

培訓前工資、勞動者能力自我篩選與農村勞
動力培訓結果：浙江農村勞動力培訓計畫的
一項試點調查研究

陳耀波

滬港發展聯合研究所

Shanghai-Hong Kong Development Institute

二零一零年十月

作者簡介

陳耀波為美國德保羅大學公共服務學院教授。

研究方向：農村勞動力培訓、勞動力轉移、勞動力市場

培訓前工資、勞動者能力自我篩選與農村勞動力培訓結果：浙江農村勞動力培訓計畫的一項試點調查研究

Cream-Skimmer or Underdog?

A pilot study of rural labor training program in Zhejiang, China

摘要

勞動力培訓計畫最關注的問題之一是參與者的能力和培訓目標物件之間的不匹配。勞動者的能力可能對勞動力培訓計畫的成果產生重要的影響。本文的目的是使用中國浙江省一項初步調查的資料，考察勞動力參與培訓的激勵（程度）。本文使用工具變量回歸方法作為研究勞動力培訓參與問題的一種方法。本文表明，在一個村中家庭到培訓中心的平均距離、家庭中的勞動力比例是影響農村勞動力培訓參與程度的重要工具變量。調查發現與以往不同，過去的研究認為培訓前工資下降的效應（Ashenfelter's dip）可能會降低參加培訓的“機會成本”。而本文認為培訓前的工資下降會引起能力較高的勞動力參加培訓，產生“擇優效應 cream skimming effect，或稱為撇脂效應”。本文進一步表明，擇優效應和培訓均對收入變化產生正向作用。因此傳統的“機會成本”觀點在擇優效應和培訓的作用中得以延伸到勞動者能力的自我篩選問題上去，並可用於修改今後對農村勞動力培訓計畫的設計。本文還強調，其他的勞動者福利如匯款和工作時間的變化很少受到培訓的影響。這表明，除了側重於收入的影響，培訓計畫的實施還需要注意整體福利的影響。把擇優效應和低福利的問題放在一起，可以看到對於農村勞動力培訓計畫我們需要建立更好的問責制和對培訓計畫的管理。

Abstract

The mismatch between laborer's abilities and the target subject of the training program is one of the most primary concerns for a labor training program. The ability of different workers may significantly affect the outcomes of a labor training program. The objective of this paper is to look at the incentive of labor to enter the program using data of a pilot study at Zhejiang province in China. It has been observed that usually laborers who receive a high salary but are deprived of a bright career option are the ones who enter the training program, so that they can avail better work. My aim is to demonstrate a way to look into these labor training program participation issues using instrumental regression. This paper shows that the average distance of a training center in a village, and the active labor proportion in a family are the core instruments that influence participation of laborers in the rural labor training program. It suggests that rural laborers enter the training program due to the availability of abundant labor in a family, and the convenient conveyance cost to the training center. However, the "Ashenfelter's dip," a pre-program wage drop, is a weak instrument to gauge the intensity of rural labor participation in the training program. This method of study is different from the previous studies, which state that a wage drop may reduce the "opportunity cost" of entering a training program in other settings. The "Ashenfelter's dip" on the other hand may induce workers of higher caliber to enter the training program and cause the "cream-skimming" effect to training program. The paper further shows that both cream-skimming and training have positive effects to income changes. The traditional view of "opportunity cost" to enter a training program is extended by the result of cream skimming and training and can be used in revising the future design of rural labor training program. This paper also highlights other labor welfare such as remittance and working hour changes is hardly affected by training. This suggests that apart from focusing on income effect, the training program also needs to pay attention to overall welfare effects. Putting the cream-skimming effect and the low welfare issues together, a better accountability and governance of the training program which actively takes into account of rural laborer needs may be called for.

一、導言

勞動力培訓計畫最關注的問題之一是，培訓計畫和參與其中的勞動力類型之間的適當匹配問題。農村勞動力培訓計畫的主要目標是，培訓那些完成培訓後能夠獲得更高收入的人。理論上講，一個培訓計畫中一般有三種類型的勞動力。理想的勞動力類型是在培訓後可以獲取更高收入的人，他們決定是否參與培訓計畫取決於他們（放下他們的農村家庭工作）參與培訓的可能性和參與培訓的交易成本。而勞動力培訓計畫通常面臨的問題來自另外兩種不合適的學員。第一種是能力較差的人，他們的能力低於平均水準，並且不符合培訓的標準，無法從培訓中獲益，所以不是培訓計畫的目標物件。第二類是能力較高的勞動力，他們比平均勞動力擁有更高的水準，也不是培訓計畫的目標物件。具有較高素質的勞動力參與培訓是為了利用培訓的信號作用或其市場作用以獲得更好的職業。這可能會影響培訓的效用和生產力，因為這些勞動力培訓後獲得的較高收入不是培訓的作用，而是由於勞動者的個人能力。這也導致了培訓領域的一種趨勢，高素質勞動者對培訓計畫的目標學員產生了“擠出”效應，減少了目標學員參與培訓計畫的可能性。

除了勞動力類型選擇的問題，培訓前的工資下降（低於對照組）也可能是選擇培訓計畫的一個重要因素（Ashenfelter，1978）。從“機會成本”的角度來說，培訓參與率可能由於培訓前工資下降而上升，因為培訓期間所放棄的工資降低了。也就是說，工資降低越多，培訓的機會成本就越低，個人參與培訓計畫的可能性就越大（Ashenfelter and Card，1985；Heckman，1978；Heckman and Robb，1985）。本文將培訓前的工資下降與勞動力類型問題相結合，並將“培訓前工資下降的效應”納入到我們的例子中。這一觀點認為當高於平

均工資的勞動者面臨收入降低時會參與農村勞動力培訓計畫。收入較高的勞動力工資下降可能激勵他們為了在將來獲得更好的工作而參與培訓計畫，從而加速擇優效應（cream skimming effect）。然而，在農村勞動力培訓中，勞動力不一定會由於“機會成本”而具有培訓的動機，因為這些類型的農村培訓計畫通常是短期的，不一定會對收入造成損失。而工資下降本身可能足以使勞動力參與職業培訓，因為他們希望未來收入有所增加。

因此本文試圖將培訓前工資效應和不同類型的勞動力選擇問題結合到農村勞動力培訓中去。本文的主要目的是，先確定接受過培訓的勞動力的特點；然後考察農村勞動力計畫對其學員的作用，並嘗試研究計畫的整體福利作用。本文對評估培訓計畫十分重要，因為目標定位錯誤的培訓計畫可能影響培訓的成果。我將使用一項來自浙江省縣級市的試點調查，考察當前中國農村勞動力培訓計畫“陽光工程”的相關問題。

“陽光工程”，是一項新的勞動力培訓活動，最初由中國中央政府於2004年4月提出，作為農村扶貧的一種措施。農村勞動力計畫的目的是，使農民具有專業知識，並將他們轉變成適應崗位元需要的勞動力。從培訓的規模上說，這一計畫也許是人類歷史上最大的，預計到2010年將培訓21個指定省份和自治區的3,500萬農村勞動力（農業部，2004）。我們的調查十分重要，因為要使這麼大規模的一個計畫獲得成功，勞動力類型與計畫目標間的適當匹配十分關鍵。

