_{o1} ）皆為零，所以可得(14)式：

$$P \times f_1 = w_1 \tag{14}$$

也就是說其最後一單位之勞動邊際產值等於其在市場上可以獲得之工資。第二種時間配置為低技術農家成員只從事農場內之工作，此時低技術勞動在農場內之時間限制拉式乘數（ λ_{f1} ）為零，但農場外工作之時間限制拉式乘數（ λ_{o1} ）則大於零（註 7），因此進一步得到(15)式：

$$P \times f_1 = w_1 + \lambda_{o1} / \lambda_c \quad (15)$$

這表示低技術農家成員最後一單位之勞動邊際產值將大於其在市場上可以獲得之工資水準。第三種可能的時間配置則與第二種相反，低技術農家成員只從事農場外之工作，此時低技術勞動在農場內之時間限制拉式乘數（ λ_{f1} ）將大於零，而農場外工作之時間限制拉式乘數（ λ_{o1} ）則為零，因此可得(16)式：

$$P \times f_1 + \lambda_{f1} / \lambda_c = w_1 \quad (16)$$

這表示低技術農家成員最後一單位之勞動邊際產值將小於其在市場上可以獲得之工資水準。而高技術勞動力之時間配置與低技術勞動之配置模式相似，在此不再贅述。由以上的分析，可以發現隨著農場外工作機會增加及工資水準的提升，將使農場成員愈傾向從事農場外工作。當高技術與低技術勞動力間之勞動生產力差異不大時，高技術農家成員將較低技術成員更容易從事農場外工作。這與普查資料中所觀察到的現象一致，亦即教育程度較高的農家成員有相當高的比例從事農場外工作，而低教育程度的農家成員則較多從事農場內的工作。

3.2 實證研究方法

有關農家成員時間利用的相關資料，農業普查只能提供農家成員在農場內工作日數的類別資料，至於農場外工作則只有工作型態的類別，為了解農家成員實際時間配置之行為，我們將先分別單獨估計農家成員從事農場內工

作之勞動供給模型以及從事農場外工作之勞動參與模型。另外，由於從事不同工作之時間配置會相互影響，因此我們進一步估計 multinomial logit 選擇模型，以了解各項因素對農家成員時間選擇配置的影響。

3.2.1 從事農場內工作之勞動供給模型

由於農業普查資料中包含 15 歲以上農家成員當年度在農場內工作之日數（註 8），所以我們將以農家成員在農場內工作日數做為農家成員從事農場內之勞動供給數量。由前節的農家成員時間配置模型，可得知影響農場內勞動供給數量，除勞動市場之薪資水準外，尚包括影響農業生產及勞動生產力之相關因素，其中包括農家成員本身的相關特徵及農家成員的整體人力資源多寡。由於個別農家成員對農業生產常無法置身事外，所以其勞動投入的多寡可能與農家整體人力資源高低有關，另外農場規模大小亦會影響其在農場內之勞動供給。因此將農家成員於農場內之勞動供給迴歸估計函數設定為(17)式：

$$\begin{aligned}
 H_i^f = & \beta_0 + \beta_1 AGE_i + \beta_2 AGE_i^2 + \beta_3 AGE_i^3 + \beta_4 AGE_i^4 + \beta_5 MALE_i + \beta_6 WEDU_i \\
 & + \beta_7 JHG_i + \beta_8 SHG_i + \beta_9 OC_i + \beta_{10} FMALE_i + \beta_{11} FAGE_i \\
 & + \beta_{12} FAGE_i^2 + \beta_{13} DSYR_i + \beta_{14} LAND_i + \beta_{15} LAND_i^2 + X\gamma + u_i \quad (17)
 \end{aligned}$$

其中 H_i^f 代表農家成員 i 從事農場工作之日數，而解釋變數則包括農家成員本身之特徵變數及其農場特徵變數，如農場規模大小（註 9）、主要農產品、農場所在地之鄉鎮等。以下說明(17)式中所使用之解釋變數： AGE_i 為農家成員 i 之年齡，一般而言農場內工作較需體力，因此農家成員的年齡高低將直接影響於農場內之工作時間的多寡。隨著年齡增加，農家成員於農場內工作時間將隨之增加，但隨年齡增長，其工作時間增加幅度將逐漸減少。但考量目前農業就業人口的高度老化，年齡對農場內工作時間之影響可能為非線性形式，在無從得知年齡對農場內勞動供給的真正影響下，加上樣本中農

家成員年齡的分布很廣 (15 歲至 98 歲)，為增加年齡變動對勞動供給影響的差異效果，因此我們考慮 Murphy 與 Welch (1990) 的設定方式，在模型中加入年齡的四次項多項式，另外我們亦嘗試以一般年齡二次項多項式所代表的倒 U 效果，以期使模型能更貼近年齡對從事農場內工作勞動供給之影響，並且在下節中，將比較這兩種年齡設定方式的估計結果。 $MALE_i$ 為農家成員 i 是否為男性之虛擬變數，由於農場內工作較需要勞力付出，農家成員於農場內工作時間將可能因性別而有所差異，因此預期男性較需協助農場的相關工作，所以農場內工作時間將較多。 $WEDU_i$ 、 JHG_i 、 SHG_i 、 OC_i 則分別代表農家成員 i 之教育程度是否為不識字、國中、高中 (職) 或大專及以上之虛擬變數，而教育程度為小學及自修者為基準組 (base group)。農家成員教育程度的高低代表其人力資本的多寡，教育程度高者將可視為高技術勞動力，而教育程度低者則可歸類為低技術勞動力，本文以教育程度為高中 (職) 及以上者為高技術勞動力，而其他則為低技術勞動力。教育程度高者其可能於農場外工作的機會較多，薪資水準亦較高，所以其在農場內工作之日數將相對較低。

除了農家成員本身的特性會影響農場內之工作日數外，所屬農場特性亦將影響其於農場內之工作日數。在農家人員的組成方面， $FAGE_i$ 代表農家成員之平均年齡，農家成員之平均年齡代表整體農家之從事農業工作能力之高低，當平均年齡越高，預期工作能力越高，在其他條件不變下，將愈不需要個別農家成員之協助。但亦有可能當農家成員平均年齡高於某臨界值後，如農場經營者年齡高於某臨界值後，在體力工作上可能反而越需要其他成員的協助，因此加入其平方項表示此可能性。而為了解農家成員的性別組成是否會影響農家成員在農場的勞動供給，我們以 $FMALE_i$ 代表農家成員中男性比例，由於男性較能負擔粗重工作，如果農家成員中男性比例較高，則整體工作能力將較高，而將較不需要額外的農事協助，進而降低其他成員在農場工作的天數。 $DSYR_i$ 代表農家成員之受教育年數與其農家成員平均受教育年數

之差，而包含農家成員教育程度與農家平均教育程度差，主要為了解農家成員中教育程度較高者是否在農場內之工作時間較教育程度較低者少，也就是說當農家成員與農家平均教育程度差越大時，其農場內工作時數將越少。若教育程度較高者，其於農場外工作之報酬相對較高，則農家成員間之時間配置，將會優先讓教育程度較高者從事農場外工作，教育程度較低者從事農場內工作。

另外，農場規模的大小亦是影響農家成員從事農場內工作日數的重要因素， $LAND_i$ 為該農場可耕作地面積，另外加入可耕作地面積平方項，用以捕捉可耕作地面積對農場內勞動供給可能之非線性影響。 X 矩陣則代表農場主要農產品、農場所處鄉鎮及縣市之虛擬變數，因農場主要農產品不同，將影響農家成員在農場內工作之時間，例如若主要作物為稻作，則因其耕作方式多已機械化，其所需勞動投入較低，則農家成員從事農場工作之時間將較低。由前節的(14)-(16)式可知，農家成員從事農場外工作的潛在薪資水準將影響其時間的配置行為，由於普查資料中沒有農家成員從事農場外生產之工資水準，在此以其所在各鄉鎮之虛擬變數或以工商普查所計算之鄉鎮平均從業人員全年薪資（註 10），控制地區間工作機會及薪資差異對農家成員於農場內勞動供給的影響。由普查資料中我們無法得知農家成員其農牧業外工作地是否位於農家所在之鄉鎮，所以除鄉鎮平均從業人員全年薪資外，同時加入縣市虛擬變數，以控制縣市間可能的各項工作條件差異。因為當某地區之薪資水準較高或工作機會較多，在其他條件不變的情況下，農家成員將降低其在農場工作之時間。而 u_i 為隨機誤差項， β_j 則代表其相對應變數之係數。

3.2.2 從事農場外之勞動參與模型

由於農業普查中依農家成員從事農場外工作之型態分類，但因此處分析設定並不須細分農場外工作之型態，因此以下所謂從事農場外工作包含農家成員工作型態為受僱農牧業工作、自營農牧業外工作或受僱農牧業外工作

者。由前述的理論模型中，農家成員若從事農場外工作，其代表 $P \times f_i \leq w_i$ ，其中 i 為低技術或高技術者。所以可以將農家成員從事農場外工作之勞動參與機率設定為(18)式：

$$\Pr(P \times f_i \leq w_i) = \Pr(H_i^o > 0) = \Pr(\text{offwork}_i = 1) = \Phi(Z_i \delta) \quad (18)$$

