

新農保對中國農村中老年人人口勞動供給之影響—CHARLS 全國基線數據之實證*

黃芳玫**、葉小婉***

摘要

本研究利用中國健康與養老追蹤調查 (China health and retirement longitudinal study, CHARLS) 2011 全國基線數據從勞動供給角度切入，對 2009 年開始在農村地區實施的新型農村社會養老保險 (簡稱「新農保」) 的政策效果進行評估，探討新農保對農村中老年人勞動參與及工作時間之影響效果。在控制新農保和勞動供給的內生性下，實證結果顯示，新農保對農村中老年人的勞動供給產生了排擠效果，顯著減少中老年人的工作時間，但是對於中老年人的勞動參與沒有顯著的影響。參加新農保的中老年人比沒有參加新農保的中老年人年工作時間減少 161 個小時，對於有工作者平均減少 82 個年工作小時，對 60 歲以上老年人減少其工作時間的幅度更大更顯著。同時，新農保對農村老年人的勞動參

* 作者感謝編輯委員與兩位匿名審查委員所提供之寶貴意見與建議，使本文更趨嚴謹。感謝科技部計畫 (MOST:108-2410-H-002-015-MY2) 提供財務資源。本篇論文若有任何錯誤，當屬作者之責任。

** 國立台灣大學農業經濟系副教授，本文通訊作者，電話：(02)33662650，Email：fmhuang@ntu.edu.tw。

*** 國立台灣大學農業經濟系碩士生。

與及工作時間之影響有延後現象，參保時間越久，對勞動供給的排擠效果越明顯。此外，對於男性、健康狀況較差，家庭經濟狀況較不好者，新農保對其工作時間的排擠效果更為明顯。

關鍵詞：老齡化、新農保、勞動參與、工作時間

JEL 分類代號：J16、J24、J31

新農保對中國農村中老年人口勞動供給之影響—CHARLS 全國基線數據之實證

黃芳玫、葉小婉

壹、前言

作為世界人口第一大國，中國正面臨日益嚴峻的人口老化問題。在日益增加的老齡人口中，70% 來自於農村，農村老年人口的養老問題成爲一大挑戰。2009 年開始在農村地區實施的新型農村社會養老保險（簡稱「新農保」）政策目的在填補中國農村長久以來養老保障的缺口，然而，此政策究竟改善多少農村老年人口的福祉依然有待評估。鑒此，本研究利用中國健康與養老追蹤調查（China health and retirement longitudinal study, CHARLS）2011 全國基線數據從勞動供給角度切入，對 2009 年開始的「新農保」政策效果進行評估，探討新農保對農村中老年勞動參與及工作時間之影響效果。

人口老化已成爲一個全球普遍關注的問題。中國是世界人口第一大國，同時也是世界上老齡人口規模最大，老齡化速度最快的國家之一¹。根據 2010 年第六次中國人口普

¹ 世界衛生組織（World Health Organization, WHO）以及西方一些已開發國家對老年人的定義爲 60 周歲以上的人群，中華人民共和國老年人權益保障法第二條規定：「本法所稱老年人是指 60 周歲以上的公民」；對中年人的年齡界定則爲 45 至 59 周歲年紀的人。根據聯合國世界衛生組織定義，當一個國家或地區 60 歲以上老年人口占人口總數的 10%，或 65 歲以上老年人口占人口總數的 7%，即意味著這個國家或地區進入老齡化社會。

查數據顯示，截至 2010 年，中國 60 歲以上人口占總人口的比例為 13.26%，65 歲以上人口占 8.87%，根據聯合國 2011 年預測，到 2050 年，中國 60 歲以上的老年人占總人口的比重將增至 32.8%，80 歲以上的高齡老年人口比例將達到 6.5%，同時，人口之中位數年齡在 1980 年僅為 22.1 歲，到 2050 年將會變成 46.3 歲 (United Nations, Department of Economic and Social Affairs, 2011)。

中國老齡化問題面臨的最大挑戰在農村，這不僅是因為 70% 的老年人口為農村人口 (Yang et al., 2010)，還因為農村薄弱的養老保障體系。除了預期壽命延長和生育率下降這兩個導致人口老齡化的普遍因素外，在於城市化推動下大量年輕農村人口向城市遷移，農村的青壯年人口流向城市，被留守在農村的老年人成了農村人口的主體。同時，隨著計劃生育政策的推行和城市化推動下的人口流動，家庭的子女減少、家庭功能減弱和「以孝為先」的傳統思想觀念發生本質上的改變。在工業化過程中，由於子代能獲得更多更先進的生產技術和更高的收入，使其對父輩的依賴性降低，傳統社會中父輩高高在上的地位不復存在，進而影響到孩子對父輩的供養 (Goode, 1970)。儘管子女供養仍然是當前農村老年人重要的經濟來源之一，但其重要性卻發生了變化 (張文范與王義才，2000；Shen et al., 2012)。

由於經濟水平低下，加之家庭養老保障體系的質變，對於中國的絕大多數農村老年人，繼續勞動來養活自己是他們主要的養老方式 (張文娟，2010)。Davis-Friedmann (1991) 將此稱為「不停止的勞作」(ceaseless toil)，指的是沒有固定退休年齡，一直工作下去直到身體不再允許的勞動供給行為。此現象被 Pang et al. (2003, 2004) 稱為農村老年人口「活到老勞動到老」的勞動供給特點。圖 1 顯示 2010 年中國農村和城市的勞動供給狀況，我們可以發現，農村的勞動參與水平在各個年齡層都顯著高於城市，而最大的差距在老年階段，在 50 歲時，當城市人口開始大量退休，農村人口卻依然還有高於 90% 的勞動參與率，在 68 歲之前的任何一個年齡農村老年人口的勞動參與率均高於 50%，75 歲以上的人口也還有 10% 的人在繼續工作 (Giles et al., 2011)。

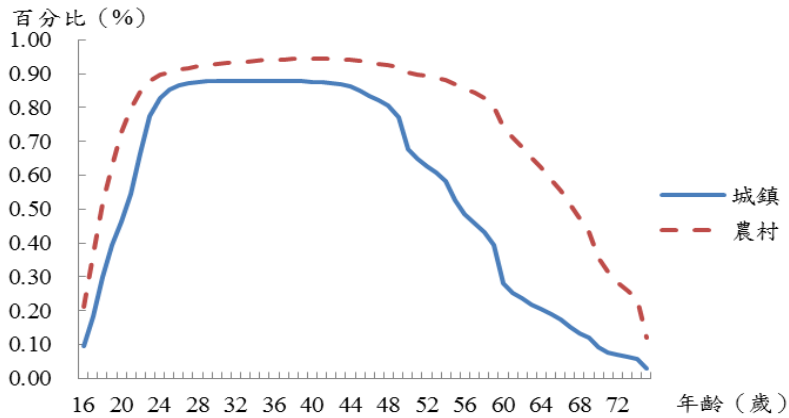


圖 1 2010 年中國農村和城市勞動參與率之比較

資料來源：2010 年中國第六次人口普查資料整理，中華人民共和國國家統計局，取自 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/6rp/indexch.htm>，檢索日期：2013/9/20。

為解決農村居民日益嚴重的養老問題，中國政府在 2009 年 9 月 1 日頒佈了「國務院關於開展新型農村養老保險試點的指導意見」，在全中國 10% 的縣市展開「新農保」的試點工作，計劃在 2020 年之前實現對全體農民實施新農保的目標。新農保自 2009 年試點以來，在全國發展非常迅速，2011 年擴展到全國 60% 的縣；截至到 2011 年底，全中國參加新農保的人數已達 3.26 億人，參保率迅速上升至 49.72%，實際領取養老金的人數近 9,000 萬人，累計基金餘額達 1,199.18 億元²。對於生活水平低下，長期缺乏社會保障的農村地區，新農保是繼新型農村合作醫療之後的又一重大改革，被寄予能夠改變農村「老無所養」局面的厚望，引起了眾多的關注與討論。現有的研究主要集中在新農保參保意願和影響因素（張朝華，2010；穆懷中與閻琳琳，2012；吳玉鋒，2011；郝金磊與賈金榮，2011），新農保制度介紹（林義，2009；李冬研，2011；鄧大松與薛惠元，2010a；

² 參見各年份「中國統計年鑑」，中華人民共和國國家統計局，取自 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsjs>，檢索日期：2013/10/03。

Shen and Williamson, 2010), 財政可持續能力 (鄧大松與薛惠元, 2010b; 米紅與王鵬, 2010; 薛惠元與張德民, 2010) 以及家庭代間轉移 (陳華帥與曾毅, 2013; 張川川與陳斌開, 2014; 馬光榮與周廣肅, 2014) 等方面。針對新農保對中國農村勞動供給之影響, Ning et al. (2016) 發現新農保政策並無其政策效果, 新農保無法顯著地降低中國農村老年人口的勞動供給。相對地, Chen et al. (2015) 發現新農保政策會增加中國農村老年人 15% 退休機率, Shu (2018) 則發現新農保會增加 25% (隨機效果模型)、34% (固定效果模型) 的退休機率。本研究採用 CHARLS 2011 全國基線調查數據, 並利用工具變數處理參保行為之內生性, 探討新農保對中國農村老年人勞動供給之影響。

本研究之貢獻主要在以下三方面：第一、本研究採用全國基線調查之第一年資料保留了 55% 之全體原始樣本, 刪除之樣本主要為不適用新農保之非農村戶口, 本研究樣本呈現全國代表性農村樣本。Chen et al. (2015) 與 Ning et al. (2016) 在使用 regression discontinuity 之設計方式下只保留了 20% 之全體原始樣本; Shu (2018) 採用 2011 與 2013 年追蹤調查之串聯資料, 串聯的資料在篩選兩年皆有回答以及兩年所有變數皆無遺失值之樣本下亦只保留了 30% 之全體原始樣本。此 20% 或 30% 之樣本很容易失去全國之代表性, 其中農村樣本的流失高於非農村樣本的流失 (attrition), 造成農村樣本的全國代表性不足 (詳細樣本流失在下節中討論)。第二、本研究控制了家庭經濟財富變數：「子女經濟支持」、「家庭儲蓄」、「自有住宅價值」。在研究老年人勞動供給行為之研究中皆發現個人或家庭的財富 (包括年金收入與個人或家庭財富) 以及個人健康狀況為兩大重要影響老年勞動供給行為之因子, 在中國社會子女經濟支持亦是影響老年人勞動供給行為之重要因子, 同時, 這些家庭經濟財富因子亦會顯著影響其是否參加年金保險制度與保險金額。第三、新農保從 2009 年開始實施, 本研究納入加入新農保的時點對於勞動供給之影響, 並發現越早加入新農保降低其勞動供給之效果越大也越顯著。

本研究內容主要分為六節：第二節為文獻回顧與中國養老保險制度的整理與介紹, 瞭解政策的歷史發展, 制度規則, 適用對象, 金額水平以及實施現狀, 為後文的實證研究提供政策依據。第三節為資料介紹, 詳述本研究所使用之資料內容, 並進一步說明變

數生成以及敘述統計分析。第四節為實證模型介紹。第五節呈現本研究的實證結果並進行具體的分析，瞭解新農保政策對農村中老年人勞動供給的影響。第六節為結論與建議。

貳、文獻回顧與中國養老保險制度

一、文獻回顧

美國社會養老保險制度始於1935年，從70年代後期到80年代，美國養老金制度經歷了幾次改革，改革的主要內容包括降低養老金收入，延長退休年齡，增加對延遲退休的激勵等 (Blau and Goodstein, 2010)。養老金制度的變化被認為是老年人勞動參與變化的重要原因之一 (Samwick, 1998; Vanderhart, 2003; Mosisa and Hipple, 2006)，但究竟養老金制度怎樣影響老年人的勞動供給，在多大程度上能解釋老年人勞動供給的變化，結論存在很大的差異。60~70年代，美國根據通貨膨脹率對養老金替代率進行調整，使實際的養老金水平顯著提高，Hurd and Boskin (1984)、Samwick (1998) 及 Vanderhart (2003) 皆認為，美國1970~1972年間養老金收益的增加及戰後早期養老金制度覆蓋率的擴大，解釋了大部分的1969~1973年男性老年人口勞動參與率的下降之原因。而1977年通過的修正案停止了養老金收益快速增加的趨勢，減緩了勞動供給率下降的趨勢。Vere (2011) 透過對美國1992~2006年健康與養老調查 (health retirement study, HRS) 的追蹤資料數據發現，養老金收入和老年人的勞動供給之間存在顯著的負向關係，養老金收入的勞動供給彈性大大高於預期值。