本文的主要內容是強調了以下幾個觀察到的現象：第一，受培訓勞動力呈現出以下特點：1）較少的外出打工（out-migration）經歷；2）較高的女性參與比例；3）家庭中較高的勞動力比例。這些特點表明農村培訓參與者的競爭力相對較弱。第二，使用工具變量（IV）回歸法表明，培訓提高了參與者的收入，並成功解釋了培訓

參與率與家庭中在職勞動力比例及家庭到培訓中心的平均距離的關係。這兩個工具變量分別表示培訓對於個人的可得性和培訓的交易成本。為了研究培訓的“機會成本”問題，我還使用了三個反映培訓前工資下降的工具變量來表示“培訓前工資下降效應”，但並未發現個人因為這個原因參與培訓的證據。相反地，工資下降可能導致高收入的勞動力通過預期收入減少產生擇優效應而參與培訓計畫，。工具變量回歸還表明，培訓和“擇優”均對收入變化產生正向作用。這些結果說明培訓計畫需要一個更好的監督機制，因為招生管理可能成為一個問題。但除了收入增加，沒有其他統計證據表明培訓計畫實現了其他福利提高的效應。也許我們需要一個更全面的考慮移民需求的培訓計畫。

本文先簡要概述了中國農村勞動力培訓計畫的必要性，該計畫可以作為一項扶貧的措施。第三部分說明瞭陽光工程的組織結構。之後的部分介紹了浙江的試點調查，並評估了勞動力培訓對勞動力福利的影響和貢獻。結論部分討論了勞動力培訓計畫的有效性及其意義。

二、農村勞動力培訓及其政策意義

額外為什麼目前農村勞動力培訓是重要且必須的呢？農村勞動力培訓，目前被視為是扶貧的一種方法，這一計畫雖然可能無法完全解決農村的失業問題，但也許能為部分培訓者在培訓後提供得到第一份臨時勞務合同的機會。其次，不能忽略該計畫對長期就業的影響（Autor, 2001；Autor and Houseman, 2005）。一直以來，中國中央政府關心的發展重點是農村欠發達地區和高比例的農村人口。這些問題導致了上世紀八十年代改革以來自發形成的農村勞動力向城市轉移的熱潮。這些從農村到城市的勞動力一度被稱為“盲流”，因

為他們在城市勞動力市場中受教育水準和技能水平均處於較低的水準。根據 Arthur Lewis 的觀點，“農村勞動力的無限供給”將降低城市的工資水準 (Lewis, 1954)。但事實上由於城市的勞動力市場制度限制，農民工在城市的工資水準降低是由於農村勞動力之間的相互激烈競爭，這種競爭直接與以下因素有關：農民工的低技能水準，他們可獲得的工作的性質，以及城市的勞動力市場結構（給定政府和城市公眾在各層面上對農民的戶口制度限制和其他歧視性政策）。因此，激烈的競爭往往發生在轉移勞動力自己當中，而不是發生在轉移勞動力與城市居民之間。轉移勞動力的低技能水準造成與勞動力市場不匹配，從而降低了轉移勞動力的工資結構，而不是城市居民的工資結構。於是大部分農民工家庭收入幾乎相當於農村收入，因此他們的生活條件並未得到改善。這一問題的持續存在可能導致將來出現貧民窟和經濟衰退。由於勞動力市場不匹配，這些農民工往往沒有動機去提升自身的技能水準。從這個方面看，在城市地區的增長速度遠遠超過大多數農村地區的中國，無法提高農村勞動力的人力資本會造成城鄉距離拉大。政府如何減少城鄉不平等現象已成為近年來一個緊迫的問題。

傳統的中國扶貧計畫一直集中於提供基本的需要，或與農業有關的投資。雖然這些計畫幫助（通常比城鎮居民窮的）農民提高了農業生產力，但沒有為他們提供更好地利用其能力，至少是天生能力的其它機會。本文中的勞動力培訓計畫不同於其他職業培訓計畫。這項計畫側重於低技能和非移民的農村居民。¹其目標是要提高他們的技能和增加具有技能的農村轉移人口的數量，以滿足產業發展的需求。在這個意義上，這一計畫也許會率先為多樣化農村勞動力投入提供一種方法。

¹ 大多數國家集中於三類培訓計畫：培訓長期（超過 12 個月）失業的人口、培訓產業轉移的工人（比如由於大公司或產業重組產生的）、培訓年輕人（常常是輟學的人），參見 O'Leary *et al.* (2001)。

三、陽光工程的結構和組織簡介

陽光工程是一項農村勞動力培訓計畫，旨在提高城鄉轉移勞動力的品質和數量。該計畫覆蓋了 26 個省（市和區），其中包括新疆生產建設兵團和黑龍江農墾總局（四川農業局科技教育司，2004）。

該計畫主要側重於那些可能受益於農村勞動力培訓的人。其目標是使這些接受過培訓的農民中至少有百分之八十轉移成為非農勞動力，並在其他部門也能找到工作。換句話說，該計畫的重點不僅是那些生活在貧困中的農民，還引入一種戰略以減少剩餘勞動力在農村地區造成的壓力，並為工業提供受過訓練、具有基本技能的勞動力。

培訓規模的目標是由省一級決定，經中央政府批准的。培訓的職責由地方一級的組織者共同承擔。2004 年和 2005 年參與培訓的人口是每年 250 萬人。這一計畫的目標是，2006 年至 2010 年每年培訓農村居民 600 萬人。2004 至 2010 年接受培訓的農村人口總數將達到 3,500 萬。（農業部，2004 年）

這一培訓計畫的財政支持來自中央和地方政府，但地方政府是主要貢獻者。如果中央政府出資 100 元，當地政府為使該計畫運作將出資不低於 100 元。補貼的重點是那些擁有農村轉移勞動力最多、農業生產規模最大和農村貧困最集中的省份。補貼方式可以直接減少培訓費用，也可以通過提供勞動力培訓券。勞動培訓券必須由地方一級的財政部門或陽光工程辦公室直接發放給農民，並允許農民自己選擇培訓機構（農業部，2005a，第 11 條）。然而，農村勞動力培訓的財政支持對象不包括在職培訓的人（農業部，2005b，第 9 條）。

計畫持續時間通常在 15-90 天左右，視培訓種類而定。地方政府可以根據當地勞動力市場的條件和要求制定自己的培訓計畫，包括

計畫長度、類型和工種。根據規章，這些培訓可以由政府機構如職業學校提供，也可以由當地的私人組織提供。然而，勞動培訓的標準應符合勞動力的需求。最近，中央政府確定了家政、餐飲服務、酒店服務、按摩、建設和製造業為大量需求的職業（農業部，2004，第5條）。此外，一系列的補充性勞工計畫的服務也已推出，作為勞務培訓的附屬服務以支援當前的勞動力市場，包括：勞動者權利保護，勞動法，城市生活的基本知識，求職服務（農業部，2005a，第2條）。

四、勞動力培訓對勞動者福利的影響：來自試點調查的證據

4.1 調查資料和假設

表 1 是被調查家庭的分佈和數量。由於部分勞動力可能已經轉移到其他地方工作，我們向每個被選中家庭的戶主調查資訊。我們通過詢問對家庭的貢獻來確認一家中最重要的轉移勞動力。本文中我們只考慮有工資的勞動力，因為家庭農業生產中的個人努力和成果很難區分。然後，我們詢問自 2001 年以來過去五年中轉移勞動力的相關歷史資訊。我們還詳細調查了工作時間、假期、工資資訊、這五年間的匯款金額以及家庭背景資料。