在上式中， offwork_i 為農場成員 i 是否從事農場外工作之虛擬變數，若從事農場外工作則設定為 1，其他則為 0。 Z 為外生變數矩陣，其包括(17)式中之所有解釋變數， δ 則為其對應之係數向量。 $\Phi(\cdot)$ 則為從事農場外工作之機率函數， $\Phi(\cdot)$ 通常有多種設定型式，若假設為線性函數，則為線性機率模型；若假設為標準常態累積機率，則為 Probit 模型；若假設為 Logistic 累積機率，則為 Logit 模型。在本文中，因估計時在特定變數模型設定中需控制 366 個鄉鎮的差異，所需估計參數數量龐大，加上農家成員數量龐大，因而增加估計的困難度，所以在考量估計之便利性下，我們將採用線性機率模型估計農家成員從事農場外勞動參與之機率，線性機率模型之估計係數較易解釋，其估計係數可以直接解釋為外生變數變動對農場成員從事農場外工作參與機率之邊際效果。另外，我們利用 White-robusted 標準誤，以克服線性機率模型異質性標準誤之問題。

3.2.3 multinomial logit 的多重選擇模型

從前述的理論模型中，農家成員如何配置時間於農場內與農場外工作，取決於其從事農業生產之單位勞動邊際產值與從事非農業工作可獲得之工資水準的相對大小。因此農家成員時間配置有四種可能結果並以 A_j 代表， $j=1, 2, 3, 4$ ，其中 $j=1$ 代表並無從事農場內或農場外工作； $j=2$ 代表只從事農場外工作； $j=3$ 代表同時從事農場外及農場內之工作； $j=4$ 代表只從事農場內工作。在此以並無從事農場內或農場外工作為基準組 (base group)，則農家成員 j 的時間配置結果為 A_j 之發生機率的 multinomial logit 多重選擇模型將可

表示為(19)式：

$$\Pr(y_i = A_j) = \begin{cases} \frac{1}{1 + \sum_{k=2}^4 \exp(Z\theta_k)}, & \text{if } j=1 \\ \frac{\exp(Z\theta_j)}{1 + \sum_{k=2}^4 \exp(Z\theta_k)}, & \text{if } j=2,3,4 \end{cases} \quad (19)$$

其中 Z 為外生變數矩陣，其變數包括(17)式中之所有解釋變數， θ_k 則為可能結果 A_k 之估計係數向量。其他可能的時間配置結果相對於基準組結果發生之機率，即勝算比 (odds ratio) 可以表示為(20)式：

$$\frac{\Pr(y_i = A_j)}{\Pr(y_i = A_1)} = \exp(Z\theta_j), \quad j=2,3,4 \quad (20)$$

若再對(20)式取對數，則個體 i 時間配置結果為 j 之勝算比對數 (Log of Odds Ratio) 將為估計係數之線性組合， $Z\theta_j$ ，其中 $j=2,3,4$ 。

IV、實證結果

4.1 農家成員農場內之勞動供給

在本節中，我們將依據(17)式估計農家成員於農場內的勞動供給，因假設有可耕地的農家，皆會嘗試農業生產，所以估計時使用之樣本將剔除有可耕作地但沒有實際從事農業生產之農家，同時樣本中亦不包含在學或準備升學之農家成員，共計 1,710,017 人 (註 11)。首先由表 6 第 1 欄可看出，在沒有控制主要農產品、鄉鎮及縣市之設定下，以年齡的四次項多項。

式估計的邊際效果顯示，隨著年齡從 15 歲逐漸增加，其對農場內勞動供給的邊際效果一開始呈現下降的趨勢，但隨後逐漸增加至 65 歲時達到最

高峰，之後則逐漸下降，如附圖 1 所示，相較於一般年齡的二次項多項式設定方式，在其他設定不變的情況下，年齡的邊際效果則呈現倒 U 現象，此外整體而言，在年齡的四次項多項式設定模式下，調整後 R^2 亦較二次項多項式設定模式略高 (0.21 vs. 0.20，在其他變數設定亦有類似的結果)，因此我們將以四次項多項式設定代表年齡對農場內勞動供給的影響。另外可以觀察到男性平均較女性在農場內多工作 32 天，而除不識字者外，教育程度越高之農家成員，其農場內之工作天數越少，以教育程度為大專及以上者為例，其在農場內工作之天數較教育程度為小學畢業者少 32 天。農家中教育程度為不識字者之估計係數與預期相反，主要因為其多為超高齡的成員，在不識字者中，98.5% 之年齡為 65 歲及以上，89% 為 70 歲及以上。因教育程度為不識字者集中在超高齡的緣故，在控制年齡下，造成教育程度為不識字者之農場內工作日數反而較教育程度為國小者為低。若農家成員中男性比例越高，則將減少農家成員在農場內之工作天數，代表當農場中有越多男性成員，則農家成員需要協助的時間將越少。

另外為探討農家成員的時間配置行為是否受農家成員間相對教育程度影響，亦即優先讓教育程度較高之農家成員從事農場外工作，此假設之驗證以在迴歸式中加入與農家平均教育年數差之變數呈現，初步估計結果發現與當初的預期有落差，個別農家成員教育程度相對於平均教育程度高時，其工作天數將略高。但估計係數方向與預期不同，其原因有可能是因為未考慮農家成員農場內及農場外時間配置決定的內生性，因此我們將在下一小節中同時考慮農家成員於農場內及農場外工作的時間配置行為。可耕作地面積對農家成員農場內之工作天數有正向之影響，但隨規模之擴大，其效果將略為遞減。當農場規模越大時，越需要人手幫忙，因此農家成員在農場內之工作天數將越高。另外亦可發現代表農場外薪資水準之鄉鎮別從業員工全年薪資對數的估計係數為負，表示當農場外工作之薪資水準較高時，農家成員在農場內工作之時間將減少。

在同表第 2 欄中，加入農場主要產品的虛擬變數，因不同作物其所需投入人力將有所差異，藉此控制農場所生產之農產品對農場內工作時間之影響。另外採用鄉鎮之虛擬變數取代鄉鎮別從業員工全年薪資對數，以控制農場外之薪資水準差異。估計結果與第 1 欄之估計係數正負符號相同，但其絕對值則略有差異，但調整後之 R^2 則增加至 0.34。在同表第 3 欄中，同樣控制主要農產品之差異，但以鄉鎮別從業員工全年薪資對數取代鄉鎮別的虛擬變數，以控制農場外薪資水準，並加入縣市別之虛擬變數，以控制縣市間可能對農場內工作時數影響之因素。與第 1 欄之估計係數比較，對大部分變數而言，其估計係數之絕對值略為減少但差異不大，而差異較明顯者為可耕作地面積及鄉鎮別從業員工全年薪資對數。以鄉鎮別從業員工全年薪資對數為例，在控制主要農產品及縣市之差異下，在其他條件不變下，當農場外薪資水準增加 10%，則農場內平均工作時間將減少約一天。相較於第 2 欄之變數設定，調整後 R^2 下降為 0.288，主要因為第 2 欄的變數設定，包含 366 個鄉鎮的虛擬變數，而第 3 欄中則只以單一個鄉鎮別的從業員工全年薪資變數取代之，因此其調整後之 R^2 相對較低。但因為第 3 欄的薪資變數，允許我們估計農場外工作薪資水準對農家成員的影響，因此在後續的多重選擇模型估計將以第 3 欄及第 4 欄的變數設定為主。

因農場內工作除了需要較多的體力外，尚需工作經驗的累積，年齡不一定可適當反映農家成員從事農場工作的能力，所以在表 6 中第 4 欄，本研究以主計總處所採用衡量經營能力之變項，「 $3025 - (\text{年齡} - 45)^2$ 」，代表農家成員從事農場工作之經營能力，此假設代表體力與工作經驗之農場工作經營能力在 45 歲時將達到最高峰，此後隨其年齡增加，農場工作之經營能力將隨之遞減。所以在加入農家成員農場工作之經營能力，並控制主要農產品及縣市之差異後，發現農家成員的農場工作經營能力若越高，則其在農場內工作之天數將越高，但其效果將隨農場工作經營能力增加而遞減，而若農家的平均經營能力越高，則其在農場內工作天數將隨之減少。與第 3 欄估計結果不