然而，亦有許多的學者指出，60年代到90年代中期勞動參與率下降的主要原因並不一定是養老金的變化，很可能是其他的原因，例如：Burtless (1986), Burtless and Moffitt (1984), Blau (1994), Krueger and Pischke (1992) 及 Lee (1998)。Blau and Goodstein (2010)

利用 1962~2005 年長時間的資料，得到的結果是：養老金變化並不是美國從 60 年代到 80 年代男性老年人口勞動參與率下降的主要原因，養老金只解釋了 16% 勞動參與率的下降。

近期的研究則指出，勞動參與決策與養老金方案的選擇可能存在內生性，個人看不見的偏好既會影響其工資收入、工作類型、退休計劃，也會影響其對養老金方案的選擇，若不對這些看不見的偏好加以控制則會導致退休行為與養老金之關係的估計產生偏誤。同時，勞動提供者除橫向比較本期保險金收入可能對本期勞動供給之影響外，也同步考慮本期及下期保險金收入對下期勞動供給之影響，因而再回饋最終如何決定本期勞動供給的數量之動態影響，若無控制保險金收入勞動供給之動態影響則會導致退休行為與養老金之關係的估計產生偏誤。為控制勞動參與決策與養老金方案的選擇之內生性問題，Chan and Stevens (2004) 運用 HRS 追蹤資料研究預期退休時間與養老金之間的關係，結果顯示，老年人確實會根據養老金的變化或對養老金的瞭解而對預期退休時間做出顯著的反應，然其影響的幅度卻幾乎只有沒有控制個體偏好情況下的數值的一半。因此，作者認為以往沒有處理退休決策和養老金方案選擇的內生性之文獻高估養老金的影響。

西歐國家有著最為健全的社會保障體系和歷史悠久的養老金制度，同時，也是老齡化程度最嚴重的國家之一，由此引起的老年人勞動供給以及社會保障的財政支付能力問題引起了廣泛的關注。Börsch-Supan and Schnabel (1998) 發現德國的養老金制度缺乏精算上的公平，老年人提早退休比按照法定退休年齡退休或延遲退休更有利，這是老年人勞動參與率低的重要原因。荷蘭的老年男性勞動參與率從 1960 年代開始也經歷了三十多年的連續下降，Kapteyn and de Vos (1998) 對荷蘭社會保障制度（包括福利金、失業保險、殘疾保險、提早退休金、養老金等）進行了分析，指出老年人有資格申請的各種社會福利是勞動供給水平不斷下降的重要原因。英國亦得出相同的結論，不同的是，英國最主要的保險是私人養老保險而非社會養老保險，私人保險可觀的養老金收益，使大部份的老年人提早退休或按時退休，很少延遲退休(Blundell and Johnson, 1998)。

與已開發國家豐富的研究成果形成鮮明對比的是，開發中國家關於養老保險對勞動

供給影響研究不足，而養老保險體系的缺乏或不完善是其中重要的原因。De-Carvalho-Filho (2008) 是少數研究開發中國家養老金對農村老年人勞動供給的文章。他利用 1991 年智利農村養老金制度改革這一天然的實驗，發現降低可以領取養老金的法定年齡、提高養老金收益、擴展養老金的覆蓋人群等措施減少了智利農村老年人勞動參與及每週工作的小時數。與已開發國家不同的是，智利農村養老金不需要進行經濟情況調查，不需要退休，只要達到規定的年齡就可以領取養老金，養老金對勞動參與的影響是所得效應，而不是所得效應和替代效應的綜合影響。

中國的社會保險體系有一個重要的特點，即城市和農村的雙軌制 (Hussain, 1994)，表現在退休制度和養老金制度上的差異為：城市勞動者一般參加城鎮職工基本養老保險，在達到法定年齡後退休，按月領取養老金。而中國農村居民一般從事農業、自我僱傭或非正式僱傭等工作，在新農保實施之前，中國農村的養老保險長期處於變化以及幾乎缺失的狀態，沒有法定退休年齡，沒有養老金，因此，很少文獻對養老保險和農村老年人勞動供給進行系統的研究 (張文娟，2010)。

新農保政策為研究養老保險對中國農村老年人勞動參與的影響提供了天然的實驗。程令國等 (2013) 主要研究新農保對老年人對子女的依賴程度、社會正式照料需求、居住安排等養老模式的影響。研究結果顯示，新農保降低了老年人在經濟來源和照料方面對子女的依賴，增加了老年人對社會正式照料的需求。陳帥華與曾毅 (2013) 與張川川與陳斌開 (2014) 發現新農保對家庭代間經濟支持具有明顯的排擠效果，「社會養老」對傳統「家庭養老」存在一定程度的替代，但當前效果有限。馬光榮與周廣肅 (2014) 發現新農保顯著降低了 60 歲以上老人的儲蓄率。

Chen et al. (2015)、Ning et al. (2016) 及 Shu (2018) 是少數從勞動供給的角度來評估新農保的政策效果的研究，此三篇論文與本研究皆使用「中國健康與養老追蹤調查」(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS) 調查資料，此調查包括 28 省、10250 家庭、17500 個人。Ning et al. (2016) 及 Chen et al. (2015) 論文採用 regression discontinuity 以及 difference-in-differences 之設計方式與估計方法來處理新農保參與行為

之內生性，Chen et al. (2015) 採用 2011 全國基線資料，Ning et al. (2016) 則合併 2011 與 2013 兩年之橫斷面資料 (Pooled cross-sectional 資料) 以擴大樣本數，由於此二篇論文使用 regression discontinuity 之設計方式與估計方法，此估計方法主要利用所有新農保之參與者在滿 60 歲時可以開始領取新農保年金之政策事實，針對 60 歲此一時點前後勞動供給之改變進行分析，因此此二論文之樣本限定於有實施新農保之地區以及 60 歲前後歲數之樣本 (例如：Ning et al. (2016) 採用新農保實施地區之 50 歲到 70 歲之樣本)，因此兩篇文章所使用的樣本皆非常少，Ning et al. (2016) 雖然合併了兩年的橫斷面資料，然而其所用之樣本只有全體樣本之 20%。Shu (2018) 與本研究皆採用工具變數方法來處理新農保參與行為之內生性問題，Shu (2018) 採用 2011 與 2013 年追蹤調查之串聯資料，利用此串聯資料可以控制個人觀察不到之個人固定效果 (individual fixed effect)。但是，由於長期追蹤調查資料容易有樣本流失問題 (attrition bias)，串聯的資料在篩選兩年皆有回答以及兩年所有解釋變數皆無遺失值之樣本，遺失大量樣本，因此，Shu (2018) 所使用的兩年樣本數為 10428 亦即一年為 5214 樣本，為原始樣本之 30%，損失了 70% 的樣本，其中農村樣本的流失高於非農村樣本的流失，樣本的流失 (attrition) 造成農村樣本的全國代表性不足。

二、中國養老保險制度

當前中國的養老保險體系主要包括城鎮職工基本養老保險、機關事業單位養老保險、2011 年開始試點的城鎮居民社會養老保險以及 2009 年開始實施的新型農村社會養老保險 (簡稱「新農保」)³。前兩者與僱傭相關，只有工作的人才資格參加；後兩者是普

³ 1951 年中國在城市初次建立養老保險制度，最早的養老保險僅覆蓋到城市的公共部門和國有企業，養老金替代率達到 75% 到 90%，主要是以企業為單位的現收現付制度。由於當時年輕的人口結構，且受到計劃經濟的支持，該制度運行有效。改革開放之後，隨著市場經濟的發展，原有的以企業為單位的現收現付制逐漸變得不可持續 (Feng et

惠型的社會保險制度 (參見表 1)。

城鎮職工基本養老保險是中國最主要的養老保險制度。參保人在工作期間按月工資的 8% 進行繳費，達到法定退休年齡之後按月領取退休金。城鎮職工養老保險參保範圍涵蓋國有企業、城鎮集體企業、外商投資企業、私營企業和個體工商戶的就業人員。養老金主要由三部份構成：基礎養老金、個人帳戶養老金和過渡性養老金。

機關事業單位養老保險是針對政府和事業單位工作人員的養老保險，實行社會統籌與個人帳戶相結合的基本養老保險制度。基本養老保險費由單位和個人共同負擔。單位

表 1 四種養老保險制度的比較

養老保險類別	參保對象	戶籍	養老金替代率
城鎮職工基本養老保險	企業就業人員	沒有戶籍限制	40%-50% (褚福靈，2004)
機關事業單位養老保險	政府和事業就業人員	城鎮戶籍	100%左右
新型農村社會養老保險	年滿 16 週歲未參加城鎮職工基本養老保險的人	農村戶籍	15%-30% (鄧大松與薛惠元，2010b；梁平等，2012)
城鎮居民社會養老保險	年滿 16 週歲非工作人口	城鎮戶籍	15-30% (梁平等，2012)

al., 2011)。一方面，舊企業的養老保險負擔變得越來越重，難以與新的企業展開競爭；另一方面，以企業為單位的養老保險制度也阻礙了人員的流動，不利於市場經濟的發展。80 年代後期開始到 90 年代，城市的養老保險體系經歷了一系列的改革，包括將統籌單位由縣上升為市，將養老保險覆蓋範圍擴大到國有企業以外的其他類型企業，改變養老金的管理機構等。最大的改革是 1997 年中國政府頒佈「關於建立統一的企業職工基本養老保險制度的決定」，將原來現收現付制度轉變為包括國家基本養老金、個人帳戶和企業補充養老金三個部分的多支柱型養老系統。在新的制度下，國家基本養老金和個人帳戶相加的養老金替代率為 58.5% (Feng et al., 2011)。2010 年中國第六次人口普查指出，超過半數的 60 歲及以上的城市老年人口，養老金是他們的主要收入來源。

繳納基本養老保險費 (以下簡稱單位繳費) 的比例為本單位工資總額的 20%，個人繳納基本養老保險費 (以下簡稱個人繳費) 的比例為本人繳費工資的 8%，由單位代扣。按本人繳費工資 8% 的數額建立基本養老保險個人賬戶，全部由個人繳費形成。個人工資超過當地上年度在崗職工平均工資 300% 以上的部分，不計入個人繳費工資基數；低於當地上年度在崗職工平均工資 60% 的，按當地在崗職工平均工資的 60% 計算個人繳費工資基數。

2011 年開始在部份地區試點實施城鎮居民社會養老保險制度，此制度與新農保制度類似，不同的是它是針對城鎮戶籍非工作人口的保險制度。城鎮居民社會養老保險由個人帳戶養老金和基礎養老金兩部份構成，個人帳戶養老金由個人繳費和政府補貼的積累額決定，基礎養老金則由政府全額支付。為推進城鄉一體化，部份地區將城鎮居民社會養老保險和新農保統籌安排，合併實施，統稱為城鄉居民社會養老保險。

三、新農保制度

新農保是一項針對年滿 16 周歲 (不含在校學生)、未參加城鎮職工基本養老保險的農村戶籍人口的養老保險制度，是一志願性參保的社會保險制度。無論是否工作，投保農民在年滿 60 週歲之後便可以領取養老金，也不需要通過經濟收入測試 (earnings test)。

中國政府對投保農民實行補貼是新農保與以往農村保險制度 (老農保) 最大的區別 (鄧大松與薛惠元，2010a)⁴，被認為是繼取消農業稅、農業直接補貼政策以及農村新型醫

⁴ 中國農村的養老保險體系很長時間處於真空的狀態。在家庭聯產承包責任制改革之前，農業生產合作社是農民勞動的基本單位。農民在農村集體中活到老，勞動到老，老了則由家庭成員贍養。80 年代以來，隨著家庭聯產承包責任制在全國範圍內的實施，無論是就業、收入還是養老，農民都需要自己對自己負責，而無法依靠集體提供保障，社會性的養老保險體系越來越被農村所需要。1986 年，農村養老保險制度 (簡稱「老農保」) 在少數幾個經濟較為發達的省份試行。1992 年這一制度在全國範圍內推行。