如表 1 所示，受訓的勞動力一般比非受訓的勞動力大一歲，平均教育經歷少半年。此外，他們作為轉移勞動力的平均工作年份比非受訓的勞動力少 50% 以上。受訓勞動力的平均移民工作經歷僅 4.67 年，而非受訓的勞動力有 7.38 年的移民工作經歷！然而，受訓勞動力的家庭平均收入水準（2.87）高於非受訓的勞動力家庭（3.12）。把所有特點加在一起，可以初步判斷，這些接受培訓的勞動力做法似乎是合理的，因為他們缺少移民的經驗，年紀更大，教育水準更低，這些都使他們成為農村勞動力培訓計畫的目標物件。

政策制定者當然希望培訓計畫可以有效地吸引匹配類型的勞動力參與該計畫。個人參加培訓計畫或許出於許多原因。典型的例子是，比對照組相比，較低的培訓前工資可能會降低個人參與培訓的機會成本（Ashenfelter，1978：52）。²如果這樣的話，工資收入較高的勞動力面臨工資下降時，會選擇參與培訓計畫以獲得將來更好的工作機會，加速了擇優效應。因此，知道參與培訓計畫的是優等生還是劣等生很重要。圖 1 比較了自 2001 年以來五年間平均小時工資的變化過程，左上圖和左下圖分別代表非受訓和受訓的女性勞動力，而右上圖和右下圖分別代表非受訓和受訓的男性勞動力。總的來說，不同性別間存在工資差距。

比較受訓和非受訓的女性勞動力，可以發現除了沒有接受過培訓的女性勞動力在 2004 年工資陡升外，兩組工資水準大致相當。培訓前（2003 年以前），接受培訓的女性工資水準（低於每小時三元）比沒有接受培訓的女性（略高於每小時三元）更低。培訓後，她們的工資趨於一致，2005 年受訓女性的工資似乎略高於非受訓的女性。

在比較受訓和非受訓的男性勞動力時，產生了一些有趣的現象。第一點是，不同於女性培訓前工資的差異，2001 年，也就是培訓前（培訓在 2003 年或 2004 年），受訓的男性收入就比非受訓的男性收入高 30%。非受訓男性在 2001 年和 2004 年的平均小時工資接近 4.8 元和 4.9 元，而受訓男性的平均小時工資接近 6.3 元和 6.6 元。然而，非受訓移民的工資上升趨勢和受訓移民的工資下降趨勢也許是個人選擇參與培訓計畫的一個因素。這是因為，當人們遭遇工資下降時，

² Ashenfelter 指出，培訓者往往在參與計畫前遭遇了收入的突然降低。這種“培訓前的工資下降”無疑反映了經濟環境惡化，並至少部分地解釋了個人決定參與培訓的原因。知道培訓前的收入水準是暫時的還是永久的，對設計適當的統計模型以解釋不可觀測的變量選擇相當重要。

可能更加關心他們的未來職業生涯。另一個有趣的發現是，接受培訓的移民收入在培訓後就反彈到了 2001 年的水準。然而，沒有接受培訓的男性移民自 2003 年收入有下降的趨勢。這是一個有趣的現象，培訓可能有助於那些職業生涯遭遇低迷的人，但其能力並不一定低於非受訓移民。總的來看，這些發現符合適應性期望理論和“培訓前工資下降效應”的觀點，即工資降幅越大，個人就越有可能參與培訓，即使他們已經具有更高的能力。³這也許是經歷職業低迷的個人參與培訓計畫的動機。但我們的例子不同於“培訓前工資下降效應”，因為現在擁有更高工資的勞動者面臨工資下降，並參與了培訓計畫。這種類型的勞動力在面臨工資下降時，也許將培訓作為了他們未來職業生涯的一個保障。

現在的問題是，“培訓是否對個人在勞動力市場中的表現有所影響，或者，僅僅是有更高能力的人在面臨前期收入下降威脅時希望通過培訓的信號作用來保障自己的事業”。

4.2 方法、識別戰略和變量

正如圖 1 所示，受訓和非受訓勞動力不同的工資趨勢違反了能使用傳統倍差法（difference-in-differences approach）的假設。為了探討培訓的效應，我首先進行 OLS 回歸，並進行初步分析，然後使用工具變量回歸法分析參加培訓的原因。我假設小時工資的變化取決於個人可以觀察到的能力以及它們藉以找到工作的社交網路。個人層面的回歸方程如下：

$$\ln W_{ivy} = T_i\phi + Z_{ivy}\beta_y + \lambda_y + \alpha_v + U_{ivy} \quad (1)$$

這個基本模型是一個典型的回歸方程，其中 i 表示個人， v 表示村， y 表示年。 T 是虛擬變量，0 代表沒有接受過培訓的勞動力，1

³ 換句話說，當個人面對工資上升時，很可能會預期他們的工資在未來時期內仍會上升，反之反是。

代表接受過培訓的勞動力。該模型有一組個人層面的協變量 Z_{ivt} ，時間效應 λ_t ，村固定效應 α_v ，還有誤差項。我感興趣的是平均培訓係數 θ 。這樣設計等式是為了在控制可觀察的個人協變量後，方便考察培訓的作用。之後還會介紹方程（1）略微變化的形式。

個人固定效應是不適用於這模型，因為一些獨立變量在時間上是固定的，比如性別、年齡、移民經歷。因此，我將在後面適當的時候將年和村引入模型作為固定效應。為了確保模型設計合理，在下一節表 3 的 OLS 估計開始時即引入省略變量檢驗。此外，為了獲得協方差和調查設計效應的一致估計，我將使用傑克耐夫方法（jackknife method）來處理回歸中的調查設計效應。

本文的根本目的是要說明培訓如何影響收入：小時工資的對數是衡量結果的因變量。我相信在中國，小時工資是衡量培訓成果更準確的方法。這是因為通常轉移勞動力在一個工作日內工時很長，他們的假期比城市地區的勞動力要少，且假期通常集中在春節，這也許可以解釋為什麼在此期間的火車擁擠不堪。然而，小時工資在政府統計和大部分調查中不常見。這就是為什麼我們特地要在調查問卷中設計各種問題來收集小時工資的資料。

個人參加培訓計畫也有可能出於其他一些影響。在這方面，勞動力參與培訓是一個典型的同時涉及到可觀察和不可觀察特點的例子。我將使用兩套工具變量：家庭中勞動力的比例，和在一個村中到培訓中心的平均距離。把家庭中勞動力的比例作為培訓參與程度的工具變量，是因為它可能會影響到勞動力參與正常工作，但不會與培訓後的收入有明顯的聯繫。而在一個村中到培訓中心的平均距離代表了參加培訓的交易成本，它也不會與第二階段回歸中的收入相關。