表 6 農家成員於農場內之勞動供給

應變數	應變數：農場工作天數			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年齡	-15.6974*** (0.2437)	-13.4269*** (0.2400)	-13.5803*** (0.2422)	—
年齡平方	0.5215*** (0.0076)	0.4523*** (0.0074)	0.4561*** (0.0075)	—
年齡立方	-0.0060*** (0.0001)	-0.0051*** (0.0001)	-0.0052*** (0.0001)	—
年齡四次方	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	—
男性	31.9808*** (0.0930)	31.9984*** (0.0923)	31.9612*** (0.0925)	36.6318*** (0.0928)
不識字	-12.1966*** (0.3124)	-12.9667*** (0.2910)	-11.3184*** (0.2987)	-21.3984*** (0.2858)
國(初)中	-9.6441*** (0.2645)	-8.8695*** (0.2309)	-10.0482*** (0.2445)	-22.8316*** (0.2319)
高中(職)	-20.3783*** (0.3081)	-18.1667*** (0.2695)	-21.0720*** (0.2833)	-41.2608*** (0.2434)
大專及以上	-31.5581*** (0.3660)	-26.4079*** (0.3231)	-31.4766*** (0.3368)	-57.0287*** (0.2798)
農家男性比	-19.5745*** (0.3962)	-19.1489*** (0.3387)	-18.8953*** (0.3635)	-23.4134*** (0.3684)
農家平均年齡	-4.4393*** (0.0468)	-4.1553*** (0.0398)	-4.2418*** (0.0426)	—
農家平均年齡平方	0.0391*** (0.0004)	0.0363*** (0.0004)	0.0367*** (0.0004)	—
與農家平均教育年數差	0.9949*** (0.0463)	0.7014*** (0.0427)	1.1341*** (0.0439)	-2.5339*** (0.0347)
可耕作地面積	12.5901*** (0.3815)	10.6676*** (0.3346)	11.2534*** (0.3453)	11.1093*** (0.3430)
可耕作地面積平方	-0.0830*** (0.0182)	-0.0706*** (0.0148)	-0.0739*** (0.0159)	-0.0731*** (0.0158)
從業員工全年薪資對數	-16.5214*** (0.3703)	—	-10.0547*** (0.3695)	-8.5173*** (0.3758)
經營能力 ²	—	—	—	0.1162*** (0.0011)
經營能力平方	—	—	—	-0.0000*** (0.0000)
農家平均經營能力	—	—	—	-0.1880*** (0.0029)
農家平均經營能力平方	—	—	—	0.0000*** (0.0000)
常數項	382.3837*** (3.5677)	239.8153*** (2.7555)	297.7533*** (3.8114)	175.4770*** (4.3346)
控制主要農產品差異	否	是	是	是
控制鄉鎮差異	否	是	是	是
控制縣市差異	否	是	是	是
樣本數	1,709,478	1,710,017	1,709,478	1,709,478
調整後 R 平方	0.210	0.340	0.288	0.251

資料來源：本研究。

註 1：括號中為以農家為單位之群集標準誤 (Clustered Standard Error)。

註 2：經營能力定義為 $3025 - (\text{年齡} - 45)^2$ 。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

同的是與農家平均教育年數之差，在控制農家成員及農家平均之農場工作經營能力後，在其他條件不變下，若農家成員之受教育年數度與農家平均受教育年數差距增加一年，則其在農場內工作之時間將平均減少 2.6 日，此結果符合原先的預期，亦即若農家成員之教育程度相對於其他成員高，則其在農場內之工作時間將較少。

另外，在第 4 欄的變數設定下，男性相對女性在農場內之天數增加近 37 天。教育程度越高在農場內之工作時間越短，相較教育程度為小學及自修者，教育程度為大專及以上者，其在農場內之工作天數將減少近兩個月，其中例外是教育程度為不識字者，其工作時間亦較低，主要因為教育程度為不識字者年齡偏高，以致於其工作日數相對較少。同樣地，農家中男性比例越高，則農家成員在農場內工作的天數就越低；可耕作地面積越大，則在農場內工作天數亦越高，但其效果隨可耕作地面增加而遞減；代表農場外薪資水準的鄉鎮別從業人員全年薪資對數，其影響效果略微降低，其原因可能是代表農場工作經營能力的變數，同時與農場外工作能力指標相關，而農場外工作之經營能力將影響其在農場外工作之薪資，因此將降低鄉鎮別從業人員全年薪資對數之估計係數的絕對值。

4.2 農家成員農場外之勞動參與

本研究將依據(18)式並利用與前節相同之資料估計農家成員於農場外之勞動供給行為，表 7 為以全體樣本估計之農家成員農場外的勞動供給行為，其中第 1 欄為在不控制主要農產品及縣市差異下之估計係數結果，男性農家成員於農場外工作的機率相較於女性高出 11.28%，除不識字者外，教育程度越高，其在農場外工作之機率越高，教育程度為國中、高中（職）及大專及以上者於農場外工作之機率相較於小學及自修者，分別高出約 6%、15% 及 23%。而教育程度為不識字者之估計係數與預期相反，可能因為教育程度為不識字者與超高齡者有高度相關性所致。由農家中男性比例之估計係數顯

示農家中男性比例越高，農家成員從事農場外工作之機率越低，此結果與農家中男性比例對農場內工作時間之影響類似，同為負向。另外，當農家成員之受教育年數與農家之平均受教年數差距每增加一年，其從事農場外工作之機率將增加 0.41%，意即農家成員教育程度較高者，將有較高機率從事農場外之工作。可耕作地面積增加將降低農家成員從事農場外工作之機率，在其他條件不變的情況下，可耕作地面積每增加一公頃，從事農場外工作之機率將降低約 4%，但此效果隨可耕作地面積增加而遞減。由代表勞動市場薪資水準的從業人員全年薪資對數之估計係數，發現當農場外薪資水準增加 10%，則從事農場外工作之機率將增加約 0.45%。當勞動市場薪資水準增加時，將提高農家成員從事農場外工作之機率，反之當勞動市場薪資水準減少時，則將降低農家成員從事農場外工作之可能性，但卻增加農家成員在農場內之工作時間，換句話說，維持農家的持續運作，其實可減緩經濟衰退對就業之衝擊。控制鄉鎮別從業人員全年薪資對數之效果類似於只控制鄉鎮別之虛擬變數，唯其無法估計農場外薪資水準高低之影響，所以我們在第 2 欄中以鄉鎮之虛擬變數代替鄉鎮別從業人員全年薪資對數，並控制農家主要農產品之差異，所得估計係數結果與第 1 欄相似。相較於第 1 欄之變數設定，在第 3 欄中我們同時控制主要農產品及縣市之差異，除從業員工全年薪資對數外，大部分變數之估計係數與第 1 欄之結果相似，在控制主要農產品差異及縣市間之差別後，勞動市場薪資提高 10% 將使從事農場外工作之機率約降低 42% (註 12)。

在第 4 欄中以農家成員農場工作之經營能力與農家平均經營能力取代年齡及農家平均年齡，當農家成員農場工作之經營能力越高，則其從事農場外之機率將越低，然而若農家平均之經營能力越高，則其從事農場外工作之機率將越高，此與農場工作經營能力對農場內工作時間影響之估計結果相符。其他各變數對從事農場外工作機率之影響與第 3 欄之估計結果一致，但部分變數估計係數之絕對值大小則有所差異。如教育程度對從事農場外工作影響

之梯度 (gradient) 變大，教育程度為國中、高中 (職) 及大專及以上者，在農場外工作之機率相較於小學及自修者，分別高出約 19%、35% 及 49%。

4.3 農家成員之時間配置

在前節的分析中，我們分別估計農家成員於農場內與農場外之勞動供給，然而農家成員的時間稟賦為固定，所以在本節中，同時考慮農家成員從事不同經濟活動之時間配置行為，並將農家成員之時間配置結果區分為四大類，只從事農場外工作、同時從事農場內及農場外工作、只從事農場內工作及無工作，並以(19)式之 multinomial logit 模型估計影響農家成員時間配置選擇之因素，估計時將只採用表 6 及表 7 中第 3 欄及第 4 欄的變數設定方式，如此可以估計農場外薪資水準對農家成員時間配置的影響。由於 multinomial logit 模型為非線性迴歸模型，其估計係數並無經濟含意，因此我們計算估計結果之邊際效果並將其列於表 8。在控制主要農產品及縣市差異，並以年齡代表農家成員之工作能力後，表 8 中第 1~3 欄分別為影響農家成員時間配置選擇行為之相關變數的邊際效果。結果顯示男性只從事農場外工作之機率相較於女性低 8.2 個百分點，但其同時從事農場內及農場外工作之機率卻比女性高出 19.4 個百分點，而只從事農場內工作之機率亦高出 5.5 個百分點，顯示女性從事農業工作的機率較低，男性成員較需要同時在農場內及農外的工作，凸顯性別在農業生產所扮演的角色略微不同。

表 8 第 1~3 欄的估計結果顯示教育程度高低對農家成員時間配置的影響，驗證前述初步資料分析的二元分流現象，隨著教育程度提高農家成員將增加只從事農場外工作的機率，同時亦提高從事農場內及農場外工作之機率，但卻會降低只從事農場內工作之機率。當教育程度較高者擁有較佳的農場外工作機會時，將使其透過兼職方式兼顧農場內及農場外工作，甚至可能因此放棄農場內之工作而專職於農場外工作。例如教育程度為大專及以上者只從事農場外工作之機率相較於小學及自修者高出 12.5 個百分點，但同時兼具農

表 7 農家成員於農場外之勞動供給

應變數	應變數：是否從事農場外工作			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年齡	0.0365*** (0.0015)	0.0321*** (0.0014)	0.0333*** (0.0014)	—
年齡平方	-0.0007*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	—
年齡立方	-0.0000 (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	—
年齡四次方	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	—
男性	0.1128*** (0.0006)	0.1127*** (0.0006)	0.1128*** (0.0006)	0.0723*** (0.0006)
不識字	0.0578*** (0.0010)	0.0553*** (0.0010)	0.0539*** (0.0010)	0.1006*** (0.0010)
國(初)中	0.0560*** (0.0013)	0.0572*** (0.0012)	0.0573*** (0.0013)	0.1927*** (0.0013)
高中(職)	0.1457*** (0.0015)	0.1445*** (0.0015)	0.1477*** (0.0015)	0.3509*** (0.0013)
大專及以上	0.2349*** (0.0018)	0.2283*** (0.0018)	0.2349*** (0.0018)	0.4889*** (0.0015)
農家男性比	-0.0604*** (0.0019)	-0.0618*** (0.0018)	-0.0613*** (0.0018)	-0.0370*** (0.0019)
農家平均年齡	0.0116*** (0.0002)	0.0111*** (0.0002)	0.0113*** (0.0002)	—
農家平均年齡平方	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	—
與農家平均教育年數差	0.0041*** (0.0002)	0.0042*** (0.0002)	0.0037*** (0.0002)	0.0294*** (0.0002)
可耕作地面積	-0.0398*** (0.0012)	-0.0365*** (0.0012)	-0.0386*** (0.0012)	-0.0379*** (0.0012)
可耕作地面積平方	0.0003*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)
從業員工全年薪資對數	0.0449*** (0.0016)	—	0.0262*** (0.0018)	0.0073*** (0.0019)
經營能力 ²	—	—	—	-0.0004*** (0.0000)
經營能力平方	—	—	—	0.0000*** (0.0000)
農家平均經營能力	—	—	—	0.0006*** (0.0000)
農家平均經營能力平方	—	—	—	-0.0000*** (0.0000)
常數項	-0.3659*** (0.0195)	-0.0076 (0.0168)	-0.1253*** (0.0215)	-0.5253*** (0.0196)
控制主要農產品差異	否	是	是	是
控制鄉鎮差異	否	是	是	是
控制縣市差異	否	是	是	是
樣本數	1,709,478	1,710,017	1,709,478	1,709,478
調整後 R 平方	0.463	0.484	0.473	0.410