療保險以後又一項重大的政策。從原有依賴農民個人帳戶積累的方式變成基本養老金和個人帳戶相結合的普惠式養老金。圖 2 顯示了新農保養老金的構成，養老金採用「基礎養老金+個人帳戶」的模式。中央政府確定的基礎養老金最低標準為每人每月 55 元，投保人在達到領取養老金年齡後每年能拿到最低的基礎養老金為 660 元。在全國統一的最低基礎養老金標準之上，地方政府可以根據實際情況提高基礎養老金的標準，對於長期繳費的農村居民，也可考慮適當加發基礎養老金，作為激勵，提高和加發部份的養老金由地方政府支出。全國統一的基礎養老金最低標準也會根據經濟發展和物價變動等情況做調整。

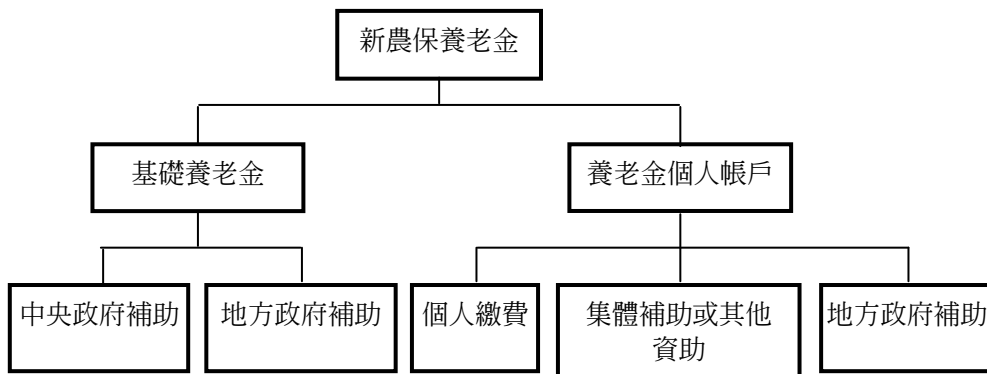


圖 2 新農保養老金構成

在老農保開始初期，農民參保積極踴躍，在政府政策的支持下，老農保實行個人帳戶積累為主，集體補助為輔的籌資方式。然而，隨著集體經濟發展停滯，難以實現對農民的補助，個人繳費成為老農保唯一的資金來源，加之 1996 年以來銀行利息的連續下調，使個人帳戶的收益率遠遠低於政府當時的承諾，許多農民紛紛退保或停止繼續繳費，1997 年 7 月，政府明確叫停老農保的進一步推行。基金管理不善、保險覆蓋率低，繳費水平低導致了老農保的失敗，但更根本的原因還是政府不願意為農村建立養老保險體系提供資金支持 (Wang, 2006)。

個人帳戶的資金來源主要是個人繳費，集體補助及其他經濟組織、社會公益組織、個人對參保人繳費的資助以及地方政府對參保人的繳費補貼。中央政府設定統一的個人繳費標準為每年 100 元、200 元、300 元、400 元、500 元 5 個檔次，但也規定各地可以根據自身的實際情況提高繳費檔次。在不同的計費檔次之間，採取多繳多得的原則，鼓勵農民選擇更高的繳費檔次進行投保。地方政府對農民個人帳戶的補助標準不低於每人每年 30 元，具體各個地方的補貼標準則可根據各地的財政情況確定。個人帳戶儲存額參考每年中國人民銀行公佈的金融機構人民幣一年期存款利率計息，進行累計。

養老金待遇領取年齡為 60 歲，當投保人達到養老金領取年齡時，可以按月領取養老金。根據投保人繳費的年限，可以分為以下三種情況：(1) 對於新農保制度實施時，已年滿 60 歲、未享受城鎮職工基本養老保險待遇的農民，不用繳費便可以按月領取基礎養老金，但其符合參保條件的子女應當參保繳費；(2) 對於 45 歲以上，距領取年齡不足 15 年的農民，應按年繳費，也允許補繳，但累計繳費不超過 15 年；(3) 對於小於 45 歲，距領取年齡超過 15 年的農民，應按年繳費，累計繳費不少於 15 年 (參見表 2)。

由於中央政府對新農保只確定了基本原則和最低標準，新農保基本上以縣市為單位進行統籌 (林全玲，2010)。由於每個地區的經濟發展水平和政府財政能力有差異，不同縣市在基礎養老金、個人帳戶補貼、繳費檔次、個人帳戶計發係數，甚至是領取待遇年齡方面都可能存在不同的規定。

表2 新農保制度概況

項 目	具體內容
對 象	年滿 16 歲 (不含在校學生), 未參加城鎮職工基本養老保險的農村居民可投保, 年滿 60 周歲農民即領取養老金。
繳費方式	<p>個人帳戶</p> <p>地方政府: 補貼標準 \geq 每人 30 元/年, 根據地方政府財政狀況增加, 對選擇較高繳費檔次投保人, 政府增加補貼給予鼓勵; 對農村重度殘疾等繳費困難群體, 代繳養老保險費 = 每人 100 元/年。</p> <p>農村集體: 根據集體經濟狀況自行確定補助標準。</p> <p>個人繳費: 全國統一的個人繳費標準為為每年 100 元、200 元、300 元、400 元、500 元 5 個檔次, 地方可以根據自身實際情況提高繳費檔次。</p>
支付方式	<p>基礎養老金</p> <p>基礎養老金最低標準為每人每月 55 元。</p> <p>中央政府: 補助中西部地區每人 55 元/月; 補助東部地區每人 27.5 元/月。</p> <p>地方政府: 補助中西部地區 \geq 每人 0 元/月; 補助東部地區 \geq 每人 27.5 元/月。可根據實際情況增加基礎養老金標準, 可對長期繳費農村居民加發基礎養老金。</p>
	<p>個人帳戶</p> <p>個人帳戶全部儲蓄額除以 139 (與現行城鎮職工基本養老保險個人帳戶養老金計發係數相同)。</p>

資料來源：國務院 (2009)。

參、資料介紹

一、資料來源

本研究使用資料來自北京大學國家發展研究院主持，北京大學社會科學調查中心執行的「中國健康與養老追蹤調查」(China health and retirement longitudinal study, CHARLS)。中國健康與養老追蹤調查是一主要針對中國中老年人人口的調查，在全國範圍內隨機抽取 45 歲及以上的家庭中老年人人口，每兩年進行一次追蹤，內容涵蓋健康、醫療、工作、養老、收支、資產等諸多方面，是一全面反映中國中老年人人口現狀的大型數據，是中國人口老齡化研究最權威的數據來源之一⁵。

本研究採用 2011 年全國基線調查數據，利用充足的樣本資料來提高估計結果準確性是本研究採用全國橫斷面資料的重要原因。CHARLS2011 年全國基線調查開始於 2011 年，之後每兩年追蹤一次。2011 年全國基線調查為全國性代表樣本，在中國全國 28 個省(自治區、直轄市)，150 個縣區，450 個村⁶、居⁷展開，所有的樣本透過四個階段的抽樣

⁵ 與中國健康與養老追蹤調查相類似的調查有美國健康與養老調查 (health and retirement study, HRS)，英國老年人追蹤調查 (English longitudinal study of aging, ELSA)，歐洲大陸 19 個國家的歐洲健康、養老和退休調查 (survey of health, aging and retirement in Europe, SHARE) 等。

⁶ 中國大陸地方行政體系中最小的自治單位，是農村地區的基本行政單位。

⁷ 中國大陸城市地區的最小行政單位。

所產生⁸，共收集到 10,257 個家庭樣本和 17,780 個個體樣本。刪除性別、戶口和居住地缺失的樣本，共有 17,587 個個體樣本。樣本的城鄉比例大致如下：以居住地劃分，59.6% 的個體樣本居住在農村，40.4% 的個體樣本在城市；以戶口劃分，77.98% 的個體樣本為農村戶口，22.02% 的個體樣本為非農村戶口⁹。表 3 呈現 CHARLS2011 全國基線調查樣本的年齡構成和性別構成與中國第六次人口普查基本一致，可以認為，CHARLS2011 全國基線調查數據基本能夠代表中國的整體狀況。

⁸ 首先是縣級抽樣。除西藏外，全國所有的縣區按照省份排序（根據中國國家統計局對省級地區的分類和排序），在同一省內按照城市和農村排序，在城市和農村類別中分別按照人均 GDP 進行排序，然後按照 PPS (probability proportional to size) 的方法隨機選取 150 個縣區樣本。第二層級的抽樣是村、居抽樣。每個縣區選取三個村、居樣本，共 450 個村、居樣本。抽樣方法是與縣區抽樣方法類似的 PPS 抽樣方法。第三層級的抽樣為家戶抽樣。每個村、居的目標樣本為 24 戶。對於每個村居樣本，調查團隊以 Google Earth 作為底圖，利用 GPS 對該村、居範圍內的所有建築物進行拍照和定位，繪製出該地區所有的住宅建築，集體性住處如學校、宿舍、養老院等排除在外，然後利用 CHARLS-GIS 軟件在每個村、居隨機抽取 80 戶，收集這 80 戶的相關信息，計算出適齡率和空戶率等指標，從而再次計算每個村居需要抽取的樣本數量。某些住宅有多個家戶住在一起，在這種情況下則隨機選擇有適齡受訪者的家戶進行調查。由於每個樣本框中住戶是否有人在、是否有適齡受訪者、是否願意參與調查不同，因此每個村、居最終收集到的家戶樣本也不一樣。第四層級的抽樣為個人抽樣。在每個抽樣的家戶中會有一個簡短的過濾問卷來確認家戶中是否有 45 歲及以上的適齡受訪者。如果有多個適齡受訪者則隨機抽取一個。一旦被選為受訪者，其配偶也自動成為受訪者，不管其年齡是否在 45 歲及以上。

⁹ 調查抽取的家戶樣本共計 23,422 戶，其中 4,341 戶住房無人居住，6,342 戶家庭沒有 45 歲及以上的適齡成員，在有適齡成員的家庭中，2,483 戶無法取得聯繫或無應答，無法取得聯繫的占 8.2%，拒絕回答的占 8.8%，還有其他無應答的有 2.5%，最後共取得 10,257 份家戶數據和 17,708 份個人數據。

表 3 CHARLS2011 和中國第六次人口普查性別及年齡分佈之比較 單位：%

年齡	CHARLS2011 全國基線調查			2010 中國第六次人口普查		
	總樣本	男性	女性	總樣本	男性	女性
總計	100.00	48.60	51.40	100.00	50.1	49.9
45-49	20.84	44.96	55.04	23.8	50.9	49.1
50-54	15.36	50.47	49.53	17.8	51.3	48.7
55-59	20.86	48.81	51.19	18.3	50.5	49.5
60-64	16.99	48.82	51.18	13.2	50.9	49.1
65-69	10.68	50.87	49.13	9.3	50.5	49.5
70+	15.27	49.60	50.40	17.6	46.9	53.1

資料來源：CHARLS2011 全國基線調查與中國第六次人口普查數據。

2011 年全國基線調查數據包括社區、家庭和個人三個層面的信息，第一層面為以村居為調查單位的社區概況，共計 454 個社區，問卷主要涵蓋社區經濟、社會和政策三個方面。第二層面為以家戶為調查單位的家庭狀況，內容涵蓋了家庭基本信息，家庭成員信息，家庭收入和支出，家庭資產，住房特徵等內容。第三層面為以家中滿 45 歲以上人口及其配偶為單位的個人資料，個人問卷包括個人基本信息，個人健康狀況和功能，醫療保健與保險，工作、退休與養老金，個人收入、支出與資產以及健康體檢報告等內容。

由於，只有農村戶口的居民才有資格加入新農保，因此，本研究只留下戶口類型為農村戶口的樣本，刪除城市戶口、統一居民戶口¹⁰、沒有戶口及戶口類型缺失的樣本（共計 4,011 個樣本）、刪除年齡在 45 歲以下的樣本（共計 368 個樣本）以及年齡在 90 歲以上