為了檢驗“培訓前工資下降效應”對培訓計畫作用的假說，我將使

用培訓前的這一年與前一年的工資差別作為工具變量。這樣做是想觀察當個人在培訓前面臨收入下滑時是否會為了信號作用參與培訓計畫。我將使用不同的工資差異的變量形式，來考察工資下降對參與勞動力培訓計畫的影響。在 Ashenfelter (1978) 的模型中，培訓前的收入歷史對其估計起到了很大的作用。Ashenfelter(1978)指出，收入資訊包含了不可觀測的個人能力的固定效應。此外，暫時的收入下降會使結果對用以構造第一個差分模型的基年很敏感。記住這一點，在培訓前的年份，2002 年和 2003 年，當工資不低於去年時，將第一個變量設為 0，當工資低於去年時，將第一個變量設為 1。這種構造工具變量的方法類似於 Angrist and Pischke (1999) 使用的方法，他們在對擁有第三個孩子的第一步回歸中，使用 1 代表擁有兩個同性別的孩子，0 代表相反的情況。然而，有時培訓前的工資差別可能無法對培訓產生即刻的影響。因此，我還會使用工資差別的滯後項作為替代工具變量。此外，我將用實際小時工資與培訓前一年的工資差別作為計畫參與的工具變量。我將在之後的回歸中檢驗這些工具變量的有效性。

為了檢驗擇優效應對收入變化的影響，我使用變量“能力較高的勞動力 (cream-skimmer)”來代表在培訓前 (2001 年和 2002 年) 工資高於平均水準的個人，1 代表其小時工資高於平均水準，0 代表相反的情況。回顧圖 1 已經顯示了性別收入的差距，因此，在這一變量中我對不同性別分別計算小時工資。由於優等生是那些能力已高於平均水準、利用培訓計畫以彰顯其能力的人，於是擇優效應反映了收入變化，也是一個自選擇的問題。擇優效應反映的是能力更高的人參與培訓的過程。眾所周知，高能力常與其收入聯繫在一起。因此，我們不能在第一階段使用任何變量作為能力的工具變量，因為它將與第二階段的因變量收入相關。於是我們考慮，如果培訓前的工資下降會影響高收入的個人參與培訓計畫，並且不影響收入變

化，那麼就可以使用培訓前工資下降作為第一階段回歸中“能力較高的勞動力”的工具變量。在第二階段回歸中，我就可以考慮擇優效應，將收入變化對“參與培訓”與“擇優效應”同時進行回歸。或者說，我假設培訓和擇優是同時發生的，可以用前面提到的工具變量來代表，並且不與第二階段的因變量相關。由於“參與培訓”與“擇優效應”都會出現在第二階段回歸中，它們可以互相控制對收入變化的影響。

培訓不僅影響到收入，還會影響勞動力的福利，如匯款、工時和假期。在 4.5 中，為了進一步考察培訓計畫對其他勞動力福利的影響，我將使繼續使用方程 1 中的解釋變量和工具變量，但將因變量變成匯款、工時和假期。緊接著將具體介紹回歸中使用的變量。其他解釋變量如下：當政策制定者想要知道勞動力培訓對其家庭福利的影響時，會特別關心匯款的變化。本文用培訓前（2001 年）和培訓後（2005 年）匯款額的變化來衡量匯款的變化。這是一個虛擬變量，0 代表 2005 年匯款不高於 2001 年的水準，1 代表相反的情況。

在方程（1）的 Z_{iv} 中還有兩組解釋變量。第一組變量是可以觀測的個人能力：如個人教育經歷（年），年齡，性別，婚姻狀況，和移民經歷（年）。第二組解釋變量是移民找到工作的途徑。這意味著移民就業的社會網路，我將它定義為離散的變量，賦值如下：1=自己，2=家庭成員，3=親戚，4=朋友，5=同村的老鄉，6=工頭，7=勞動仲介，8=其他。我使用“移民找到工作的途徑”來作為控制變量。

4.3 回歸結果

在這一節中，我將首先顯示 OLS 回歸中培訓變量的不穩定性。然後，在表 3 種說明工具變量回歸所顯示的勞動類型選擇對收入變化的影響。表 4 將工具變量回歸拓展到“擇優效應”對收入變化對的影響。表 5 說明培訓對其他勞動福利解釋變量的影響。由於本文的研究重點是培訓效應，這一節我將集中討論培訓效應及其工具變量。

表 2 說明瞭 OLS 回歸的結果。觀察各列資料顯示的不同方程形式的結果時，我們首先發現的是培訓效應的不穩定性：第一個和最後一個回歸方程中，培訓的係數是負值，但第二個回歸中是非負值，雖然這一係數很小且微不足道。有人可能會擔心存在遺漏變量，從而產生估計偏差；但是，在回歸中單獨使用高階的解釋變量，遺漏變量誤差檢驗並沒有拒絕零假設，在 10% 的置信空間內沒有遺漏變量。拉姆齊檢驗 (Ramsey test) 強調了最後一個回歸方程，不太可能發生方程的形式錯誤。因此，我將在下一步的回歸中使用雙側固定效應模型 (two ways fixed effect model)。

培訓係數的估計值， $\hat{\theta}$ ，代表對培訓效應的估計， $[E(Y_{0i}|T_i=1)-E(Y_{0i}|T_i=0)]$ 。因此只有當非受訓勞動力與受訓勞動力的平均工資相等時，才會使 $[E(Y_{0i}|T_i=1)-E(Y_{0i}|T_i=0)]$ 。然而，沒有受過培訓的勞動力可能有更好的工作前景或預期機會，因為他們在培訓前的 2002 年工資呈上升趨勢。這種情況下， $[E(Y_{0i}|T_i=1)-E(Y_{0i}|T_i=0)]$ 將是負的。相反，如果受過培訓的勞動力可能有更好的工作或更高能力的勞動力參與該計畫， $[E(Y_{0i}|T_i=1)-E(Y_{0i}|T_i=0)]$ 將是正的。在這兩種情況下，我們可以將其視為在職培訓的選擇偏誤。這一論點說明在第二階段控制其他解釋變量後，第一階段的工具變量回歸基準即為方程 2。

$$T_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} \quad (2)$$

第一個回歸中的工具變量為 $wkrprfm$ ，家庭中的在職勞動力比例，代表勞動力參與培訓的可得性； $avedist$ ，培訓中心到勞動力家裡的平均距離，代表參與培訓的交易成本。除了第一個回歸中的工具變量，在第二、三、四個回歸中都將引入“培訓前工資下降效應”的不同表現形式。

$$T_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} + waggdiff_i \quad (2.1)$$

第二個回歸加入啞變量 $waggdiff$ ，1=培訓前工資低於上一年，0=

相反的情況。

$$T_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} + L.wagediff_i \quad (2.2)$$

第三個回歸加入 $L.wagediff$ ，第一階段回歸中 $wagediff$ 的滯後項。

$$T_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} + wagedifva_{it} \quad (2.3)$$

第四個回歸增加了培訓前實際工資差別這一變量，它等於在 2002 年和 2003 年工資減去上一年的工資。表 3 是四組工具變量的回歸結果。

表 3 的工具變量回歸顯示了培訓對收入變化的不同影響。第二階段的回歸中，在 1% 的置信空間所有培訓的工具變量都對收入變化有顯著的影響，表明計畫中可能存在勞動力類型的選擇問題。表 2 的 OLS 回歸表明，我們的系統方程是確定的，但我們仍然需要確保我們的工具變量是有效的，即它們對結構方程而言是外生的。首先我們計算 Hansen-Sargan 統計值，檢驗不包含的外生變量或工具變量與回歸誤差是不相關的這一零假設。然後我進一步檢驗代表培訓參與的工具變量的有效性。除了最後一個回歸中培訓前工資差異已經在第一階段的回歸出現，所有其他方程形式均不能拒絕工具變量與結構性誤差項不相關的零假設，表明我們的等式系統是形式完好的。⁴也就是說，加入培訓前工資差異作為工具變量被 Hansen-Sargan 統計值拒絕了。似然比冗餘檢驗也表明培訓前工資差異變量是多餘的，