資料來源：本研究。

註 1：括號中為以農家為單位之群集標準誤 (Clustered Standard Error)。

註 2：經營能力定義為 $3025 - (\text{年齡} - 45)^2$ 。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

場內及農場外工作之機率只高出 5.9 個百分點，而只從事農場內工作的機率卻較學歷為小學及自修者低 16 個百分點。教育程度對只從事農場內工作機率影響的梯度為負向，顯示教育程度較高者，不易專職從事農業生產之現象。Jolliffe (2004) 分別單獨估計農家成員各項時間配選擇的機率，結果與我們的估計結果相似，農家成員教育程度增加將提高農家成員選擇只從事農場外工作的機率，也會提高兼職農場外工作的機率，但會降低其只在農場內工作的可能性。雖然 Benjamin 與 Kimhi (2006) 讓農家成員選擇種類更多，其估計結果仍與本文類似。另外值得注意的是在前節中，當個別估計農家成員在農場內的勞動供給或從事農場外的工作機率時，教育程度為不識字者之估計係數與預期不同之現象，在此並不復見，其可能是忽略農家成員從事不同類型工作相互影響的特性，加上教育程度為不識字者多為高齡者，以至於教育程度對從事農場內勞動供給及從事農場外工作機率的影響並非為單調遞增或遞減的現象。在農家相關特性變數中，農家中男性比例越高者，則農家成員只從事農場外工作之機率將越高，而同時在農場內及農場外工作或只從事農場內工作之機率將越低，這表示農家中男性比例越高，可幫忙農事工作者越多，則農家成員將更可能從事農場外的工作。由與農家平均教育年數差之估計係數，可以發現當農家成員在家中教育程度相對較高時，則其只從事農場外工作之機率將越高，而須同時從事農場內及農場外工作之可能性將越低，這顯示農家將優先讓教育程度較高者到農場外工作，並降低其需在農場內工作之時間。而可耕作地面積越大，將降低農家成員只從事農場外工作之機率，亦會降低同時在農場內及農場外工作之機率，但將提高只從事農場內工作之可能性，也就是說經營規模的擴大將有助於提高農家成員從事農業生產的可能性。

由代表農場外勞動市場薪資水準的從業員工全年薪資對數的估計係數，可以觀察到從業員工全年薪資增加 10%，則農家成員只從事農場外工作之機率將提高 0.04 個百分點，亦即當農場外薪資水準提高，將提高農家成員只從

表 8 農家成員時間配置之 multinomial logit 模型估計結果 (邊際效果)

應變數	從事農場外工作		從事農場內工作		從事農場外工作		從事農場內工作		從事農場外及農場內工作		從事農場內工作	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
年齡	-0.0308*** (0.0023)	-0.0260*** (0.0028)	0.0523*** (0.0029)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
年齡平方	0.0009*** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	-0.0015*** (0.0001)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
年齡立方	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
年齡四次方	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
男性	-0.0815*** (0.0005)	0.1939*** (0.0005)	0.0551*** (0.0006)	-0.1089*** (0.0005)	0.1894*** (0.0005)	0.0892*** (0.0006)	-	-	-	-	-	-
不識字	-0.0327*** (0.0074)	-0.0192*** (0.0054)	0.0084*** (0.0030)	-0.0191*** (0.0072)	-0.0095* (0.0051)	-0.0243*** (0.0033)	-	-	-	-	-	-
國 (初) 中	0.0341*** (0.0016)	0.0036** (0.0014)	-0.0354*** (0.0011)	0.1962*** (0.0016)	-0.0437*** (0.0013)	-0.1459*** (0.0011)	-	-	-	-	-	-
高中 (職)	0.0699*** (0.0017)	0.0231*** (0.0015)	-0.0786*** (0.0013)	0.2456*** (0.0015)	-0.0149*** (0.0013)	-0.2328*** (0.0011)	-	-	-	-	-	-
大專	0.1254*** (0.0019)	0.0592*** (0.0019)	-0.1633*** (0.0018)	0.2935*** (0.0016)	0.0420*** (0.0016)	-0.3520*** (0.0016)	-	-	-	-	-	-
農家男性比	0.0316*** (0.0019)	-0.0824*** (0.0020)	-0.0469*** (0.0018)	0.0553*** (0.0019)	-0.0812*** (0.0020)	-0.0742*** (0.0019)	-	-	-	-	-	-
農家平均年齡	0.0174*** (0.0003)	-0.0124*** (0.0003)	-0.0179*** (0.0002)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
農家平均年齡平方	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
與農家平均教育年數差	0.0027*** (0.0002)	-0.0008*** (0.0003)	0.0002*** (0.0002)	0.0349*** (0.0002)	-0.0046*** (0.0002)	-0.0269*** (0.0002)	-	-	-	-	-	-
可耕作地面積	-0.0235*** (0.0017)	-0.0231*** (0.0010)	0.0529*** (0.0031)	-0.0238*** (0.0031)	-0.0230*** (0.0011)	0.0518*** (0.0015)	-	-	-	-	-	-
可耕作地面積平方	0.0003** (0.0002)	0.0005*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0003)	0.0003*** (0.0003)	0.0004*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0001)	-	-	-	-	-	-
從業員工全年薪資對數	0.0037** (0.0019)	0.0219*** (0.0020)	-0.0230*** (0.0019)	-0.0079*** (0.0019)	0.0156*** (0.0020)	-0.0050*** (0.0020)	-	-	-	-	-	-
經營能力 ²	-	-	-	0.0023*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0009*** (0.0000)	-	-	-	-	-	-
經營能力平方	-	-	-	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-	-	-	-	-	-
農家平均經營能力	-	-	-	0.0037*** (0.0001)	-0.0018*** (0.0001)	-0.0022*** (0.0001)	-	-	-	-	-	-
農家平均經營能力平方	-	-	-	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-	-	-	-	-	-
控制主要農產品及縣市差異	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
樣本數 ³	405,571	408,648	704,442	405,571	408,648	704,442	405,571	408,648	704,442	405,571	408,648	704,442

資料來源：本研究。

註 1：括號中為以農家為單位之群集標準誤 (Clustered Standard Error)。

註 2：經營能力定義為 3025- (年齡-45)²。

註 3：總樣本數為 1709478。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

事農場外工作之機率，而同時在農場內及農場外工作之機率亦將提高，但只從事農場內工作之機率將降低。此結果與前述的理論模型結論一致，當農場外工作之薪資水準提高時，將吸引農家成員從事農場外工作，而降低其在農場內工作的意願。

同表第 4~6 欄為以農場工作競爭能力取代年齡後估計之邊際效果，農家成員或農家平均經營能力越高，則其只從事農場外工作之機率將越高，而同時從事農場內及農場外工作或只從事農場內工作之機率將越低。在控制經營能力下，大部分變數對農家成員的時間配置選擇影響之方向雖然不變，但效果似乎增強，這表示在控制經營能力相同下，更能凸顯教育程度差異對農家成員時間配置選擇的效果。其中與教育程度相關變數的估計係數值大多變大，在控制農場工作競爭力下，教育程度為大專及以上者，其只從事農場外工作之機率將較教育程度為小學及自修者高出 30 個百分點，而只從事農場內工作之機率將較小學及自修者低 35 個百分點。另外與農家平均受教育年數差之估計係數結果可以發現農家成員中教育程度相對較高者，將有較高的機率只從事農場外工作，有較低的機率同時從事農場內及農場外的兼職工作，亦有較低的機率只從事農場內工作。當農家成員之受教育年數與農家平均受教育年數差距增加一年，則其只在農場外工作的機率將增加 3.5 個百分點，同時從事農場外及農場內工作的機率將降低 0.5 個百分點，而只從事農場內工作的機率將減少 2.7 個百分點。不過，仍有一些結果與控制年齡下之結果不同之處，例如當經營能力條件不變時，市場薪資水準對只從事農場外工作機率之影響則轉為負向，其原因可能是農場經營能力的設定假設能力隨年齡增加而提高，但至 45 歲為最高點，隨後下降，若平均而言農家成員經營能力越高的鄉鎮，其平均從業員工全年薪資亦越高，則在控制經營能力的情況下，將使薪資對農場外工作的影響正向效果降低，甚至改變影響方向。