¹⁰ 統一居民戶口指的是部份地區為逐步取消農業戶口和非農業戶口的二元戶口性質，實現公民身份的平等而建立的城鄉統一的戶籍管理制度。

在對新農保變數內生性檢定過程中，本文採用該社區是否實施新農保政策以及當地對新農保的補貼作為新農保的工具變數，這兩個工具變數有效的前提是受訪者的戶口在其居住地。

的樣本 (共計 20 個樣本)、刪除有參加政府或事業單位養老保險，企業基本養老保險，農村養老保險 (即老農保) 和商業保險的樣本 (共計 1288 個樣本)、刪除從未工作樣本 (218 個樣本)、以及刪除現居住地和戶口所在地不一致的樣本 (共計 849 個)¹¹。最後，我們共獲得 9703 個個體樣本。

二、變數及描述性統計分析

本文主要研究新農保對農村中老年人勞動供給的影響，我們從兩方面衡量勞動供給，分別是否參與勞動和工作時間。勞動參與包括正在工作的人，以及當前沒有工作但是正在尋找工作的人。如果受訪者在過去一年從事 10 天以上的農業生產經營活動、過去一週至少工作 (非農工作) 一個小時、正處於放假或在職培訓且表示能夠在確定的時間或 6 個月以內回到原來工作崗位，我們將其視為正在工作。如果當前沒有工作，但過去一個月找過工作的受訪者，我們將其視為失業人口，也計入勞動參與人口。勞動參與變數為虛擬變數，勞動參與=1 表示有勞動參與行為，0 表示沒有勞動參與行為。工作時間變數上，對於每項工作，問卷中有提問「過去一年工作幾個月」、「一般每週工作多少天」、「一般每天工作幾個小時」。綜合以上三個問題的回答，每項工作的年工作時間 = 4.2 × 過去一年工作月數 × 一般每週工作天數 × 一般每天工作小時數。本研究的年工作時間為各項工作的年工作時間之加總。對於當前沒有工作的人，工作時間記為 0。

新農保是本研究主要關注的自變數。根據受訪者「是否參加了新農保？」的回答，我們定義新農保為一個虛擬變數，新農保=1 表示受訪者有參加新農保，新農保=0 表示沒有參加新農保。由於某些地區實施城鄉統籌，將新農保和城鎮居民基本養老保險進行合

¹¹ 「中國健康與養老追蹤調查」為一針對中國 45 歲以上之中老年人口所做的全國性樣本的追蹤調查，因此，本研究之樣本應不包括 45 歲以下之人口。刪除 90 歲以上之樣本的最主要理由為 90 歲以上樣本數非常少，同時其勞動供給行為為非典型的勞動供給，其體力已無法從事傳統的農業生產，因此本研究刪除 90 歲以上的樣本。

併，統稱為城鄉居民基本養老保險，因此對於參保時間在 2009 年之後，且表示參加了城鄉居民基本養老保險的農村中老年人，我們也認為其參加了新農保。由於不同年份參加之新農保對勞動供給可能有不同的影響，本研究根據參保年份用虛擬變數定義新農保的參加狀況，分別是沒有參保、2008 年參加新農保、2009 年參加新農保、2010 年參加新農保和 2011 年參加新農保。其他自變數之採用則參考文獻及 CHARLS2011 調查資料。

表 4 是變數的描述性統計，呈現了應變數和自變數的均值、標準誤、最大值和最小值。在本研究的所有樣本中，高達 78.1% 的農村中老年人有參與勞動，只有 21.9% 的人真正退出勞動市場。對於年工作時間，把未參與勞動者的工作時間記為 0，工作時間的均值為 1,141 小時，最大值為 5,400 小時，勞動參與者的平均工作時間為 1501 小時。新農保是本文主要自變數，31.4% (68.6%) 的受訪者參加了 (沒有參加) 新農保，其中，66.28% 的未參保者表示是因為本地沒有實施新農保政策，其次 22.41% 沒有錢參保，還有少部分的未參保認為養老金水平太低或對辦理程序不滿意是他們沒有參保的原因。

受訪者接受子女經濟支持的平均金額為 0.157 萬元，最大值達 142.8 萬元。大多數受訪者的子女已為 18 歲以上的成年人，57.1% 的受訪者有配偶並且配偶有參與勞動，儲蓄的均值為 0.587 萬元，可見中國農村家庭的經濟水平並不高。自有住宅價值的均值為 9.668 萬元，最高價值為 200 萬元。受訪者中女性略多於男性，受教育年限的均值為 4.438，可見當前農村 45 歲以上人口的教育程度處於較低的水平。87.5% 的受訪者婚姻狀態為已婚，對於健康狀況，大部分農村中老年人自我健康狀況評價為一般或較差。78.9% 的農村中老年人當前的主要從事農業或當前沒有參與勞動但是上一份工作為從事農業，可見農業依然是農村人口主要的工作類型。對於所在地區，東部、中部和西部所佔比例接近，分別為 30.2%，30.1% 和 34.9%，東北部佔比相對較低。對於受訪者居住地的城鄉類型，大部分人還是居住在村莊。

表4 應變數與自變數敘述統計

	均值	標準誤	最小值	最大值
勞動參與 (是= 1)	0.781	0.414	0	1
年工作時間 (小時)	1,141	1,188	0	5,400
勞動參與者的年工作時間 (小時)	1,501	1,247	0	5,400
新農保 (是= 1)	0.314	0.464	0	1
地區新農保 (是= 1)	0.519	0.500	0	1
地區新農保補助金額 (元)	43.61	95.28	0	1000
2008年加入新農保	0.013	0.114	0	1
2009年加入新農保	0.063	0.242	0	1
2010年加入新農保	0.139	0.346	0	1
2011年加入新農保	0.094	0.292	0	1
教育年限 (年)	4.438	3.915	0	16
年齡	58.96	9.54	45	89
女性	0.514	0.500	0	1
18歲以上子女數量	3.404	1.680	0	12
18歲以下子女數量	0.157	0.650	0	8
婚姻狀態：已婚 (參照組)	0.875	0.331	0	1
離婚	0.010	0.099	0	1
喪偶	0.105	0.306	0	1
從未結婚	0.011	0.103	0	1
子女轉移金額 (萬元)	0.157	1.632	0	142.8
儲蓄 (萬元)	0.587	2.317	0	70
自有住宅價值 (萬元)	9.668	16.590	0	200
健康狀況：好 (參照組)	0.214	0.410	0	1
一般	0.456	0.498	0	1
較差	0.330	0.470	0	1

表 4 應變數與自變數敘述統計 (續)

	均值	標準誤	最小值	最大值
工作類型：農業 (參照組)	0.789	0.408	0	1
非農受僱	0.135	0.342	0	1
個體或私營	0.059	0.235	0	1
家庭幫工	0.017	0.130	0	1
所在地區：東部 (參照組)	0.302	0.459	0	1
中部	0.301	0.459	0	1
西部	0.349	0.477	0	1
東北部	0.048	0.214	0	1
城鄉類型：村莊 (參照組)	0.737	0.440	0	1
鄉、鎮中心區及鎮鄉結合區	0.216	0.411	0	1
主城區及城鄉結合區	0.044	0.204	0	1
特殊區域	0.004	0.060	0	1
樣本數	9,703			

肆、實證模型與方法

一、理論架構

本研究的理論架構基於靜態單期勞動供給模型 (Pencavel, 1986; Blundell and MaCurdy, 1999)，個體 i 在極大化其效用函數下，其勞動供給時間 $H_i =$ 總時間(T) - 休閒需求時間，進一步得到勞動供給函數：

$$H_i^* = H^*(W_i, RB_i, X_i) \leq T \quad (1)$$

W_i 代表每小時工資率， RB_i 表示養老金收入， T 是總時間，對於老年人而言，養老金收入是非勞動收入的最重要來源。這隱含著個人的勞動供給決策主要受到市場工資，養老金收入以及代表個人偏好的個人特徵變數所決定。在中國農村地區，大部分的工作類型為自我僱傭，農業生產的產品很大程度上也是農民的消費品，即使對於當前有參與勞動的人也很難獲得其薪資的資料。因而本文不直接放入市場薪資變數，而是帶入市場薪資的決定方程，市場薪資受到年齡、性別、教育、所在地區及居住地的城鄉類型的影響。

二、實證模型

本研究以是否勞動參與以及工作時間衡量勞動供給，前者為虛擬變數，後者為左尾受限在 0 的連續型變數，因此，本研究利用 IVProbit 模型以及 IVTobit 模型進行迴歸分析，分別探討勞動供給行爲 (H_i) 與新農保的參與行爲 ($NRSPI_i$)，迴歸模型如下：

$$\begin{cases} H_i^* = \alpha \times NRSPI_i + X_i' \beta + u_i, & i = 1, 2, \dots, N \\ NRSPI_i^* = Z_i' \gamma + \varepsilon_i \end{cases} \quad (2)$$

$$NRSPI_i = I(NRSPI_i^* > 0) \quad (3)$$

$$H_i = I(H_i^* > 0) \quad (4)$$

or

$$H_i = \max(H_i^*, 0) \quad (5)$$

其中式 (2)、(3)、(4) 為二元變數 Probit 模型 (Manski, et al., 1992; Carrasco, 2001)，亦為 IVProbit 模型，探討勞動參與行爲與新農保的參與行爲， I 為指數函數 (indicator function)，因此，可觀測之勞動參與行爲 (H) 與新農保的參與行爲 ($NRSPI$) 二變數為二

元虛擬變數，其殘差項 $\begin{pmatrix} u_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} | X_i, Z_i \square iid N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right)$ 。式 (2)、(3)、(5) 為二元變數 Probit&Tobit 模型，亦為 IVTobit 模型，探討工作時間與新農保的參與行為，工作時間變數是左尾限制在 0 的連續型變數，此模型殘差項 $\begin{pmatrix} u_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} | X_i, Z_i \square iid N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{pmatrix} \right)$ 。

式 (2) 中的第一個式子表達了式 (1) 的中國農村中老年人勞動供給函數，會受到新農保的參與 ($NRSPI_i$) (衡量養老金收入 RB_i) 以及外生解釋變數 X_i (包括影響年齡、性別、教育、所在地區及居住地的城鄉類型等特徵變數) 所決定。考量到新農保的參與和勞動供給之間可能存在的內生性問題，估計模型同時考量第二個式子的個人是否參與新農保 ($NRSPI_i$) 行為，個人是否參與新農保 ($NRSPI_i$) 決定於不可觀測之潛在變數 ($NRSPI_i^*$)，影響 $NRSPI_i^*$ 的變數包含外生解釋變數 Z_i 以及不可觀測之殘差項 ε_i 。影響 $NRSPI_i^*$ 的 Z_i 變數除了包括外生解釋變數 X_i 外，還包括兩個工具變數，分別是地區新農保 (即該地區是否實施新農保政策) 以及地區新農保的補貼金額，這兩個變數屬於政策層面的變數，為政策變數，與個體的勞動參與決策無關。同時，由於該地區是否實施新農保直接決定了農民是否能參加新農保，當地政府對新農保的補助金額則決定了農民參加新農保的動機強烈程度，此二變數會影響個人是否參與新農保，對個人的參保決策有著重要的影響，但並不直接影響個人勞動參與行為，其對個人勞動參與行為 (H_i) 之影響乃透過對個人的參保決策之影響，符合工具變數只與有內生性的自變數有關，與有內生性的應變數無關的要求。Shu (2018) 亦採用工具變數來處理新農保參與行為之內生性，其所使用的工具變數為「該地區新農保實施之時間長短」，該工具變數與本文所用的工具變數皆為該地區是否實施新農保之狀態。地區新農保為一個虛擬變數，如果該地區有實施新農保政策，則地區新農保=1，否則，地區新農保=0。地區新農保的補貼金額為一連續型變數。預計這兩個工具變數與個人是否參與新農保 ($NRSPI_i$) 之間具有正相關性，該地區有實施新農保政策及地區新農保的補貼金額越高，個人參加新農保的可能性也越