⁴ 我使用 Cragg-Donald 檢驗顯著地拒絕了等式系統非合理的零假設（也就是說，係數簡化形式的矩陣秩為 $K-1$ ，其中 K 是回歸量的個數）。這樣的結論再次證明瞭我們的等式是合理的。為了確保這一結論不受著名的弱工具問題的影響，我們還使用了 Shea (1997) 局部 R^2 檢驗，並計算與其相關的 F 統計值。Shea 的局部 R^2 等於排除工具變量和外生回歸量之間的“局部相關係數的平方”。我們發現在所有的四個回歸方程中， F 統計值都是統計顯著的，且拒絕了我們使用的工具變量與外生回歸量不相關的零假設，說明我們的工具變量沒有弱工具問題。如有需要，可提供相關的檢驗結果。

因為表 4 中在第二階段回歸使用培訓前工資差異變量並沒有改善估計的漸近效率。⁵因此，從培訓前工資下降的角度看，表 3 並沒有顯示“培訓前工資下降效應”的證據。表 4 中的工具變量回歸表明，參與培訓很大程度上是由一個家庭中在職勞動力的可得性和來往培訓中心的交易費用決定的。然而，倘若不控制第二階段回歸的擇優效應，訓練的效應可能被誇大。下一節使用相同的工具變量來說明優等生如何影響培訓計畫中的收入變化問題。

4.4 擇優效應對培訓者收入變化的影響

本節主要考察學員擇優效應對收入變化的影響，使用上一節中的培訓前工資差異變量和“培訓前工資下降效應”作為主要工具變量。記得上一節中，培訓前工資差異變量代表“培訓前工資下降效應”並沒有顯著地解釋培訓參與。而工資下跌也許會使“更高能力的勞動力”參與計畫。

在第一階段回歸中把“擇優”作為工具變量的本質如下：

如果作為工具變量的“培訓前工資下降效應”變量與“擇優”相關，但與第二階段回歸的因變量“小時工資的對數”不相關，那麼這一工具變量就是有效的。此外，在第二階段回歸控制了培訓參與後，就可以估計擇優效應對收入變化的影響了。為此，我們使用之前的工具變量，控制第二階段的其他因變量，並將第一階段的工具變量回歸方程設置為方程 3。

$$Cream_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} + wagdiff_i \quad (3)$$

表 4 中，在 OLS 回歸後，其餘是使用“培訓”和“擇優”工具變量

⁵ 基於回歸量與（有或沒有）工具之間典型相關的似然比檢驗表明工具變量是冗餘的。在工具變量多餘的零假設下，統計值分佈為卡方分佈，自由度 = （外生變量的個數）*（檢驗的工具變量的個數）。對這一零假設的拒絕說明我們使用的工具不是多餘的。

的回歸。在上一部分已介紹了“培訓”的工具變量回歸方程。方程 3 中的“cream”代表“擇優效應變量”，即培訓前（2001 年和 2002 年）的工資高於平均水準的個人，其中 1 表示培訓前的小時工資高於平均水準，0 表示相反的情況。第二個工具變量是 *wkrprfm*，一個家庭中的在職勞動力比例，它反映勞動力參與培訓計畫的可得性；*avedist*，勞動力家庭到培訓中心的平均距離，代表參與培訓的交易成本；啞變量 *wagediff*，1 表示培訓前工資低於上一年，0 表示相反的情況。除了 2.1 和 2.3 中設定的培訓工具變量回歸方程，考察“擇優效應”的第二、三、四個工具變量回歸方程還加入了“Ashenflter’s dip”變量，只是具體形式不同。

$$Cream_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} + L.wagediff_i \quad (3.1)$$

表 4 中的第三個回歸加入變量 *L.wagediff*，即第一階段回歸中 *wagediff* 的滯後期變量。

$$Cream_i = wkrprfm_{it} + avedist_{it} + wagedifva_{it} \quad (3.2)$$

第四個回歸增加了培訓前的實際工資差異，相當於當年（2002 年）工資減去去年（2003 年）的工資。

表 4 中的第一個回歸方程是 OLS 回歸的結果，表明培訓的影響是不顯著的，與表 2 中的培訓效應相似。但是“擇優效應”顯著地不為零。之前已經討論過，OLS 回歸結果可能由於自身選擇問題而產生誤差。因此，第二和第四個回歸方程顯示培訓和“擇優效應”對所有工具變量都是顯著正相關的，但在引入“更高能力的勞動力”後，培訓的效應減少了。這是一個合理的結果，因為表 3 中的培訓效應沒有控制“擇優”的問題。例如，將表 3 中第一列的培訓係數與表 4 中第 2 列加入了“擇優”的相同工具變量回歸比較，在控制擇優效應後，培訓的作用下降了 22%！

比較對這些工具變量回歸的檢驗，使用 $L.wagediff$ 的工具變量不能拒絕冗餘測試，這意味著加入這一工具變量不能增加模型的解釋能力。雖然使用 $wagediff$ 和 $wagedifva$ 的工具變量都對第一階段回歸有顯著的解釋力，工具變量 $wagedifva$ 不能拒絕弱工具檢驗。唯一的通過了所有檢驗的工具變量是第二個回歸中的 $wagediff$ 工具變量。如果我們接受這一結果，可能的解釋是農村地區的“優等生”能力更高，收入更高。然而，正如圖 1 所示，由於農村環境和選擇工種的限制，他們的平均收入不見得非常高。按照這一邏輯，工資下降足夠使這些“優等生”參與培訓。儘管擇優效應是顯著的，根據表 4 第二個回歸方程的係數，培訓對收入變化也會產生積極的影響。此外，工資下降並不一定減少了參與農村勞動力培訓計畫的“機會成本”，因為首先，不同於 $Ashenflter$ 的例子，在我們的例子中，培訓時間很短（通常在 1-2 周）。其次，陽光工程是一項政府資助的培訓計畫，勞動力基本不承擔任何培訓費用。因此，這裡“機會成本”的觀點不成立，成立的是“對職業生涯關心”的論點，即工資下降可能意味著勞動者競爭力下降，從而吸引勞動力參與培訓計畫。此外，政府將在培訓後發放畢業證書，說明他們顯示自己的實力。雖然培訓和擇優效應可能對收入變化有影響，我們認為還是很值得考慮培訓的其他福利影響。

4.5 培訓的其他福利效應？

如表 3 顯示，培訓可能對工資變化有積極的影響，但是，我們仍然需要知道培訓如何影響個人和家庭的福利。匯款是衡量移民家庭福利的一個重要指數，並為決策者和學術研究者所一直關心；在這一節中，把總工時作為一項代表個人福利的指數，我將考察培訓對總工時的影響。