4.4 農家農業收入分析

為了進一步瞭解為何農家成員時間配置呈現二元化的現象，我們嘗試估計農場之收入 (revenue) 函數，藉由所估計之收入函數，計算農家成員從事農場內工作之教育報酬。另外，由行政院主計總處 2010 年「人力資源運用調查」資料，同時可以估計若農家成員在非農業部門工作之教育報酬，由兩者之比較，將可以幫助解釋農家成員的時間配置行為。

假設農場 i 之收入函數之變數設定如(21)式所示：

$$\ln TR_i = X_i \gamma + u_i, \quad (21)$$

其中 TR_i 為農場 i 在 2010 年之全年農畜產品銷售收入 (以下簡稱農業收入)， X_i 則代表影響農家農業收入 (註 13) 之相關變數，包括代表勞動投入之高等教育程度及低教育程度 (註 14) 農家成員之工作天數、農場所僱用之常僱員工及臨時員工人數 (註 15)、是否在生產階段委託農事或畜牧服務業者作業之虛擬變數；代表經營規模大小之可耕作地面積及其平方項、畜牧用地面積；代表農家人力資源水準之農家男性比例、農家成員平均教育年數、農家平均經營能力及其平方項；代表產品差異及地區性差異的主要農產品虛擬變數及鄉鎮虛擬變數，而 u_i 則為誤差項。

利用(21)式估計農家農業收入函數所得之結果列於表 9 第 1 欄，其中高等教育程度及低教育程度農家成員在農場內工作天數的估計係數，分別代表高等教育程度及或低教育程度農家成員在農場內工作之勞動邊際產出值 (value of marginal product of labor)。在此可以發現高等教育程度勞動投入的報酬為 0.24%，亦即高等教育程度農家成員在農場內工作天數增加一天，農家農業收入將增加 0.24%，而低教育程度勞動投入之報酬則為 0.22%，所以高等教育程度農家成員從事農業生產之報酬，將比低教育程度者高約 9%。顯示高等教育程度農家成員相較於低教育程度農家成員，從事農業工作可以獲得的報酬差異不大，可能是在目前的生產技術或經營規模下，高等教育程度者並無法發揮

其人力資本優勢，進而造成高教育程度者流向農場外工作。另外，既有農場僱工勞動投入之報酬受到僱工時間長短之影響，每增加一個常僱員工的勞動投入其農業收入將增加 9.20%，而每增加一個臨時員工的勞動投入，農業收入則只增加 4.60%，其可能原因為常僱員工相較於臨時員工較熟悉農場之運作，或與農家經營者之協調性較佳，使其生產效率較高。

農家收入大小受農場規模大小之影響，由於台灣農場可能採多樣性經營方式，同時從事農作及畜牧經營，因此我們以農家之耕作地及畜牧用地面積代表農場經營規模，所以可耕作地面積越大，農家農業收入將越高，但隨可耕作地面積擴大，農家仍面臨土地邊際報酬遞減的現象，雖然此遞減速度不快。假設農家擁有可耕地面積為近平均之 0.70 公頃，則當可耕作地面積增加 0.10 公頃，農業收入將增加 4%。同時亦可觀察到畜牧用地面積的規模擴大，亦將增加農家農業收入，但其規模效果則低於可耕作地面積，當畜牧用地面積增加 0.10 公頃，其農業收入將提高 2%。在其他條件不變下，當農家於生產階段中委託代工時，其整體收入將降低約 31%。農家成員的整體人力素質亦會影響農家收入，農家男性比例越高，則農家農業收入越高。平均教育程度代表農家整體人力資本的高低，當農家人力資本越高時，將有助於農場的經營效率，因此將可以提高農家農業生產收入，由估計結果可發現當平均教育年數增加一年，將使農家農業收入增加 0.49%。農家整體之經營能力增加，亦會增加農家生產之效率而使農家農業收入提高。當以稻作農家為比較基準組，在其他條件不變下，除雜糧農家之農業收入較低外，生產其他作物之農業收入皆高於稻作農家。在作物類農家中，食用菇菌類與花卉類農家之農業收入則相對較高，其分別為稻作農家的 1.70 及 1.10 倍。在其他條件不變下，畜牧類農家農業收入則遠高於稻作農家，其中養豬、養牛、養雞農家之農業收入分別為稻作農家的 2.60、2.40 和 2.30 倍。

若進一步將全體農家區分為作物類農家及畜牧類農家，並分別估計其農業收入函數，以瞭解各項要素投入的農業收入報酬是否不同。表 9 第 2 欄及

第 3 欄分別為作物類及畜牧類農家之估計結果。就勞動投入報酬而言，可觀察到在作物類農家中，高教育程度勞動投入報酬較低教育程度者高約 4.50%；在畜牧類農家中，高教育程度勞動投入報酬則較低教育程度者高約 9.10%。這兩類農家之常僱員工與臨時員工的勞動報酬亦有相當大的差異，每增加一個常僱員工，作物類農家的農業收入將增加 5.10%，而每增加一個臨時員工其則農業收入只增加 4.40%；對畜牧類農家而言，每增加一個常僱員工農業收入將增加 22%，而每增加一個臨時員工農業收入將增加 9%。換言之，無論是自家勞動投入或僱工，畜牧類農家之勞動投入報酬皆優於作物類農家。

由於生產方式的差異，可耕作地面積規模擴大對作物類農家農業收入有相當大幫助，雖然規模效果之邊際報酬遞減，但其遞減速度相當慢，若忽略其遞減效果，可耕作地面積每增加 0.10 公頃，其農業收入將增加約 4.20%；對畜牧類農家而言，可耕作地面積對農業收入之影響並不大，可耕作地面積每增加 0.10 公頃，其農業收入將增加約 0.80%。畜牧用地面積的擴大對作物類及畜牧類農家農業收入均有正向幫助，且作物類農家畜牧用地面積擴大之規模效果反而高於畜牧類農家，當畜牧用地面積增加 0.10 公頃，作物類及畜牧類農家農業收入將分別增加約 3.10%及 2.30%。在是否於生產階段委託代工方面，作物類農家若委託代工（註 16），則其農業收入將減少 34%，但對畜牧類農家而言，是否在生產階段委託代工（註 17）並不影響其農業收入。作物農家的各項農家成員人力素質變數對農業收入之影響，與全體農家之估計結果相似，但對畜牧類農家而言，只有農家平均受教育年數對其農業收入有正面助益，而且其效果為作物類農家的 17 倍，顯示農家人力資本高低對知識密集度要求較高的畜牧類農家農業收入之重要性。

若再將農家依年齡區分為一般農家與高齡農家，並分別估計其農業收入函數，其估計結果列於同表第 4 及第 5 欄。由自家及僱用勞動投入的估計係數，我們可以發現一般農家高教育程度勞動投入報酬相較低教育程度勞動投

表 9 影響農家農業收入因素之估計結果

應變數	全體農家	作物類農家	畜牧類農家	一般農家 ²	高齡農家 ²
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
工作天數_高教育	0.0024*** (0.0000)	0.0023*** (0.0000)	0.0024*** (0.0001)	0.0025*** (0.0000)	0.0018*** (0.0000)
工作天數_低教育	0.0022*** (0.0000)	0.0022*** (0.0000)	0.0022*** (0.0001)	0.0023*** (0.0000)	0.0020*** (0.0000)
僱工人數_常僱	0.0917*** (0.0121)	0.0508*** (0.0105)	0.2168*** (0.0442)	0.0970*** (0.0134)	0.0533* (0.0246)
僱工人數_臨時	0.0456*** (0.0051)	0.0437*** (0.0050)	0.0858** (0.0281)	0.0429*** (0.0066)	0.0460*** (0.0036)
可耕作地面積	0.4074*** (0.0121)	0.4194*** (0.0126)	0.0833*** (0.0207)	0.3582*** (0.0101)	0.5752*** (0.0140)
可耕作地面積平方	-0.0027*** (0.0005)	-0.0028*** (0.0006)	-0.0069* (0.0028)	-0.0022*** (0.0004)	-0.0074*** (0.0011)
畜牧用地面積	0.1959** (0.0726)	0.3074*** (0.0912)	0.2274** (0.0706)	0.1250* (0.0627)	0.6035*** (0.1408)
是否生產階段委託	-0.3124*** (0.0049)	-0.3404*** (0.0049)	0.0241 (0.0257)	-0.3125*** (0.0061)	-0.3048*** (0.0070)
農家男性比	0.0625*** (0.0053)	0.0618*** (0.0052)	0.0641 (0.0581)	0.0316** (0.0073)	0.0890*** (0.0075)
農家平均教育年數	0.0049*** (0.0005)	0.0037*** (0.0005)	0.0632*** (0.0054)	0.0043*** (0.0008)	0.0063*** (0.0007)
農家平均經營能力 ³	0.0004*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)	-0.0007 (0.0006)	-0.0007*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
農家平均經營能力平方	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
稻作(基準組)	—	—	—	—	—
雜糧	-0.1012*** (0.0065)	-0.0900*** (0.0065)	—	-0.0735*** (0.0090)	-0.1191*** (0.0091)
特用作物	0.4166*** (0.0110)	0.4267*** (0.0110)	—	0.4709*** (0.0148)	0.3448*** (0.0155)
蔬菜	0.3641*** (0.0045)	0.3753*** (0.0045)	—	0.4215*** (0.0059)	0.3083*** (0.0066)
果樹	0.5436*** (0.0053)	0.5642*** (0.0053)	—	0.5950*** (0.0067)	0.4757*** (0.0075)

表 9 影響農家農業收入因素之估計結果 (續)