大。由於， Z_i 為迴歸模型中的外生變數，因此，假若新農保的參與和勞動供給之間可能存在的內生性問題，其內生性來源來自殘差項 ε_i ，亦即 $Cov(\varepsilon_i, u_i | X_i, Z_i) = \rho \neq 0$ ，二元模型皆用最大似估計法 (MLE) 進行估計，並利用 Wald test of exogeneity 以及檢測 $\rho = 0$ 來檢測新農保的參與和勞動供給之間可能存在的內生性問題。

伍、實證結果

實證結果分析共分二部份，探討新農保對農村中老年人勞動供給之影響：第一部份探討新農保對農村中老年勞動參與之影響，第二部份探討新農保對農村中老年工作時間之影響。

一、新農保對勞動參與之影響

表 5 為新農保對農村中老年勞動參與之影響以及新農保參與之迴歸結果。第一階段新農保參與迴歸結果顯示，兩個工具變數：該地區是否實施新農保及地區新農保的補貼金額都在 1% 的顯著水準對個人是否參加新農保顯著影響，拒絕了弱工具變數的假設。該地區是否實施新農保顯著增加農村中老年人參加新農保之機率 0.675，是農村中老年人是否參加新農保之主要決定因子。該地區新農保的補貼金額則為顯著負向影響¹²，顯示控制了該地區實施新農保下，增加該地區新農保的補貼金額將顯著減少農村中老年人參加新農保之機率；由於中央政府對新農保的補貼金額在經濟狀況較差之地區補貼較高，在經濟狀況較好之地區補貼較低，而經濟狀況較差地區之農村中老年人亦較無能力參加新農保，負向相關可能反映在該地區新農保的補貼金額負向影響上。

¹² 第一階段新農保參與迴歸若分別放工具變數：該地區是否實施新農保或地區新農保的補貼金額，此二工具變數都在 1% 的顯著水準正向保顯著影響個人是否參加新農。

表 5 新農保對勞動參與影響之迴歸效果 (IVProbit 模型)

	總樣本					
	年齡 < 60 歲			年齡 ≥ 60 歲		
	勞動參與 邊際效果	迴歸係數 勞動參與	新農保 迴歸係數	勞動參與 邊際效果	迴歸係數 勞動參與	新農保 迴歸係數
新農保(是=1)	-0.013 (0.014)	-0.050 (0.053)	4.013*** (0.202)	-0.01 (0.014)	-0.064 (0.085)	4.076*** (0.284)
地區新農保(是=1)						
地區新農保金額			-0.004*** (0.000)			-0.004*** (0.001)
教育年限(年)	-0.001 (0.001)	-0.005 (0.005)	0.014** (0.006)	0.001 (0.001)	0.007 (0.007)	0.028*** (0.007)
年齡	-0.014*** (0.001)	-0.055*** (0.002)	0.002 (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.019*** (0.006)	0.021*** (0.006)
女性	-0.108*** (0.009)	-0.429*** (0.036)	0.087** (0.042)	-0.071*** (0.009)	-0.443*** (0.056)	0.146*** (0.055)
18 歲以下子女 數量	0.002 (0.009)	0.006 (0.034)	-0.048 (0.030)	0.016*** (0.006)	0.102*** (0.038)	-0.001 (0.033)
18 歲以上子女 數量	-0.008*** (0.003)	-0.030*** (0.010)	0.047*** (0.012)	0.004 (0.003)	0.027 (0.017)	0.068*** (0.017)
婚姻狀態(已婚)參照組						
離婚	-0.158*** (0.052)	-0.513*** (0.145)	-0.141 (0.182)	-0.118* (0.064)	-0.535** (0.224)	-0.345 (0.234)
喪偶	-0.112*** (0.016)	-0.388*** (0.050)	-0.131* (0.067)	-0.060** (0.025)	-0.309*** (0.112)	-0.208 (0.134)
從未結婚	-0.274*** (0.055)	-0.818*** (0.140)	-0.184 (0.178)	-0.146** (0.065)	-0.627*** (0.212)	-0.128 (0.251)
勞動參與 邊際效果						
新農保						
勞動參與						
邊際效果						
新農保						
勞動參與						
邊際效果						
新農保						

表5 新農保對勞動參與影響之迴歸效果 (IVProbit 模型) (續)

	總樣本				年齡 < 60 歲				年齡 ≥ 60 歲			
	勞動參與		迴歸係數		勞動參與		迴歸係數		勞動參與		迴歸係數	
	邊際效果	勞動參與	邊際效果	新農保	邊際效果	勞動參與	邊際效果	新農保	邊際效果	勞動參與	邊際效果	新農保
家庭經濟水平												
子女經濟支持 (萬元)	-0.017*** (0.005)	-0.068*** (0.021)	0.015 (0.012)	-0.010** (0.005)	-0.060** (0.031)	0.033 (0.039)	-0.030*** (0.011)	-0.081*** (0.030)	0.014 (0.013)			
儲蓄(萬元)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.007)	-0.017** (0.008)	-0.001 (0.001)	-0.006 (0.009)	-0.007 (0.010)	0.003 (0.005)	0.008 (0.013)	-0.037** (0.018)			
自有住宅價值(萬 元)	-0.002*** (0.000)	-0.006*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.008*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	0.001 (0.002)			
自評健康狀況：以「好」為參照組												
一般	-0.038*** (0.012)	-0.150*** (0.047)	-0.019 (0.047)	-0.017 (0.011)	-0.109 (0.067)	-0.041 (0.060)	-0.077*** (0.024)	-0.209*** (0.066)	0.014 (0.080)			
較差	-0.185*** (0.014)	-0.665*** (0.047)	-0.050 (0.052)	-0.140*** (0.016)	-0.707*** (0.069)	-0.049 (0.069)	-0.245*** (0.024)	-0.665*** (0.066)	-0.060 (0.082)			
工作類型：以「農業」為參照組												
非農受雇	-0.010 (0.014)	-0.039 (0.056)	-0.163*** (0.057)	0.004 (0.011)	0.028 (0.069)	-0.185*** (0.066)	-0.045 (0.037)	-0.121 (0.097)	-0.085 (0.117)			
個體或私營	0.026 (0.018)	0.107 (0.079)	-0.166** (0.076)	0.017 (0.014)	0.110 (0.097)	-0.125 (0.089)	0.073 (0.045)	0.211 (0.136)	-0.218 (0.158)			
家庭幫工	-0.085** (0.036)	-0.298*** (0.112)	-0.269* (0.140)	-0.051 (0.034)	-0.268* (0.153)	-0.318* (0.176)	-0.108* (0.065)	-0.284* (0.166)	-0.190 (0.241)			
所在地區：以「東部」為參照組												
中部	0.012 (0.011)	0.047 (0.043)	0.322*** (0.048)	0.008 (0.010)	0.054 (0.062)	0.259*** (0.063)	0.009 (0.022)	0.025 (0.059)	0.375*** (0.074)			
西部	0.037*** (0.010)	0.152*** (0.043)	-0.080* (0.049)	0.023** (0.009)	0.148** (0.063)	-0.121* (0.064)	0.053** (0.021)	0.148** (0.059)	-0.047 (0.076)			

表 5 新農保對勞動參與影響之迴歸效果 (IVProbit 模型) (續)

	總樣本								
	年齡 < 60 歲			年齡 ≥ 60 歲					
	勞動參與 邊際效果	迴歸係數 新農保	勞動參與 邊際效果	迴歸係數 新農保	勞動參與 邊際效果	迴歸係數 新農保			
東北部	-0.084*** (0.024)	-0.297*** (0.078)	0.029 (0.095)	-0.021 (0.020)	-0.123 (0.111)	-0.159 (0.122)	-0.193*** (0.046)	-0.497*** (0.116)	0.309** (0.155)
居住地城鄉類型：以「村莊」為參照組									
鄉、鎮中心區	-0.069*** (0.011)	-0.257*** (0.039)	-0.014 (0.045)	-0.051*** (0.011)	-0.288*** (0.057)	-0.052 (0.060)	-0.085*** (0.021)	-0.229*** (0.055)	0.039 (0.072)
主城區	-0.264*** (0.030)	-0.802*** (0.077)	0.287*** (0.089)	-0.180*** (0.033)	-0.752*** (0.102)	0.510*** (0.120)	-0.341*** (0.044)	-0.882*** (0.121)	-0.024 (0.135)
特殊區域	0.006 (0.072)	0.025 (0.292)	0.510** (0.238)	-0.009 (0.073)	-0.052 (0.425)	0.462 (0.300)	0.008 (0.149)	0.021 (0.413)	0.464 (0.390)
N of cases		9703	9631		5536	5497		4167	4134
$Cov(u_i, \varepsilon_i) = \rho$			0.091 (0.043)**			0.126 (0.068)*			0.015 (0.058)
Test of exogeneity: χ^2 [P-value]			3.47 [0.067]*			2.850 [0.091]*			0.010 [0.935]
Test of joint significance: χ^2 [P-value]			1825.34 [0.000]***			415.33 [0.000]***			907.82 [0.000]***

資料來源：本研究所整理

註：1. 邊際效果為 $\partial E(y | x) / \partial x_j = \beta_j \phi(x\beta)$ ，其中 $\phi(\bullet)$ 為標準常態分配之機率密度函數。

2. *, **, *** 分別表示當顯著水準在 10%、5%、1% 時。
3. 括號內表示標準誤。
4. 迴歸包括常數。

在勞動參與迴歸中，有參加新農保的人比沒有參加新農保的人參與勞動的機率減少了0.013，但不顯著。由於60歲是領取新農保養老金的法定年齡，新農保對於60歲之前和之後的人可能具有不同的影響，因此本研究將這兩群人分開進行迴歸以探究新農保在領取養老金之前和之後的不同作用。表5結果顯示，新農保對60歲以下中年人以及對60歲以上老年人勞動參與影響皆不顯著。

新農保為何沒有顯著地使農村中老年人退出勞動市場？本研究認為主要的原因主要有以下三方面：一是因為大部分的農村中老年人主要以從事農業生產為主，這一比例達78.92%，而農業就業具有很大的彈性，工作時間較為靈活，勞動力和非勞動力之間沒有明顯的界限。對於老年人來說，參與農業勞動已經成爲一種生活狀態，只要身體足夠支撐，農民很少會真正退出農業勞動市場。二是新農保對勞動參與的排擠效果需要一定的時間，退出勞動市場並不會緊隨著參加新農保而發生，參保時間越久，新農保的排擠效果越明顯，本研究將進一步探討不同年份參加新農保對勞動參與及工作時間的影響。

此外，教育、年齡、性別、婚姻狀態、家庭結構、家庭經濟水平、健康狀況、工作類型、所在地區以及居住地的城鄉類型都對中老年人的勞動參與決策有著重要的影響。對於個體特徵變數，教育年限對勞動參與並沒有顯著的影響，一方面是因為從事農業生產經營者普遍教育程度較低，而農業沒有嚴格的退休年齡；另一方面也說明了農村老年人的勞動是一種基於生存需求的被迫型勞動參與。年齡對勞動參與的影響顯著爲負；對於60歲以上的老年人，年齡每增加一歲，參與勞動的機率減少0.028。農村女性比男性勞動參與的機率低0.108，對於60歲以上的老年人，女性比男性參與勞動的機率低0.147。

18歲以上的子女數量對勞動參與有著顯著的負向效果，每增加一個18歲以上的子女，參與勞動的機率降低0.008，對於60歲及以上的老年人，18歲以上子女每增加一個，勞動參與的機率減少0.022。18歲以下的子女數量則對於60歲以下的中年人勞動參與有著顯著的正向影響。本研究認為，18歲以下的子女爲未成年人，父母不僅不能從子女那裡獲得經濟支持，反而需要給予子女大量的經濟支持，因此子女越多，經濟壓力越大，參與勞動的機率反而越大。相較於有配偶者，喪偶和從未結婚等未婚狀態的農村中老年人勞動參與之機率都更低，對於60歲以上的老年人，從未結婚者比已婚者參與勞動的機

率降低了 0.365 之多。可能是因為從未結婚者是殘疾或身體狀態較不好的群體。為驗證以上的猜測，本研究進一步分析了健康狀況與從未結婚之間的關係，由於沒有殘疾的相關數據，只能使用自評健康狀況，結果顯示，對於從未結婚者，有高達 47.61% 的人自評健康為較差，高於平均水平 32.98%。