把匯款總額作為因變量的一個常見問題是，匯款總額會隨工作時間變化和工資變化而改變。為了分離工資和工作時間的變化對匯

款的影響，我們將建構兩個衡量培訓對匯款作用的變量，“每小時匯款的對數”（lremithr）和“匯款與工資比例的對數”（lremipro）。第一個變量衡量每小時工作的匯款。第二個變量衡量匯款與工資的比例。這些變量可以精確地測量受工作影響的匯款，這樣就可以消除使用匯款總額的問題。我感興趣的是培訓對這些變量的平均影響。

表 4 中的勞動者福利包括來自培訓的家庭福利（由 lremithr 和 lremipro 代表）和來自培訓的個人福利（由工作時間的對數（lwkttlhr）代表）。⁶這些福利效應可能由培訓計畫產生，受到決策者的關注。我檢驗基準的工具變量，即表 3 第 1 列中的變量和工具變量，對代表學員其家人福利的變量的影響。⁷第一個回歸方程的因變量是匯款變化，用匯款的對數形式來表示。第二個回歸關注的是匯款與工資比例的變化，用匯款與工資比例的對數形式來表示。第三個回歸的因變量與個人的工作時間相關。

所有工具變量均通過了前述的檢驗。結果表明，接受過培訓的勞動力其匯款比例都大大低於沒有接受過培訓的勞動力，雖然沒有證據顯示他們的匯款變化之間有什麼差異。對這種反向變化的解釋有兩種。第一，如圖 1 所示，參與培訓的勞動力在此前幾年均經歷工資下降。他們可能積累了債務或需要更多的錢已回到原來的生活水準。第二，如果接受過培訓的勞動力遷移到了一些新的工作場所，他們可能需要更多的錢在當地安頓下來。

對培訓後沒有任何福利的改變也有一些解釋。第一，陽光工程

⁶ 然而，由於調查在一個家庭中僅選擇了一個觀察值，這裡的估計反映的僅僅是個人對家庭的平均貢獻水準。也就是說，以下的估計並不代表家庭中所有移民的平均福利貢獻。

⁷ 當然，也許有些新移民由於培訓而參與了勞動力市場，而他們的工資低於更有經驗的移民。如果情況是這樣的，平均培訓作用不會極大地提高匯款。但是，我們是在回歸中控制經驗值後，像關注培訓前工資下降的變量一樣，關注培訓前與培訓後的移民匯款。因此，回歸的結果可以反映個人在培訓前後對其家庭福利的貢獻。

的主要目標是增加勞動者在培訓後的收入；而其他的福利效應如果不是忽略了，就是次要的目標。第二，中國的勞動力市場仍然嚴重分割，農村的轉移勞動力常常互相競爭以獲得更好的工作。第三，農村轉移勞動力並沒有被納入城市的福利系統，於是他們可能在醫療和教育方面比城市居民花費得更多。第四，新的勞動法要到 2008 年 1 月才開始執行，國家層面的法律幫助目前還很少。

五、結論

本文利用來自一份浙江省“陽光工程”試點調查的資料，使用工具變量回歸方法，考察了農村勞動力培訓計畫中的培訓的作用和擇優效應。本文發現勞動參與培訓的自選擇可能受到家庭中在職勞動力可得性和來往培訓中心的交易成本的影響。工具變量回歸還表明，在控制培訓計畫的自選擇問題之後，培訓對工資變化有正面的影響。進一步地，本文還說明培訓前的工資下降一般對勞動力參與計畫沒有直接的影響。這與 Heckman 和 Smith (1999) 的發現是一致的，他們使用一項社會計畫中對多個時期培訓前和培訓後收入的實驗影響估計，來檢驗培訓前收入下降對參與決定因素的作用。他們的主要結論是培訓前工資下降不是參與培訓的決定因素。之前研究中強調“收入的機會成本”是個人參與勞動力培訓計畫的主要決定因素，而本文的發現與 Heckman 和 Smith 論點的相同之處還在於，認為過去的觀點也許應該改變 (Heckman and Smith, 1999: 345)。事實上，農村勞動力培訓的背景與其它培訓非常不同。第一，培訓期間很短。第二，政府資助了該計畫。第三，農村勞動力的收入總體上很低，即使他們之間的差異很大。即使在高收入的農村勞動力群體間，工資下降也足以引起家庭的擔心。因此，“機會成本”理論可能在農村勞動力培訓計畫中成立。但是，培訓前的工資下降將使能力更高的人利用該計畫獲得更高的收入。這樣做也許是出於對事業的關心，這

一點不同于機會成本的觀點。對事業的關心理論認為當培訓前的工資下降時，勞動力可能對未來的收入產生擔心。因此本文認為擇優效應與培訓作用共同影響收入變化。這種情況下，對計畫的監督和培訓者的目標定位可能就會產生問題，造成培訓高能力的勞動者從而造成資源浪費。

本文還表明了培訓對個人及其家庭福利的影響，而這也許是目前農村勞動力培訓計畫中缺失的一個重要部分。目前的培訓計畫，強調了創收，卻很少注意到福利的效應。特別是，首先，培訓沒有提高寄往家裡的匯款。其次，培訓沒有降低培訓者的總工時。因此更全面的農村勞動力培訓計畫及支援系統是必要的。

把擇優效應和低福利問題集中在一起，就要求培訓計畫考慮到農村勞動力需求，承擔更多的責任，進行更好的管理⁸。之前已經提到，這項調查的規模很小，不能對更大的問題提供一般的答案。如果我們想要調查培訓計畫更大規模上的效應，需要一個更大規模的調查。此外，更詳細的分析需要考慮各種關係的影響，如性別的工資差距和培訓的教育效應。