因變數	全體農家	作物類農家	畜牧類農家	一般農家 ²	高齡農家 ²
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
食用菇菌類	1.7332*** (0.0462)	1.8002*** (0.0465)	—	1.7999*** (0.0513)	1.5788*** (0.0974)
甘蔗	0.1056*** (0.0235)	0.1198*** (0.0235)	—	0.1810*** (0.0323)	0.0165 (0.0344)
花卉	1.1302*** (0.0159)	1.1693*** (0.0160)	—	1.2106*** (0.0190)	0.9726*** (0.0282)
其他農作物	0.5414*** (0.0152)	0.5712*** (0.0152)	—	0.6116*** (0.0196)	0.4479*** (0.0237)
牛	2.3720*** (0.0690)	—	-0.0288 (0.0563)	2.6052*** (0.0761)	1.8022*** (0.1229)
豬 (基準組 ⁴)	2.5905*** (0.0309)	—	—	2.8053*** (0.0326)	2.1356*** (0.0441)
其他家畜	1.6120*** (0.0344)	—	-0.8932*** (0.0409)	1.6939*** (0.0385)	1.3986*** (0.0674)
雞	2.3051*** (0.0435)	—	-0.3138*** (0.0289)	2.4269*** (0.0437)	1.9290*** (0.0798)
鴨	1.5629*** (0.0654)	—	-1.1098*** (0.0546)	1.7549*** (0.0687)	1.1219*** (0.1074)
其他家禽	2.0119*** (0.0741)	—	-0.6672*** (0.0615)	2.0722*** (0.0798)	1.8206*** (0.1337)
其他畜牧業	1.4099*** (0.0686)	—	-1.1639*** (0.0726)	1.4431*** (0.0802)	1.2742*** (0.1354)
常數項	3.2441*** (0.0477)	3.1851*** (0.0474)	6.5614*** (0.7779)	4.7839*** (0.1826)	3.1542*** (0.0582)
控制鄉鎮差異	是	是	是	是	是
農家數	546,393	532,845	13,548	309,757	236,636
調整後 R 平方	0.557	0.527	0.522	0.581	0.542

資料來源：本研究。

註 1：括號中為以農家為單位之群集標準誤 (Clustered Standard Error)。^{*} $p < 0.05$,
^{**} $p < 0.01$, ^{***} $p < 0.001$ 。

註 2：農家經營者年齡小於 65 歲者定義為一般農家；農家經營者年齡大於或等於 65 歲者定義為高齡農家。

註 3：經營能力定義為 $3025 - (\text{年齡} - 45)^2$ 。

註 4：估計畜牧類農家時，以主要農產品為豬之農家為基準組。

入報酬高約 8.70% (註 18)，但高齡農家高教育程度勞動投入報酬卻相較低教育程度勞動投入報酬低約 20% (註 19)。每增加一個常僱員工，對一般農家而言，其農業收入將增加 10%，但對高齡農家而言則只增加 5%，而每增加一個臨時員工對兩者之農業收入增加之幅度相近。另外值得注意的是，一般農家各項農產品收入與稻作收入之差距均較高齡農家大，若一般農家與高齡農家從事稻作生產之收入相同，在其他條件不變下，一般農家從事其他農產品生產之報酬將高於高齡農家。

在前述分析中，包含全體農家之估計結果，發現農家自身勞動力的教育報酬約為 9.00%，然而若就不同類別之農家而言，則農家之教育報酬差異相當大。為了解為何教育程度高的農家成員會選擇從事農場工作，我們進一步利用 2010 年「人力資源運用調查」資料估計受僱員工之教育報酬 (註 20)，估計結果顯示受僱員工教育報酬約為 31.40%，其遠高於從事農業工作之教育報酬。這可能代表當前台灣農家經營模式對教育程度較高者無法提供足夠報酬，因此相較於從事農場外工作的教育報酬，農家自身勞動力從事農業生產之教育報酬過低。上述或許可以解釋農家成員在時間配置呈現二元分流現象，亦即高教育程度農家成員優先選擇從事農場外之工作，而低教育程度農家成員則選擇從事農場內工作。另外由先前的初步資料分析，農家中教育程度低者多為高齡，年輕農家成員教育程度已大幅提升，因此農家成員間時間配置的二元分流，促使農業勞動力持續老化，但農家仍有相當多的年輕勞動力的現象。

V、結論與建議

5.1 結論

目前台灣農家從事農業工作的勞動力已出現嚴重老化現象，解決農業勞

動力老化是刻不容緩的課題，然而我們卻觀察到現今農家成員中仍有相當高比例的年輕及教育程度較高的勞動人力，但他們卻大多從事農場外的工作。因此為了解農家成員間時間分配的選擇行為，本文透過建構農家成員異質性人力資本的時間配置模型，並利用農林漁牧普查資料中的農牧戶資料，在同時考慮農家成員從事農場內及農場外工作的情形下，採用 multinomial logit 模型的估計農家成員的時間配置選擇。

本文實證結果顯示男性只從事農場外工作之機率較女性低，但其同時從事農場內及農場外工作之機率卻比女性高，而只從事農場內工作之機率較女性高，顯示女性從事農業工作的機率較低，男性成員較需同時兼顧農場內及農場外的工作。教育程度提高將增加農家成員只從事農場外工作，及同時從事農場內及農場外工作之機率，但卻會降低只從事農場內工作之機率。當教育程度較高者擁有較佳的農場外工作機會時，將使其從事農場外工作的機率增加，甚至可能因此放棄農場內之工作而專注於農場外工作。其次，教育對只從事農場內工作機率影響的梯度為負，亦即教育程度越高者於農場內工作之機率越低。農家中男性比例越高，則可幫忙農事工作者越多，則農家成員將更有可能從事農場外的工作。當農家成員在家中教育程度相對較高時，則其只從事農場外工作之機率將越高，而須同時從事農場內及農場外工作之可能性將越低，這顯示農家將優先讓教育程度較高者到農場外工作，並降低其需在農場內工作之時間。而代表經營規模的可耕作地面積越大，將降低農家成員只從事農場外工作之機率，亦會降低同時兼具農場內及農場外工作之機率，但將提高只從事農場內工作之可能性。當農場外薪資水準提高，將提高農家成員只從事農場外工作之機率，而同時從事農場內及農場外工作之機率亦將提高，但只從事農場內工作之機率將降低。

因農家成員的時間配置受其教育程度高低影響，而且教育程度高者多從事農場外工作，而教育程度低者則主要負責農場內之工作，農家成員間時間配置選擇因此出現近似二元分流現象。為探究其原因，我們進一步估計農家

成員從事農業生產及從事農場外工作的教育報酬，結果發現農家成員從事農業生產之教育報酬遠低於其從事農場外工作之教育報酬，亦即相對較低的農業生產教育報酬可能是解釋教育程度較高或新一代的農家成員選擇農場外工作之重要原因，進而導致農家成員間時間配置二元分流的現象。由於在台灣農家中，成員年齡越輕，其教育程度平均越高，尤其是對高齡者而言，教育程度相對較低，因此農家成員間時間配置的二元分流現象間接造成了當前台灣農業勞動人口嚴重老化的問題。

雖然農家成員從事農業生產之勞動邊際產值及教育報酬偏低，但仍隨農家主要生產農產品而有所差異，其中畜牧類及部分高經濟作物（如食用菌菇類、果樹類及花卉類）之勞動報酬較高，同時其教育報酬亦較高。在其他條件不變的情形下，除雜糧類農家外，稻作農家農業收入相較於其他類農家為低，然而稻作農家占整體農家比例最高，間接造成整體農家農業收入過低的現象。本研究估計結果亦顯示農家可透過規模擴大增加其農業收入，但在當前農場規模擴大極為不易的大環境下，農家若無法透過農業生產規模的擴張而增加農業收入，則其擁有人力資本將勢必被引導至勞動報酬較高的農場外，當其無法同時兼顧農業生產時，部分農家將選擇放棄完全農業生產，進而可能使農業耕地逐漸流失。

維持農家持續進行生產益顯重要，除可提供糧食安全及環境保護的外部性外，我們的估計結果亦顯示勞動市場薪資水準增加時，農家成員從事農場外工作之機率將增加，反之當勞動市場薪資水準減少時，則將降低農家成員從事場外工作之可能性，但卻會增加農家成員在農場內之工作時間，換句話說，農家的持續運作可以做為勞動市場受景氣循環影響時的緩衝劑，某種程度上可減緩經濟衰退對就業市場之衝擊。

5.2 政策建議

由於農業生產的教育報酬偏低與新世代年輕農家成員教育程度提高，致

使農家成員間時間配置出現年輕、教育程度高者多從事農場外工作，年長、教育程度低者則從事農場內工作的二元分流現象，進而衍生出農業從業人員年齡嚴重老化的問題，為扭轉此一趨勢，政府政策重點應著重在兩方面，一方面是提高農業生產的勞動邊際產值及勞動投入之教育報酬，如透過農產品價值的提升，改善當前部分農作物勞動邊際產值及勞動投入教育報酬過低的情形，或透過生產技術的再提升，進而使現行勞動邊際產值及勞動投入教育報酬較高之農牧產品之生產效率增加。因為過去隨台灣整體教育程度的提升，年輕農家成員人力資本已大幅提升，若無法提高從事農業生產的勞動報酬，將不能吸引足夠年輕人力進入農業部門，則台灣農業部門將進入無人參與的困境。