在家庭的經濟狀況上，除養老金收入外，子女的經濟支持是老年人重要的非勞動收入；子女的經濟支持每增加 1 萬元，對於 60 歲以上的老年人減少其參與勞動機率 0.030，對於 60 歲以下的中年人減少其參與勞動機率 0.010，子女的經濟支持對父母的勞動參與有著明顯的排擠效果，特別對 60 歲以上老年人勞動參與影響較大。本研究用儲蓄和自有住宅價值作為家庭資產的代理變量，表 5 結果顯示，自有住宅價值對勞動參與之影響效果為顯著負向，家庭越富裕，參與勞動的機率越小。儲蓄對勞動參與則不顯著。

本研究採用受訪者自評健康來衡量健康狀況，主要分為「好」、「一般」、「較差」三個等級。健康狀況對 60 歲以上老年人勞動參與的影響大於對 60 歲以下中年人的影響：對於 60 歲以上老年人，健康狀況一般的人比健康狀況好的人參與勞動的機率減少 0.077，健康狀況較差的人比健康狀況好的人參與勞動的機率減少 0.245。從事的工作類型對勞動參與也有著重要的影響。以農業為參照組，非農受僱的人勞動參與的機率降低了 0.010，從事個體或私營經濟的人勞動參與的機率增加了 0.026，此與自我僱傭（農業和個體或私營）工作較為靈活，沒有嚴格的退休時間有關，皆不顯著。勞動參與的機率也存在著地區差異，以東部地區作為對照組，中部地區和西部地區勞動參與的機率均高於東部，東北部地區勞動參與的機率比東部地區低，地區的差異反映了就業機會的大小和受文化影響的對閒暇的偏好。此外，本研究還加入了居住地的城鄉類型變數，居住在主城區（包括城鄉結合區）或鎮、鄉中心區（包括鎮鄉結合區）的人經濟水平往往高於居住在村莊裡的人，因而勞動參與的機率較低。

在內生性的檢定上，利用 Wald test 檢定外生性之假設以及利用 t test 檢定 $\rho = 0$ 的假設，結果顯示在總樣本以及 60 歲以下中年人樣本都在 10% 的顯著水準下，拒絕外生性之假設，此為邊際顯著，這隱含著 60 歲以下中年人樣本存在邊際內生性。但在 60 歲以

上老年人樣本則不能拒絕外生性假設，這隱含著 60 歲以上老年人不能拒絕勞動參與和新農保之間存在外生性之假設。

二、新農保對工作時間之影響

新農保對 60 歲以下中年人以及對 60 歲以上老年人勞動參與影響皆不顯著，本研究進一步分析新農保對農村中老年人工作時間的影響。表 6 為新農保對農村中老年工作時數之影響以及新農保參與（第一階段迴歸）之迴歸係數與勞動工時大於 0 者之工作時數平均邊際效果，本研究採用 IVTobit 模型進行迴歸。同樣地，第一階段新農保參與迴歸結果顯示，兩個工具變數：該地區是否實施新農保及地區新農保的補貼金額都在 1% 的顯著水準對個人是否參加新農保顯著影響，拒絕了弱工具變數的假設，其影響方向與勞動參與模型一致。結果顯示，新農保顯著降低了中老年人的工作時間，在控制其他因素不變之情況下，參加新農保的中老年人比沒有參加新農保的中老年人年工作時間減少 161 個小時，對於勞動工時大於 0 者之年工作時數平均邊際效果減少 82 個小時。對於 60 歲以上的老年人，參加新農保比沒有參加新農保的人工作時間減少了 169 個小時，而對於 60 歲以下的中年人影響在 5% 顯著水準下並不顯著，這意味著新農保對 60 歲以上老年人的工作時間具有非常重要的負向影響。正如理論模型所指出，新農保對中老年人工作的影響主要是所得效應，在領取養老金之後，所得效應是正向的，對勞動供給具有排擠效果；在領取養老金之前，由於參保者需要每年繳納一定的費用，實際負向的所得效應和預期正向的所得效應會相互抵消，其影響效果並不確定。

此外，其他一些控制變數也對中老年人的工作時間有顯著的影響。如表 6 所示，年齡、健康狀況對工作時間的影響為負，這些結果與勞動參與的結果基本一致。教育、婚姻狀態、所在地區對工作時間的影響與對勞動參與影響亦基本一致。子女的經濟支持、18 歲以上子女數量以及儲蓄皆對工作時間有著顯著的負影響，雖然影響幅度較小，但能體現子女支持對工作時間的排擠效果。

表 6 新農保對工作時間的影響之迴歸效果 (IVTobit 模型)

	總樣本					
	年齡 < 60 歲			年齡 ≥ 60 歲		
	工作時間 大於零者之 邊際效果	迴歸係數	工作時間邊 際效果	工作時間 大於零者之 邊際效果	迴歸係數	工作時間 大於零者之 邊際效果
新農保 (是=1)	-81.607*** (23.861)	-160.901*** (48.564)	-66.919* (36.251)	-111.070* (61.421)	-66.836** (30.391)	-168.959** (79.471)
地區新農保 (是=1)		4.014*** (0.202)			4.075*** (0.282)	4.055*** (0.300)
地區新農保金額		-0.004*** (0.000)			-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
教育年限 (年)	-6.946*** (2.333)	-13.538*** (4.547)	-2.018 (3.197)	-3.324 (5.265)	0.028*** (0.007)	-7.013** (3.493)
年齡	-22.197*** (1.053)	-43.261*** (2.053)	-2.519 (2.807)	-4.149 (4.623)	0.021*** (0.006)	-35.988*** (1.914)
女性	-194.804*** (16.058)	-378.712*** (33.657)	-160.363*** (24.001)	-263.568*** (41.433)	-198.376*** (20.958)	-494.444*** (57.736)
18 歲以下子女數量	-26.210** (12.078)	-51.082** (23.540)	21.468 (14.350)	35.359 (23.635)	-0.002 (0.033)	-117.640 (157.143)
18 歲以上子女數量	-16.662*** (5.047)	-32.473*** (9.837)	0.562 (7.812)	0.925 (12.867)	0.067*** (0.017)	-57.297*** (15.676)
婚姻狀態(已婚)參照組						
離婚	-288.565*** (61.609)	-635.686*** (155.214)	-277.481*** (100.049)	-501.461** (200.163)	-352 (2.234)	-769.381*** (246.850)
喪偶	-239.733*** (24.198)	-505.097*** (56.596)	-91.961 (57.169)	-155.548 (99.585)	-0.206 (0.134)	-512.570*** (74.796)
從未結婚	-396.134*** (54.259)	-921.926*** (154.222)	-324.564*** (98.240)	-597.303*** (204.488)	-0.114 (0.251)	-1.3e+03*** (238.925)

表6 新農保對工作時間的影響之迴歸效果 (IVTobit 模型) (續)

	總樣本					
	年齡 < 60 歲			年齡 ≥ 60 歲		
	工作時間 大於零者之 邊際效果	迴歸係數	工作時間邊 際效果	工作時間 大於零者之 邊際效果	迴歸係數	工作時間 大於零者之 邊際效果
家庭經濟水平						
子女經濟支持(萬元)	-36.182*** (11.884)	-70.517*** (23.160)	-15.350 (18.473)	-25.282 (30.426)	-52.335*** (15.639)	-130.710*** (39.061)
儲蓄(萬元)	1.390 (3.318)	2.710 (6.466)	2.148 (4.547)	3.538 (7.489)	1.715 (4.867)	4.284 (12.155)
自有住宅價值(萬元)	-1.467*** (0.502)	-2.859*** (0.978)	-1.185* (0.719)	-1.951* (1.184)	-0.005*** (0.001)	-5.131*** (1.730)
自評健康狀況：以「好」為參照組						
一般	-12.401 (19.859)	-24.179 (38.903)	8.354 (27.927)	13.758 (45.878)	-56.466** (27.511)	-141.656** (70.996)
較差	-215.262*** (19.674)	-431.470*** (43.027)	-220.530*** (29.084)	-374.703*** (53.120)	-230.504*** (25.692)	-587.705*** (73.848)
工作類型：以「農業」為參照組						
非農受雇	414.801*** (30.218)	730.295*** (46.902)	518.970*** (38.053)	785.365*** (51.014)	292.818*** (54.478)	652.641*** (107.566)
個體或私營	687.121*** (47.087)	1116.876*** (64.391)	813.290*** (58.255)	1144.261*** (70.494)	609.767*** (88.408)	1216.459*** (143.413)
家庭幫工	153.954** (65.791)	284.603** (115.385)	164.095* (92.963)	258.488* (140.109)	157.124* (91.635)	365.828* (198.927)
所在地區：以「東部」為參照組						
中部	-26.806 (20.313)	-52.456 (40.158)	-70.904** (28.834)	-117.829** (48.977)	13.659 (28.029)	34.027 (69.358)
新農保						
新農保						

表 6 新農保對工作時間的影響之迴歸效果 (IVTobit 模型) (續)

	總樣本						年齡 < 60 歲			年齡 ≥ 60 歲		
	工作時間 大於零者之 邊際效果		迴歸係數		工作時間邊 際效果		迴歸係數		工作時間 大於零者之 邊際效果		迴歸係數	
	工作時間	迴歸係數	工作時間	迴歸係數	工作時間	迴歸係數	工作時間	迴歸係數	工作時間	迴歸係數	工作時間	迴歸係數
西部	68.504*** (20.946)	132.470*** (39.488)	-0.085* (0.049)	57.420* (29.895)	94.044* (48.140)	-0.126** (0.064)	83.721*** (28.865)	206.764*** (68.459)	-0.048 (0.076)			
東北部	-126.700*** (34.881)	-258.457*** (74.958)	0.028 (0.095)	-45.254 (51.681)	-75.464 (87.397)	-0.152 (0.122)	-232.819*** (44.485)	-654.059*** (143.075)	0.309** (0.155)			
居住地城鄉類型：以「村莊」為參照組												
鄉、鎮中心區	-67.307*** (18.365)	-133.119*** (37.290)	-0.013 (0.046)	-64.420** (26.779)	-107.270** (45.490)	-0.052 (0.060)	-70.709*** (24.303)	-180.305*** (64.254)	0.037 (0.072)			
主城區	-244.466*** (34.150)	-523.186*** (81.491)	0.289*** (0.089)	-200.526*** (50.746)	-350.409*** (94.996)	0.513*** (0.120)	-320.930*** (43.836)	-950.330*** (158.401)	-0.024 (0.135)			
特殊區域	-68.290 (122.695)	-136.662 (252.287)	0.516** (0.239)	-123.928 (168.904)	-212.242 (301.281)	0.468 (0.301)	-14.478 (179.157)	-36.419 (453.953)	0.466 (0.391)			
N of cases		9703			5536			5497		4167		4134
$Cov(u_i, \varepsilon_i) = \rho$		0.041(0.029)			0.028(0.038)			-0.012(0.045)				
Test of exogeneity: χ^2 test [P-value]		0.460[0.500]			0.170[0.684]			0.640[0.422]				
Test of joint significance: χ^2 [P-value]		7959.68 [0.000]			3900.24 [0.000]			3691.24 [0.000]				

資料來源：本研究所整理

註：1. 工作時間大於零者之邊際效果：

$$\partial E(y | y > 0, x) / \partial x_j = \beta_j \{1 - \lambda(x\beta / \sigma) [x\beta / \sigma + \lambda(x\beta / \sigma)]\}, \lambda(\bullet) = \phi(\bullet) / \Phi(\bullet) \text{ inverse Mills ratio.}$$

2. *、**、***分別表示當顯著水準在 10%、5%、1% 時。
3. 括號內表示標準誤。
4. 迴歸包括常數。

在內生性的檢定上，Wald test 檢定外生性之假設以及 t test 檢定 $\rho=0$ 的假設，皆顯示在總樣本、60歲以下中年人樣本、以及60歲以上老年人樣本皆不能拒絕工作時間和新農保之間存在外生性之假設。因此，採用Tobit模型估計新農保對工作時間的影響是可以接受的。