⁸ 關於農村勞動力培訓計畫的管理和執行問題詳情請參閱：Chen (2007)與 Chen (2008)。

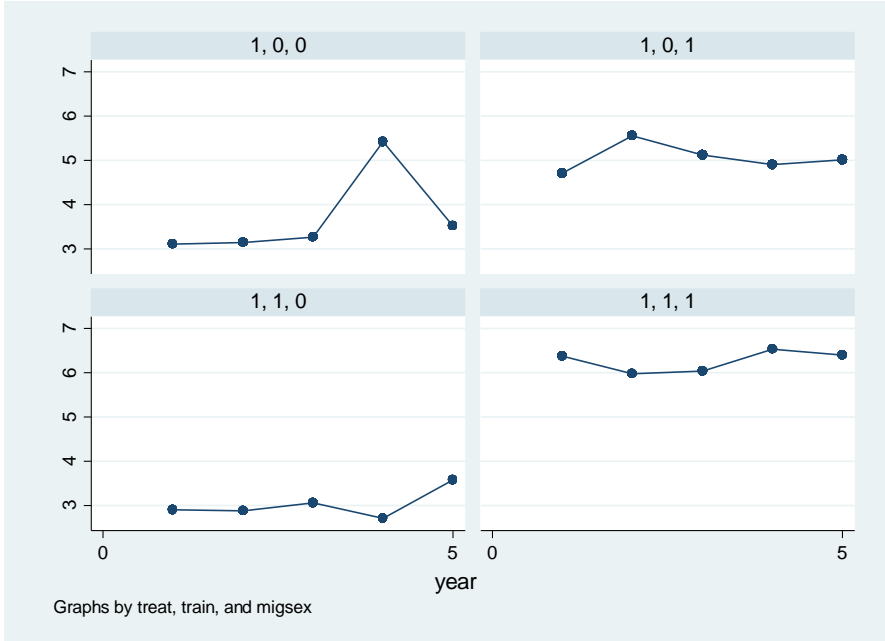
參考文獻

- Angrist, Joshua D and W. Evans, 1998, “Children and Their Parents’ Labor Supply: Evidence from Exogenous Variations in Family Size,” *American Economic Review*, 88(3), 450-477.
- Ashenfelter, Orley, 1978, “Estimating the Effect of Training Programs on Earnings,” *Review of Economics and Statistics*, 60(1), 47-57.
- Ashenfelter, Orley and D. Card, 1985, “Using the longitudinal Structure of Earnings to Estimate the effect of Training Programs,” *Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648-60.
- Autor, David H., 2001, “Wiring the Labor Market,” *Journal of Economic Perspectives*, 15(1), 25-40.
- Autor, David H and Susan N. Houseman, 2005, “Do Temporary Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers? Evidence from Random Assignments,” *Memo, MIT Economics Department*.
- Betcherman, Gordon, Amit Dar, Amy Luinstra and Makoto Ogawa, 2000, “Active Labor Market Programs: Policy Issues for East Asia,” *World Bank Social Protection Discussion Paper*, No. 5.
- Chen, Yiu Por, 2007, “Rural Labor Training in China: Issues on Policy Implementation at Village Level,” *IDREC-CERDI Newsletter*.
- Chen, Yiu Por, 2008, “The Rural Labor Training in China: Program Implementation and Monitoring Issues,” *Unpublished Memo*.
- Culver, Eells, 2003, “Poverty Alleviation Through Microfinance in China,” *Global Envision*, February 06, 2003. Online. Available at [HTTP:http://www.globalenvision.org/library/4/140/](http://www.globalenvision.org/library/4/140/) (accessed July 28, 2006)
- Dar, Amit, 2002, “Impact Evaluation: Techniques for Evaluation Active Labor Market Programs,” *World Bank Employment Policy Primer*, No. 2, December 2002.
- Dar, Amit and P. Zafiris Tzannatos, 1999, “Active Labor Market Programs: A Review of the Evidence Based on Evaluations,” *Social Protection Discussion Paper 9901*. Washington, D.C.: World Bank.
- Fay, Robert G., 1996, “Enhancing the Effectiveness of Active Labor Market Policies: Evidence from Programme Evaluations in OECD Countries,” *OECD Labor Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 18, OECD Publishing.
- Friedlander, Daniel, David H. Greenberg and Philip K. Robins, 1997, “Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged,” *Journal of Economic Literature*, 35(4), 1809-1855.

- Gill, I, F. Fluitman and A. Dar, 2000, Vocational Education and Training Reforms: Matching Skills to Market and Budget, Oxford University Press.
- Heckman, James, 1978, “Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equations System.” *Econometrica*, 46, 931-959.
- Heckman, James and Richard Robb, 1985, “Alternative methods for Evaluating the Impact of Interventions,” In James Heckman and Burton Singer (eds.) *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*. Cambridge: Cambridge University Press. pp. 156-245.
- Heckman, J. and J. Smith, 1999, “The Pre-program Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Program: Implications for Simple Program Evaluations Strategies,” *Economic Journal*, 109, 313-348.
- Lewis, W. Arthur, 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor,” *Manchester School of Economic and Social Studies*, 22, 139-191.
- Lundin, Martin and Per Skedinger, 2006, “Decentralisation of active labor market policy: The case of Swedish local employment service committees,” *Journal of Public Economics*, 90(4-5), 775-798.
- O’Leary, Christopher, Alena Nesporova and Alexander Samorodov, 2001, “Manual of Evaluation of Labor Market Policies in Transition Economies,” International Labor Organization, Geneva.
- 四川農業局科技教育司，2004，《農業部科技教育司（2004）關於實行農村勞動力轉移培訓陽光工程月報統計的通知農科（教）函[2004]51號》，7月30日。
- 農業部，2004，《陽光工程簡介》，2004年8月13日訪問。
http://www.nmpx.gov.cn/yanguanggongcheng/gongchengjieshao/t20040331_16323.htm
- 農業部，2005a，《農村勞動力轉移培訓財政補助資金管理辦法》，
<http://www.nmpx.gov.cn/yanguanggongcheng/xiangmuguanli/default.htm>，2005年6月15日訪問。
- 農業部，2005b，《農村勞動力轉移培訓陽光工程計畫檢查驗收辦法（試行）》，2005年6月15日訪問。
<http://www.nmpx.gov.cn/yanguanggongcheng/xiangmuguanli/default.htm>

附錄

圖 1：按照性別與是否接受過培訓分類的平均小時工資比較(2001-2005)



注：上述圖表包括 A 市中的所有。對於變量“培訓 (train)”，0 代表沒有接受過培訓，1 代表接受過培訓。對於變“性別 (migsex)”，0 為女性、1 為男性。橫軸 0-5 代表 2001-2005 年。勞動力培訓計畫所在年份是 2003 年和 2004 年。

表 1：受訓和非受訓勞動力的基本比較

變量	觀察值數	平均值	標準差	最小值	最大值
非受訓的					
小時工資	483	1.41	0.53	0.2	4.2
性別	1,056	0.80	0.40	0.0	1.0
年齡	1,056	33.06	9.54	17.0	64.0
婚姻狀況 (1=單身, 2=已婚)	1,056	1.32	0.47	1.0	2.0
教育年數	1,044	8.53	2.64	0.0	15.0
勞動力轉移的經歷(年)	1,056	7.38	5.42	0.1	30.0
家庭規模	900	3.91	1.24	1.0	10.0
家庭在本村中的家庭收入水準 (1代表最高 5代表最低)	1,082	3.12	0.95	1.0	5.0
受訓的					
小時工資	84	1.37	0.65	-0.3	3.0
性別	192	0.47	0.50	0.0	1.0
年齡	192	34.06	10.44	18.0	55.0
婚姻狀況(1=單身, 2=已婚)	192	1.28	0.45	1.0	2.0
教育年數	186	8.00	3.09	0.0	13.0
勞動力轉移的經歷(年)	186	4.67	4.04	0.2	17.0
家庭規模	174	3.93	1.06	3.0	10.0
家庭在本村中的家庭收入水準 (1代表最高 5代表最低)	202	2.87	0.61	2.0	4.0