另一方面，農政單位應優先鼓勵既有高齡農家進行跨代的經驗傳承與經營轉移，尤其是主要工作非從事農業生產，但會協助農業生產工作之農家成員，藉由鼓勵其農家內成員承接農業生產工作，將較易見到改善農業勞動力老化的成效。因為農業生產過程除經營者本身之人力資本多寡會影響其生產效率外，在農業生產過程中，農場經營者需承擔相當高的氣候及市場價格的風險，透過農場內跨代的經驗傳承將使年輕農場經營者，在較低風險下從事農業生產並站穩腳步。同時，農家仍需透過經營規模的擴大，才得以增加農家農業收入，透過後續「農地銀行」的農地租賃平台，以期達到農政單位「小地主大佃農」擴大農家經營規模之目標。

最後，本研究僅就單年度的普查資料進行分析，在現行分析中並無法觀察到農家成員時間配置選擇的轉變，所以我們寄望在後續的研究中，能繼續進行多期的追蹤資料分析。

投稿日期：2016 年 3 月 2 日

接受日期：2016 年 6 月 21 日

附註

1. 行政院主計總處，人力資源統計年報 1993-2013。
2. 農業委員會，農業統計年報 1996-2011。
3. 在 2010 年農林漁牧普查農牧戶資料中，從事農業工作者之平均年齡為 60.93 歲，而依據 2010 年人力資源運用調查資料，非農業就業人口平均年齡為 39.60 歲。
4. 以色列的農業普查資料並無農家夫妻於農場內及農場外完整的工作時間，該資料只能提供夫妻於農場內及農場外工作時間的類別資料，即「全職於農場內（外）工作」、「(1/3-2/3) 全職於農場內（外）工作」、「(0-1/3) 全職於農場內（外）工作」、「無農場內（外）工作」。
5. 在樣本中每一個農家，丈夫均有在農場內工作。
6. 在此以教育程度高低區分高技術性與低技術性勞動力。
7. 在所得耗盡假設下， λ_c 大於零。
8. 其原始資料為工作日數區間之類別變數，在此取其中位數作為該區間之工作日數。
9. 農林漁牧普查中所使用之「可耕作地」係指不管地上有沒有栽培作物，只要能生產農作物，即視為可耕作地。在認定上，可耕作地並非以土地登記簿或土地所有權狀上所登載的地目為準，而是須實際用於農作物生產之土地為準，若地目雖為田、旱地，但卻變更作為其他用途（如改成水泥鋪面做為房舍畜禽舍、魚池、造景、停車場等），未來也不可能復耕，則不視為可耕作地。
10. 在迴歸估計時，我們將先對鄉鎮平均從業人員全年薪資取自然對數，再代入迴歸式中，以薪資自然對數取代原資料，一則有助於迴歸估計之解釋能力，二則其方便迴歸係數之解釋，此時迴歸估計係數 $\hat{\beta}$ 可解釋為當解釋變數變動 1% 時，解釋變數將變動 $\hat{\beta}/100$ 單位。
11. 當迴歸式中包含工商普查之從業人員全年薪資對數時，觀察到之農家成員數為 1,709,478 人，因為工商普查之從業人員全年薪資有少數鄉鎮無資料，與普查資料合併時，將有少數農家資料被剔除。
12. 農場外薪資水準增加 10%，則從事農場外工作之機率由增加約 0.45% 降至增加約 0.26%。
13. 在農林漁牧普查資料中，我們僅能得知農家農產品之銷售收入，其為收益而非利潤之概念，所以收益收入函數估計係數可解釋為生產要素投入之邊際產出值（value of marginal product），其為要素投入之邊際報酬，當農業收入以自然對數形式進入迴歸式中，則要素投入量之估計係數可以解釋為要素投入額外增加一單位，農業收入可額

外增加之百分比。然而受限於普查資料，我們無法包括所有生產要素，如肥料、農藥等，所以估計之結果可能會有偏誤之問題，但若其他生產要素與生產規模有關之變數，如可耕作地面積、畜牧用地面積，高度相關，則估計偏誤之問題將可降低。

14. 我們將教育程度為高中（職）及以上者定義為高教育程度，而其他則定義為低教育程度。
15. 常僱員工人數係指經常或預期僱用達六個月以上之男女員工總和；臨時員工人數係指僱用未達六個月以上之男女員工總和。
16. 其包含育苗、犁田整地、插秧（種植、嫁接）、除草噴藥、施肥、收穫、乾燥等。
17. 包括配種、孵育、蛋類選洗包裝等。
18. $[(0.25\% - 0.23\%) \div 0.23\%] = 8.70\%$
19. $[(0.18\% - 0.20\%) \div 0.20\%] = -20\%$
20. 我們使用 15 歲以上之樣本並採傳統 Mincer 之薪資方程式估計教育報酬，薪資迴歸式之被解釋變數為時薪之對數，而時薪為月薪 $\div (30/7) \div$ 每周平均工時。解釋變數包括潛在經驗及其平方項、男性及已婚之虛擬變數、教育程度為高中（職）以上之虛擬變數，其中教育程度為高中（職）以上虛擬變數之估計數可以解釋為教育報酬。

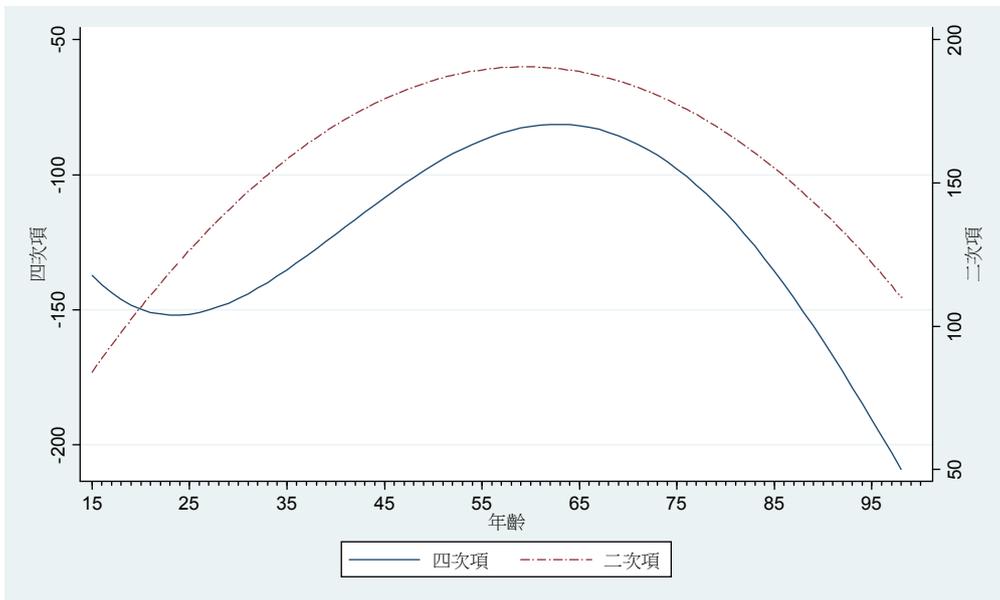
參考文獻

- 行政院主計總處，2012。『99年農林漁牧業普查報告』。臺北：行政院主計總處。
- 許聖章，2009。「台灣農家人力資本對農家所得之影響分析」，『台灣經濟預測與政策』。39卷，2期，103-128。
- Abdulai, A. and P. P. Regmi, 2000. "Estimating Labor Supply of Farm Households under Nonseparability: Empirical Evidence from Nepal," *Agricultural Economics*. 22(3): 309-320.
- Ahituv, A. and A. Kimhi, 2002. "Off-farm Work and Capital Accumulation Decisions of Farmers over the Life-cycle: The Role of Heterogeneity and State Dependence," *Journal of Development Economics*. 68(2): 329-353.
- Barrett, C. B., S. M. Sherlund, and A. A. Adesina, 2008. "Shadow Wages, Allocative Inefficiency, and Labor Supply in Smallholder Agriculture," *Agricultural Economics*. 38(1): 21-34.
- Benjamin, C. and A. Kimhi, 2006. "Farm Work, Off-farm Work, and Hired Farm Labour: Estimating a Discrete-choice Model of French Farm Couples' Labour Decisions," *European Review of Agricultural Economics*. 33(2): 149-171.
- Benjamin, D., 1992. "Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 60(2): 287-322.
- Bowlus, A. J. and T. Sicular, 2003. "Moving toward Markets? Labor Allocation in Rural China," *Journal of Development Economics*. 71(2): 561-583.
- Brosig, S., T. Glauben, T. Herzfeld, S. Rozelle, and X. Wang, 2007. "The Dynamics of Chinese Rural Households' Participation in Labor Markets," *Agricultural Economics*. 37(2-3): 167-178.
- Henning, C. H. and A. Henningsen, 2007. "Modeling Farm Households' Price Responses in the Presence of Transaction Costs and Heterogeneity in Labor Markets," *American Journal of Agricultural Economics*. 89(3): 665-681.
- Huffman, W. E., 1980. "Farm and Off-farm Work Decisions: The Role of Human Capital,"

- The Review of Economics and Statistics*. 62(1): 14-23.
- Huffman, W. E. and M. D. Lange, 1989. "Off-farm Work Decisions of Husbands and Wives: Joint Decision Making," *The Review of Economics and Statistics*. 71(3): 471-480.
- Jacoby, H. G., 1993. "Shadow Wages and Peasant Family Labour Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra," *The Review of Economic Studies*. 60(4): 903-921.
- Jolliffe, D., 2004. "The Impact of Education in Rural Ghana: Examining Household Labor Allocation and Returns On and Off the Farm," *Journal of Development Economics*. 73(1): 287-314.
- Kimhi, A. and M. J. Lee, 1996. "Off-farm Work Decisions of Farm Couples: Estimating Structural Simultaneous Equations with Ordered Categorical Dependent Variables," *American Journal of Agricultural Economics*. 78(3): 687-698.
- Murphy, K. M. and F. Welch, 1990. "Empirical Age-Earnings Profiles," *Journal of Labor Economics*. 8(2): 202-229.
- Pfeiffer, L., A. López-Feldman, and J. E. Taylor, 2009. "Is Off-farm Income Reforming the Farm? Evidence from Mexico," *Agricultural Economics*. 40(2): 125-138.
- Skoufias, E., 1994. "Using Shadow Wages to Estimate Labor Supply of Agricultural Households," *American Journal of Agricultural Economics*. 76(2): 215-227.