表7進一步採用Tobit模型按性別、健康、住宅價值進行分組估計。表7顯示，新農保對男性、女性工作時間都具有顯著的影響，且影響幅度略有差異，參加新農保的男性比沒有參加新農保的男性工作時間減少113個小時，參加新農保的女性比沒有參加新農保的女性工作時間減少了107個小時。新農保對工作時間影響的男女差異反應了男性具有較大的勞動供給彈性。表7同時呈現健康特徵群體之差異，無論自評健康狀況是好或一般的中老年人，還是自評健康狀況較差的中老年人，新農保都會對工作時間有顯著的負向效果，但是健康狀況較差的人新農保對其工作時間之影響大於健康狀況好或一般的人。這意味著新農保對健康狀況不好的人的工作時間排擠效果更明顯。自有住宅價值的

表7 新農保對工作時間之影響：分性別、健康狀況以及自有住宅價值之迴歸結果 (Tobit模型)

	性別		健康狀況		自有住宅價值	
	男性	女性	好或一般	較差	自用住宅價值≤4萬	自用住宅價值>4萬
新農保 (是=1)	-112.599** (44.588)	-106.930** (47.906)	-94.866** (37.388)	-162.606** (66.768)	-148.530*** (45.076)	-51.403 (47.586)
控制變數	V	V	V	V	V	V
樣本數	4,716	4,987	6,502	3,201	5,002	4,701

資料來源：本研究整理。

註：1. 控制變數包括個人特質、婚姻狀態、家庭經濟水平、自評健康狀況、工作類型、所在地區、居住地城鄉類型、以及常數。

2. *、**、***分別表示當顯著水準在10%、5%、1%時估計參數顯著異於0。括號內表示標準誤。

中位數為 4 萬元，以 4 萬元作為分界線，將樣本分為自有住宅大於 4 萬和小於等於 4 萬兩組。對於住宅價值小於等於 4 萬元的人，新農保對工作時間的排擠效果十分顯著，住宅價值每增加 1 萬，工作時間減少 149 個小時；對於住宅價值在 4 萬元之上的人，新農保的作用並不顯著。對於經濟狀況不好的中老年人而言，新農保發揮了更大的作用。

表 8 則分別採用 Probit 及 Tobit 模型，模型一衡量新農保對勞動參與及工作時間的影響；模型二呈現了對不同年份參加新農保對勞動參與及工作時間的影響。在勞動參與的行為中，由於總樣本以及 60 歲以下中年人樣本存在邊際內生性的假設，60 歲以上老年人樣本則不能拒絕外生性假設，因此，Probit 模型只討論 60 歲以上老年人樣本。模型一，在控制其他因素不變的情況下，新農保參保對勞動參與行為並不顯著，此與 IVProbit 模型一致。模型二的結果顯示，對於 60 歲以上的老年人，2008 年加入新農保對勞動參與影響之邊際效果為-0.119，即 2008 年加入新農保的人比未參保者參與勞動的可能性減少 0.119 的機率，這一結果在 5% 的顯著水準下顯著。2009 年加入新農保、2010 年加入新農保和 2011 年加入新農保這三個變數的影響都不顯著。這意味著參保時間越久，對勞動參與的排擠效果會越明顯。

新農保對勞動工作時間的影響，模型二結果顯示，2008 年加入新農保、2009 年加入新農保和 2010 年加入新農保都對工作時間有皆顯著影響。呈現的規律是：參保時間越早，對工作時間的影響幅度越大。對於 60 歲以上的老年人，新農保對工作時間的影響幅度更大，相較於沒有參加新農保的人，2008 年加入新農保的人工作時間顯著減少 461 個小時，2009 年加入新農保的人工作時間顯著減少 404 個小時；2010 年、2011 年加入新農保的人工作時間分別減少 118 個小時，但是效果並不顯著。

表8 新農保對勞動供給影響之邊際效果

	總樣本		年齡 < 60 歲		年齡 ≥ 60 歲	
	模型一	模型二	模型一	模型二	模型一	模型二
勞動參與 (Probit) :						
新農保(是=1)	0.008 (0.008)		0.009 (0.009)		0.001 (0.014)	
2008年加入新農保(是=1)		-0.020 (0.032)		0.027 (0.036)		-0.119** (0.060)
2009年加入新農保(是=1)		0.006 (0.016)		0.020 (0.018)		-0.022 (0.027)
2010年加入新農保(是=1)		0.022** (0.011)		0.014 (0.012)		0.030 (0.019)
2011年加入新農保(是=1)		-0.010 (0.013)		-0.005 (0.014)		-0.016 (0.023)
控制變數	V	V	V	V	V	V
樣本數	9,703	9,631	5,536	5,497	4,167	4,134
勞動工作時間 (Tobit) :						
新農保(是=1)	-109.760*** (32.704)		-76.205* (40.130)		-183.90*** (56.039)	
2008年加入新農保(是=1)		-267.514** (134.311)		-202.979 (157.289)		-460.778* (253.134)
2009年加入新農保(是=1)		-218.995*** (64.874)		-140.212* (79.284)		-404.226*** (111.832)
2010年加入新農保(是=1)		-89.433** (44.306)		-74.650 (55.491)		-118.413 (73.613)
2011年加入新農保(是=1)		-51.189 (53.280)		-20.582 (64.467)		-118.716 (93.489)
控制變數	V	V	V	V	V	V
樣本數	9,703	9,631	5,536	5,497	4,167	4,134

資料來源：本研究整理。

註：1. 控制變數包括個人特質、婚姻狀態、家庭經濟水平、自評健康狀況、工作類型、所在地區、居住地城鄉類型、以及常數。

2. *、**、***分別表示當顯著水準在 10%、5%、1% 時估計參數顯著異於 0。括號內表示標準誤。

陸、結論與討論

新農保為解決中國農村居民養老問題之重要政策之一，此政策是否緩解了農村老年人口「活到老勞動到老」的勞動供給特點？過往文獻 Ning et al. (2016) 發現新農保政策並無其政策效果，新農保無法顯著地降低中國農村老年人口的勞動供給。相對地，Chen et al. (2015) 與 Shu (2018) 則發現新農保政策對於中國農村老年人之勞動供給有顯著地且大幅度地增加退休機率。本研究採用 CHARLS 2011 全國基線調查數據，其最大優點為呈現全國代表性農村樣本，結果發現新農保對農村中老年人的勞動供給產生了排擠效果，該排擠效果的表現是，顯著減少中老年人的工作時間，對於中老年人的勞動參與沒有顯著的影響。

透過實證研究結果，我們得到了以下基本結論：

第一、本文分別採用 IVProbit、IVTobit 模型考量新農保和勞動供給的內生性，結果顯示，除了 60 歲以下中年人樣本在勞動參與存在邊際內生性外，60 歲以上老年人樣本並不存在顯著的內生性關係，此可能因為新農保為普惠型的社會保險制度，投保農民在年滿 60 週歲之後便可以領取養老金，也不需要通過經濟收入測試 (earnings test) 所致。

第二、新農保對農村中老年人的勞動參與沒有顯著的影響，但顯著地減少中老年人的工作時間。新農保之所有不能發揮使老年人退出勞動市場的作用，一方面是因為新農保養老金金額還處於較低的水平，新農保給付與維持平均生活水平相去甚遠，無法滿足老年人的養老所需，對勞動供給產生的排擠效果有限 (Ning et al., 2016)。另一方面是因為新農保對勞動參與的排擠效果需要一定的時間，參保時間越早，參保時間越久，新農保對工作時間的排擠效果越大。此外，因為大部分的農村中老年人主要從事農業生產，這一比例達 78.92%，而農業生產具有很大的彈性，勞動力和非勞動力之間沒有明顯的界限，對於老年人來說，參與農業勞動已經成爲一種生活狀態，只要身體足夠支撐勞動，

農民很少會真正退出農業勞動市場。考慮到勞動參與並不能全面反映農村中老年人的勞動供給，工作時間也是衡量勞動參與程度的一個重要維度，結果顯示，新農保對中老年人的工作時間具有顯著的影響。在其他條件不變的情況下，參加新農保的人比沒有參加新農保的人年工作時間平均減少161個小時，新農保對工作時間有排擠效應。

第三、新農保對不同年齡層的參保人具有不同之影響效果。新農保對60歲以上老年人工作時間之影響幅度高於對60歲以下的中年人，這主要是因為60歲是新農保法定領取養老金的年齡，在60歲之後，新農保具有正向的所得效應，對勞動供給具有排擠效果；在60歲之前，由於參保者需要每年繳納一定的費用，實際負向的所得效應和預期正向的所得效應相互抵消，因此對工作時間的影響並不明顯。

第四、新農保對工作時間之影響在不同個體和家庭特徵類別中也存在差異。例如，新農保對男性工作時間的排擠效果大於女性，健康狀況越差、家庭經濟水平較差者新農保的所得效應較大，新農保對其工作時間的影響越大

總而言之，本研究表明新農保的實施減少了參保人的勞動時間，特別是對於已經在領取養老金的老年人，這意味著新農保一定程度上緩解了農村的養老困境，提高了老年人的福利。

(收件日期為民國109年7月2日，接受日期為民國109年12月7日)

參考文獻

一、中文部分

- 米紅與王鵬，2010，「新農保制度模式與財政投入實證研究」，中國社會保障，6：28-30。
(Mi, H. and P. Wang, 2010, “An Empirical Study on the Model of New Rural Social Old-age Insurance and Financial Investment”, *China Social Security*, 6: 28-30.)
- 吳玉鋒，2011，「新型農村社會養老保險參與行為實證分析——以村域社會資本為視角」，中國農村經濟，10：64-76。(Wu, Y. F., 2011, “An Empirical Analysis of New Rural Social Old-age Insurance Participation Behavior: Viewing from Social Capital in Village Domain”, *Chinese Rural Economy*, 10: 64-76.)
- 李冬妍，2011，「新農保制度：現狀評析與政策建議」，南京大學學報：哲學、人文科學、社會科學版，1：30-39。(Li, D. Y., 2011, “New Rural Social Old-age Insurance System: Status Quo Analysis and Policy Recommendations”, *Journal of Nanjing University (Philosophy, Humanities and Social Sciences)*, 1: 30-39.)
- 林全玲，2011，「我國新型農村社會養老保險制度的構建與完善——兼評《國務院關於開展新型農村社會養老保險試點的指導意見》」，社會科學家，4：40-43。(Lin, C. L., 2011, “Construction and Perfection of China’s New Type Old-age Insurance System for Rural Residents -- Comment on the ‘Guiding Opinions of the State Council on Carrying out the Pilot Projects for Establishing a New Type Old-age Insurance System for Rural Residents’”, *Social Scientist*, 4: 40-43.)
- 林義，2009，「破解新農保制度運行五大難」，中國社會保障，9：14-16。(Lin, Y., 2009, “Cracking the Five Major Difficulties in the Operation of the New Type Old-age Insurance System”, *China Social Security*, 9: 14-16.)

- 郝金磊與賈金榮，2011，「西部地區農民新農保參與意願研究」，*西北人口*，2：107-110。
(Hao, J. L and J. R. Jia, 2011, “An Analysis on the Farmers’ Will of Participating in the New Rural Social Old-age Insurance in the Western Region”, *Northwest Population Journal*, 2: 107-110.)
- 馬光榮與周廣肅，2014，「新型農村養老保險對家庭儲蓄的影響：基於CFPS數據的研究」，*經濟研究*，11：116-129。(Ma, G. R. and G. S. Zhou, 2014, “The Impacts of New Rural Pension Program on Household Saving: Evidence from CFPS”, *Economic Research Journal*, 11: 116-129.)
- 國務院，2009，「關於開展新型農村社會養老保險試點的指導意見」，中華人民共和國國務院公報，第26號。(The State Council, 2009, “Guiding Opinions of the State Council on Carrying out the Pilot Projects for Establishing a New Type Old-age Insurance System for Rural Residents”, *State Council Gazette Issue*, No. 26.)
- 張川川與陳斌開，2014，「社會養老能否替代家庭養老？——來自中國新型農村社會養老保險的證據」，*經濟研究*，11：102-115。(Zhang, C. C. and B. K. Chen, 2014, “Can ‘Public Pension System’ Substitutes ‘Family Mutual Insurance’?”, *Economic Research Journal*, 11: 102-115.)
- 張文范與王義才，2000，「21世紀的中國老齡問題：我們該如何應對？」，*人口研究*，24：16-29。(Chang, W. F and Y. T. Wang, 2000, “China’s Ageing Population in the 21st Century: How to Respond?”, *Population Research*, 24: 16-29.)
- 張文娟，2010，「中國老年人的勞動參與狀況及影響因素研究」，*人口與經濟*，1：85-89。(Zhang, W. J., 2010, “A Study on the Effects on Labor Participation of the Chinese Elderly”, *Population & Economics*, 1: 85-89.)
- 張朝華，2010，「農戶參加新農保的意願及其影響因素——基於廣東珠海斗門、茂名茂南的調查」，*農業技術經濟*，6：4-10。(Zhang, C. H., 2010, “The Farmers’ Willingness to Participate in the New Rural Social Old-age Insurance and Its Influencing Factors——Based on the Survey of Doumen, Zhuhai, Guangdong and Maonan, Maoming”, *Journal of Agrotechnical Economics*, 6: 4-10.)