附錄

附錄一：年齡對農場內勞動供給之邊際效果圖



資料來源：本研究。

註 1：「四次項」代表在表 6 第 1 欄之模型設定下，年齡對農家成員農場內勞動供給之邊際效果。

註 2：「二次項」則代表以表 6 第 1 欄之相同模型設定下，但以年齡二次項多項式取代四次項多項式估計後，年齡對農家成員農場內勞動供給之邊際效果。

附錄二：農家成員依 15 歲以上農家人口數之全年主要工作狀況及農場內工作天數分配表

農家成員依 15 歲以上農家人口數之全年主要工作狀況及農場內工作天數分配

時間配置	1 人	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人	7 人及以上
A. 全年主要工作狀況							
自營農牧業工作	43.17	35.14	24.56	20.32	16.43	15.55	13.51
受僱農牧業工作	1.07	0.96	0.8	0.62	0.54	0.46	0.44
自營農牧業外工作	7.29	6.82	6.79	6.79	6.28	6.03	5.9
受僱農牧業外工作	25.33	23.47	36.81	41.73	44.44	44.08	44.17
料理家務	2.04	16.46	13.71	13.22	11.46	11.23	10.49
求學及準備升學	0.05	0.73	4.82	9.19	13.21	13.42	15.74
退休	20.58	15.98	11.72	7.26	6.62	8.33	8.8
其他	0.47	0.42	0.8	0.87	1.02	0.91	0.96
B. 從事農場內工作天數							
0	9.84	25.41	39.92	47.65	54.63	57.53	61.87
1~29	37.89	26.81	23.9	21.59	19.86	19.08	17.91
30~59	16.97	14.65	12.14	10.5	9.05	8.33	7.52
60~89	12.11	10.8	8.09	6.76	5.73	5.25	4.59
90~149	8.43	7.71	5.5	4.5	3.59	3.26	2.81
150~179	5.75	5.52	3.81	3.25	2.53	2.28	1.88
180~249	4.19	4.19	3.03	2.59	2.02	1.88	1.48
250 及以上	4.81	4.92	3.61	3.16	2.59	2.4	1.93
農家成員數 (人)	101,324	399,482	432,597	624,560	497,525	305,112	218,003

資料來源：行政院主計總處 (2012)。

註 1：單位：%。

附錄三：農家成員依農家主要生產作物之全年主要工作狀況及農場內工作天數分配

農家成員依農家主要生產作物之全年主要工作狀況及農場內工作天數分配

時間配置	稻作	雜糧	特用作物	蔬菜	果樹	食用菌菇類	甘蔗	花卉	其他農作物
A. 全年主要工作狀況									
自營農牧業工作	18.86	26.99	24.82	27.27	27.28	51.79	25.31	37.65	24.26
受僱農牧業工作	0.46	0.81	1.20	0.71	0.91	0.54	0.75	0.56	1.05
自營農牧業外工作	6.43	6.53	7.19	5.89	6.63	2.99	7.93	5.43	8.27
受僱農牧業外工作	41.34	36.68	33.93	36.51	35.68	19.32	36.94	28.02	35.35
料理家務	13.86	12.2	11.61	11.83	11.24	7.25	11.29	9.93	12.25
求學及準備升學	8.81	6.85	8.37	8.33	8.58	10.25	8.30	10.96	9.78
退休	9.56	9.32	12.12	8.82	9.02	7.16	8.81	6.79	8.38
其他	0.68	0.62	0.77	0.65	0.66	0.70	0.67	0.67	0.67
B. 從事農場內工作天數									
0	48.24	37.65	41.35	39.64	35.28	25.87	41.58	34.24	44.47
1~29	27.48	21.19	27.01	19.43	19.93	11.72	20.13	14.62	19.66
30~59	10.75	13.56	9.79	12.07	13.10	9.10	13.12	10.30	11.51
60~89	6.34	9.85	5.97	8.78	9.56	5.29	8.56	7.92	7.78
90~149	3.13	7.13	5.03	6.66	7.10	5.24	6.17	7.08	5.36
150~179	1.75	4.27	3.98	4.57	5.67	6.81	3.65	6.83	3.79
180~249	1.20	3.15	3.21	4.05	4.08	11.35	2.79	7.48	3.01
250 及以上	1.11	3.20	3.67	4.79	5.27	24.63	4.00	11.52	4.41
農家成員數(人)	1,035,825	98,731	109,474	433,803	615,388	4,275	5,349	21,147	27,981

附錄三(續)

時間配置	牛	豬	其他家畜	雞	鴨	其他家禽	其他畜牧	其他
A. 全年主要工作狀況								
自營農牧業工作	48.55	43.43	36.47	44.6	36.4	46.69	46.18	0.09
受僱農牧業工作	0.39	0.34	0.57	0.39	0.35	0.61	1.36	0.6
自營農牧業外工作	2.79	4.07	5.44	4.38	11.64	5.34	2.83	8.71
受僱農牧業外工作	20.14	24.88	29.17	24.66	25.73	24.42	23.35	45.8
料理家務	10.4	10.86	11.44	9.9	10.99	9.39	11.41	13.21
求學及準備升學	11.12	10.18	9.72	10.13	8.31	8.1	8.9	8.57
退休	6.11	5.72	6.46	5.45	5.98	5.09	5.76	20.22
其他	0.51	0.52	0.73	0.5	0.6	0.37	0.21	2.8
B. 從事農場內工作天數								
0	32.27	33.19	37.3	32.15	29.91	30.92	28.17	87.24
1~29	11.12	12.74	13.94	13.83	15.32	11.96	14.76	11.82
30~59	6.89	7.99	8.85	7.91	11.04	8.1	8.06	0.84
60~89	6.32	6.84	7.36	7.25	10.61	6.69	6.91	0.02
90~149	8.24	7.31	7.32	7.27	10.64	9.39	9.84	0.02
150~179	7.91	7.26	6.03	7.9	7.66	10.18	8.17	0.01
180~249	9.08	9.08	5.67	9.26	7.01	10.43	9.42	0.01
250 及以上	18.16	15.58	13.53	14.43	7.81	12.33	14.66	0.04
農家成員數(人)	3,337	21,786	5,094	14,537	3,995	1,630	955	175,296

資料來源：行政院主計總處(2012)。

註1：單位：%。

Analysis of Human Capital and Time Allocation of Farm Households in Taiwan

Sheng-jiang Sheu^{*}, Heng-chi Lee^{**}, Ming-der Yang^{***}

Taiwan has experienced a rapidly shrinking and aging agricultural workforce in past two decades. The workforce employed in agriculture has dropped from 160 thousand in 1978 to 54 thousand in 2012. And, the proportion of farm workers aged more than 65 has nearly tripled from 6.6% in 1993 to 17.1% in 2012. However, the number of farm households has only declined slightly from 860 thousand in 1990 to 780 thousand in 2011 and during the same period the number of farm household members has only declined from 4.3 million to 3 million. Thus, understanding the farm households' stock of human capital and their behavior of time allocation becomes the first step to overcome the crisis of a disappearing agricultural sector. In this paper, we use the 2010 Census of Agricultural, Forestry, Fishery, and Husbandry (AFHH) to analyze the time allocation decision of farm household members. We develop a simple farm household model with heterogeneous skilled labor inputs and apply a multinomial logit model to estimate the time allocation of farm household members. The empirical results show that there is a mechanism of self-selection according to the level of human capital within farm households. A dichotomous time allocation is observed, that is educated workers allocated most of their time on off-farm work, while less educated workers allocated their time on farm work. The wage differential between skilled and less skilled workers from

* Associate Professor, National University of Kaohsiung.

** Corresponding Author, Assistant Professor, National Kaohsiung First University of Science and Technology. Contact Address: No.1, University Rd., Yanchao Dist., Kaohsiung City 824, Taiwan. Email: hlee@nkfust.edu.tw.

*** Ph.D. Student, National Kaohsiung First University of Science and Technology This research is funded by Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan (RES-102-03). The authors are grateful to two anonymous referees for their constructive suggestions and for their proposed corrections. The authors take the responsibility for all the mistakes in the article.

off-farm work is much higher than the difference in marginal return from farm production. The relative high return of skilled workers from the off-farm work may be the major reason of the dichotomous time allocation between educated and less educated workers. In addition, the farm size is an important factor that affects the time allocation. An expansion in the cultivated land will increase the days of work on farm and reduce the probability of off-farm employment.

Keywords: *Human Capital, Time Allocation, Aging Labor Force of Farm Household*