- 梁平、胡以濤與付小鵬，2012，「新型農村社會養老保險替代率測算方法與預測研究——基於政策的仿真推進視角」，*安徽農業科學*，40：3628-3630。(Lian, P., Y. T. Hu, and X. P. Fu, 2012, “The New Rural Social Old-age Insurance Replacement Rate Measurement Method and Forecast Research——Based on the Perspective of Policy-based Simulation Promotion”, *Journal of Anhui Agricultural Sciences*, 40: 3628-3630.)
- 陳華帥與曾毅，2013，「新農保使誰受益：老人還是子女？」，*經濟研究*，8：55-67。(Chen, H. and Y. Zeng, 2013, “Who Benefits More from the New Rural Society Endowment Insm : Ance Program in China : Elderly or Their Adult Children?”, *Economic Research Journal*, 8: 55-67.)
- 程令國、張曄與劉志彪，2013，「新農保改變了中國農村居民的養老模式嗎？」，*經濟研究*，8：42-54。(Cheng, L. G., Y. Zhang, and Z. B. Liu, 2013, “Does the New Rural Pension Scheme Remold the Eldercare Patterns in Rural China?”, *Economic Research Journal*, 8: 42-54.)
- 褚福靈，2004，「養老保險金替代率研究」，*北京市計劃勞動管理幹部學院學報*，12：17-21。(Chu, F. L., 2004, “Research on the Substitution Rate of Social Endowment Insurance”, *Journal of Beijing Vocational College of Labour and Social Security*, 12: 17-21.)
- 鄧大松與薛惠元，2010a，「新型農村社會養老保險制度推行中的難點分析——兼析個人，集體和政府的籌資能力」，*經濟體制改革*，1：86-92。(Deng, D. S. and H. Y., Xue, 2010a, “Analysis of the Difficulties in the Implementation of The New Rural Social Old-age Insurance System——Analysis of Individual, Collective and Government Financing Capabilities”, *Reform of Economic System*, 1: 86-92.)
- 鄧大松與薛惠元，2010b，「新農保財政補助數額的測算與分析——基於 2008 年的數據」，*江西財經大學學報*，2：38-42。(Deng, D. S and H. Y. Xue, 2010b, “The Calculation and Analysis of the New Agricultural Insurance Subsidy Amount -A Study Based on Data of 2008”, *Journal of Jiangxi University of Finance and Economics*, 2: 38-42.)
- 鄧大松與薛惠元，2010c，「新型農村社會養老保險替代率的測算與分析」，*山西財經大*

- 學學報，4：8-13。(Deng, D. S and H. Y. Xue, 2010c, “Calculation and Analysis on the Replacement Rate of New Rural Social Old-age Insurance”, *Journal of Shanxi Finance and Economics University*, 4: 8-13)
- 穆懷中與閻琳琳，2012，「新型農村養老保險參保決策影響因素研究」，*人口研究*，36：73-82。(Mu, H. Z. and L. L. Yan, 2012, “Factors Affecting Farmers’ Participation in the New Rural Pension Insurance”, *Population Research*, 36: 73-82.)
- 穆惠元與張德明，2010，「新農保基金籌集主體籌資能力分析」，*稅務與經濟*，2：32-37。(Xue, H. Y. and D. M. Zhang, 2010, “Analysis of Fund Raising Ability of New Rural Endowment Insurance”, *Taxation and Economy*, 2: 32-37.)

二、英文部分

- Blau, D. M., 1994, “Labor Force Dynamics of Older Men”, *Econometrica*, 62: 117-156.
- Blau, D. M. and R. M. Goodstein, 2010, “Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States?”, *Journal of Human Resources*, 45: 328-363.
- Blundell, R. and P. Johnson, 1998, “Pensions and Labor-Market Participation in the United Kingdom”, *The American Economic Review*, 88: 168-172.
- Blundell, R. and T. MaCurdy, 1999, “Labor Supply: A Review of Alternative Approaches” in Ashenfelter O. and D. Card, ed., *Handbook of Labor Economics*, 1559-1695, Amsterdam: Elsevier.
- Börsch-Supan, A. and R. Schnabel, 1998, “Social Security and Declining Labor-Force Participation in Germany”, *The American Economic Review*, 88: 173-178.
- Burtless, G., 1986, “Social Security, Unanticipated Benefit Increases, and the Timing of Retirement”, *The Review of Economic Studies*, 53: 781-805.
- Burtless, G. and R. A. Moffitt, 1984, “The Effect of Social Security Benefits on the Labor Supply of the Aged” in Aaron, H. J. and G. Burtless, ed., *Retirement and Economic Behavior*, 135-171, Washington: The Brookings Institution.

- Carrasco, R., 2001, “Binary Choice with Binary Endogenous Regressors in Panel Data: Estimating the Effect of Fertility on Female Labor Participation”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 19: 385-394.
- Chan, S. and A. H. Stevens, 2004, “Do Changes in Pension Incentives Affect Retirement? A Longitudinal Study of Subjective Retirement Expectations”, *Journal of Public Economic*, 88: 1307-1333.
- Chen, Z., T. Bengtsson, and J. Helgertz, 2015, “Labor Supply Responses to New Rural Social Pension Insurance in China: A Regression Discontinuity Approach”, *IZA Discussion Paper*, No. 9360.
- Davis-Friedmann, D., 1991, *Long Lives: Chinese Elderly and the Communist Revolution*, Stanford: Stanford University Press.
- De-Carvalho-Filho, I. E., 2008, “Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil”, *Journal of Development Economics*, 86: 129-146.
- Feng, J., L. He, and H. Sato, 2011, “Public Pension and Household Saving: Evidence from Urban China”, *Journal of Comparative Economics*, 39: 470-485.
- Giles, J., D. Wang, and W. Cai, 2011, *The Labor Supply and Retirement Behavior of China’s Older Workers and Elderly in Comparative Perspective*, Policy Research Working Paper 5853, Washington, DC: World Bank.
- Goode, W. J., 1970, *World Revolution and Family Patterns*, New York: Free Press.
- Hurd, M. D. and M. J. Boskin, 1984, “The Effect of Social Security on Retirement in the Early 1970s”, *The Quarterly Journal of Economics*, 99: 767-790.
- Hussain, A., 1994, “Social Security in Present-Day China and Its Reform”, *The American Economic Review*, 84: 276-280.
- Kapteyn, A. and K. de Vos, 1998, “Social Security and Labor-Force Participation in the Netherlands”, *The American Economic Review*, 88: 164-167.
- Krueger, A. B. and J. S. Pischke, 1992, “The Effect of Social Security on Labor supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation”, *Journal of Labor Economics*, 10: 412-437.
- Lee, C., 1998, “The Rise of the Welfare State and Labor-force Participation of Older Males: Evidence from the Pre-social Security Era”, *The American Economic Review*, 88: 222-226.

- Manski, C. F., G. D. Sandefur, S. McLanahan, and D. Powers, 1992, "Alternative Estimates of the Effect of Family Structure during Adolescence on High School Graduation", *Journal of the American Statistical Association*, 87: 25-37.
- Mosisa, A. and S. Hipple, 2006, "Trends in Labor Force Participation in the United States", *Monthly Labor Review*, 129: 35-57.
- Ning, M., J. Gong, X. Zheng, and J. Zhuang, 2016, "Does New Rural Pension Scheme Decrease Elderly Labor Supply? Evidence from CHARLS", *China Economic Review*, 41: 315-330.
- Pang, L. H., A. de Brauw, and S. Rozelle, 2004, "Working until You Drop: The Elderly of Rural China", *The China Journal*, 52: 73-94.
- Pang, L. H., S. Rozelle, and A. de Brauw, 2003, "Labor Supply of the Elderly in Rural China", *China Economic Quarterly*, 2: 721-730.
- Pencavel, J., 1986, "Labor Supply of Men: A Survey" in Ashenfelter, O. C. and R. Layard, ed., *Handbook of Labor Economics*, 3-12, Amsterdam: North-Holland.
- Samwick, A. A., 1998, "New Evidence on Pensions, Social Security, and the Timing of Retirement", *Journal of Public Economics*, 70: 207-236.
- Shen, S., F. Li, and J. K. Tanui, 2012, "Quality of Life and Old Age Social Welfare System for the Rural Elderly in China", *Ageing International*, 37: 285-299.
- Shen, C. and J. B. Williamson, 2010, "China's New Rural Pension Scheme: Can It Be Improved?", *International Journal of Sociology and Social Policy*, 30: 239-250.
- Shu, L., 2018, "The Effect of the New Rural Social Pension Insurance Program on the Retirement and Labor Supply Decision in China", *The Journal of the Economics of Ageing*, 12: 135-150.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, 2011, *World Population Prospects: The 2010 Revision, Highlights and Advance Tables*, Working Paper No. ESA/P/WP.220, New York: United Nations.
- Vanderhart, M. J., 2003, "Labor Supply of Older Men: Does Social Security Matter?", *Economic Inquiry*, 41: 250-263.
- Vere, J. P., 2011, "Social Security and Elderly Labor Supply: Evidence from the Health and

Retirement Study”, *Labor Economics*, 18: 676-686.

Wang, D., 2006, “China’s Urban and Rural Old Age Security System: Challenges and Options”, *China & World Economy*, 14: 102-116.

Yang, Y., J. B. Williamson, and C. Shen, 2010, “Social Security for China's Rural Aged: A Proposal Based on a Universal Non-Contributory Pension”, *International Journal of Social Welfare*, 19: 236-245.

The Impact of New Rural Social Pension Insurance on the Labor Supply of Rural Elderly in China—Evidence from 2011 National Baseline Data^{*}

Fung-Mey Huang^{**} and Xiao-Wan Ye^{***}

Abstract

The New Rural Social Pension Insurance (NRSPI) system implemented in 2009 has filled the gap of China's rural pension system that has been suspended since 1997. In this study, China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) 2011 national baseline data was adopted to evaluate the effectiveness of the NRSPI, from the perspective of the labor supply of the rural elderly. Empirical findings show that the NRSPI has a “crowding-out effect” on the the hours worked of the rural elderly. Participating in NRSPI significantly lower 161 and 82 hours worked annually for the entire elderly and for the working elderly, respectively. The

* We are grateful to the Editor and two anonymous referees for their constructive comments and suggestions on earlier versions of this article. We gratefully acknowledge financial support from Taiwan's Ministry of Science and Technology (under project MOST: 108-2410-H-002-015-MY2). Any errors are our own.

** Associate Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University. Corresponding Author. Tel: +886-2-33662650. Email: fmhuang@ntu.edu.tw.

*** Master, Department of Agricultural Economics, National Tawian University.

NRSPI, however, has insignificant impact on the retirement behaviors of the rural elderly. Furthermore, these crowding-out effects are increasing with the duration of the NRSPI participation. The crowding-out impacts of the NRSPI on working hours are also larger, for men and those with poor health, and those with low family income level.

Keywords: Aging, New Rural Social Pension Insurance, Labor Force Participation, Hours Worked

JEL Classification: J16, J24, J31