注：表格中的觀察值是由五年內個人層面的面板資料中計算出來的，如果沒有資料丟失，每個人有五個觀察值。

表 2: 培訓對收入變化影響的 OLS 估計

ln (小時工資)	(1)		(2)		(3)	
	係數	P> t	係數	P> t	係數	P> t
培訓 (0=未培訓)	-0.02	0.78	0.00	1.00	-0.05	0.46
	(0.06)		(0.11)		(0.07)	
性別(0=女性)	0.40	0.00	0.40	0.00	0.37	0.00
	(0.06)		(0.06)		(0.06)	
年齡	0.00	0.95	0.00	0.95	0.03	0.14
	(0.02)		(0.02)		(0.02)	
年齡的平方	0.00	0.90	0.00	0.90	0.00	0.15
	(0.0)		(0.0)		(0.0)	
婚姻狀況 (0=未婚)	0.07	0.13	0.07	0.13	0.12	0.04
	(0.05)		(0.05)		(0.06)	
教育 (年)	0.07	0.00	0.07	0.00	0.06	0.00
	(0.01)		(0.01)		(0.01)	
勞動力轉移的經歷 (年)	0.01	0.11	0.01	0.11	0.01	0.06
	(0.0)		(0.0)		(0.01)	
常數	0.31	0.34	0.31	0.35	-0.11	0.81
	(0.33)		(0.33)		(0.45)	
觀察值數	424		424		424	
重複數	424		424		424	
R ²	0.39		0.39		0.42	
調整後的 R ²	0.36		0.36		0.39	
殘差平方根	0.42		0.42		0.41	
拉姆齊檢驗: (H ₀ : 模型無遺漏變量)						
F	1.92		2.11		0.16	
Prob>F	0.13		0.1		0.92	

注：括弧內為 Jackknife 標準差。未報告的還有如下控制變量。方程 1：找工作的方式、trainstrat (1=年份>2002, 否則=0); 方程 2：找工作的方式、train 與 trainstart 的交互；方程 3：找工作的方式、年份啞變量、村莊啞變量。

表 3: 培訓對收入變化影響的工具變量回歸

	(1)		(2)		(3)		(4)	
工具變量	wkrprfm avedist		wkrprfm avedist wagediff		wkrprfm avedist L. wagediff		wkrprfm avedist wagedifva	
Ln(小時工資)	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
培訓 (0=未培訓)	1.13 (0.22)	0.00	1.13 (0.22)	0.00	1.05 (0.30)	0.00	1.09 (0.37)	0.00
性別 (0=女性)	0.44 (0.08)	0.00	0.44 (0.08)	0.00	0.42 (0.10)	0.00	0.42 (0.12)	0.00
年齡	-0.03 (0.02)	0.23	-0.03 (0.02)	0.23	-0.03 (0.03)	0.32	-0.03 (0.03)	0.38
年齡的平方	0.00 (0.00)	0.15	0.00 (0.00)	0.15	0.00 (0.00)	0.26	0.00 (0.00)	0.30
婚姻狀況 (0=未婚)	0.03 (0.06)	0.61	0.03 (0.06)	0.61	0.02 (0.07)	0.79	0.02 (0.09)	0.85
教育 (年)	0.12 (0.02)	0.00	0.12 (0.02)	0.00	0.12 (0.02)	0.00	0.12 (0.03)	0.00
勞動力轉移的經歷(年)	0.03 (0.01)	0.00	0.03 (0.01)	0.00	0.03 (0.01)	0.01	0.03 (0.01)	0.02
常數	0.08 (0.45)	0.85	0.08 (0.45)	0.85	0.13 (0.51)	0.80	0.13 (0.61)	0.83
觀察值數	289		289		214		214	
F	14.60		14.68		7.28		6.47	
Prob > F	0.00		0.00		0.00		0.00	
Centered R ²	0.04		0.04		0.10		0.07	
Uncentered R ²	0.88		0.88		0.89		0.89	
殘差平方根	0.51		0.51		0.49		0.50	
工具變量								
wkrprfm	0.41 (0.10)		wkrprfm 0.41 (0.10)		wkrprfm 0.42 (0.12)		wkrprfm 0.42 (0.10)	
avedist	-0.02 (0.00)		avedist -0.02 (0.00)		avedist -0.02 (0.01)		avedist -0.02 (0.00)	
			wagediff 0.00 (0.06)		L. wagediff 0.04 (0.07)		wagedifva 0.01 (0.05)	

表 3: 培訓對收入變化影響的工具變量回歸 (續)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<u>欠識別檢驗:</u>				
Anderson canon. corr. 似然比統計量: (識別/工具變量相關性檢驗)				
Chi-square	24.76	24.76	17.48	17.38
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
Cragg-Donald 欠識別檢驗: $H_0 =$ (欠識別)				
Chi-square	25.85	25.85	18.21	25.90
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
<u>似然比工具變</u>	wkrprfm	wagediff	L.wagediff	wagediffva
<u>量冗餘檢驗:</u>				
<u>(工具已檢驗)</u>				
Chi-square	14.95	0.00	0.10	0.00
P 值	0.00	1.00	0.75	0.93
<u>Hansen J 統計量: (所有工具的過分識別檢驗)</u>				
Chi-square	1.89	3.33	0.89	7.89
P 值	0.17	0.19	0.64	0.02
<u>Shea's 局部 R^2 工具強度檢驗:</u>				
F	13.28	8.84	6.07	9.05
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
<u>弱識別統計量:</u>				
Cragg-Donald	11.9	7.9	5.42	7.92
(N-L)*minEval				
/L2 F-statistic				
<u>Anderson-Rubin 檢驗 : ($H_0 =$內生回歸量都等於零)</u>				
Chi-square	23.7	26.22	14.82	26.73
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00

注：avdist 為從村莊到培訓中心的平均距離、wkrprfm 為家中勞動力比例、wagediff (若受訓前工資少於之前一年的工資=1, 否則=0)、L.wagediff 為滯後的 wagediff、wagediffva = 受訓前工資 - 之後的工資。第一階段回歸：括弧內為異方差性和自相關性一致的統計量(kernel=Bartlett; bandwidth=1)。第二階段回歸：括弧內為 Jackknife 標準差。其它控制變量：“轉移勞動力找工作的方式”、村莊啞變量、年份啞變量。

表 4: 培訓與“擇優”對收入變化影響的工具變量回歸

ln(小時工資)	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係數	P> t	係數	P> t	係數	P> t	係數	P> t
培訓 (0=未培訓)	-0.06 (0.06)	0.32	0.88 (0.24)	0.00	0.86 (0.35)	0.02	0.86 (0.16)	0.00
擇優效應 (1= 培訓前工 資>平均工資)	0.58 (0.05)	0.00	0.89 (0.32)	0.01	0.43 (0.43)	0.32	0.95 (0.14)	0.00
性別 (0=女性)	0.39 (0.06)	0.00	0.48 (0.07)	0.00	0.45 (0.09)	0.00	0.47 (0.06)	0.00
年齡	0.02 (0.02)	0.26	-0.03 (0.02)	0.13	-0.03 (0.02)	0.19	-0.04 (0.02)	0.03
年齡的平方	0.00 (0.00)	0.36	0.00 (0.00)	0.06	0.00 (0.00)	0.13	0.00 (0.00)	0.01
婚姻狀況 (0=未婚)	0.11 (0.05)	0.04	0.03 (0.06)	0.69	0.02 (0.06)	0.79	0.02 (0.05)	0.73
教育 (年)	0.06 (0.01)	0.00	0.10 (0.02)	0.00	0.10 (0.02)	0.00	0.10 (0.01)	0.00
勞動力轉移的 經歷 (年)	0.01 (0.01)	0.09	0.02 (0.01)	0.01	0.03 (0.01)	0.02	0.02 (0.01)	0.00
常數	0.09 (0.42)	0.83	0.41 (0.41)	0.31	0.36 (0.46)	0.44	0.07 (0.35)	0.85
觀察值數	424		289		214		287	
Centered R ²	0.52		0.25		0.34		0.26	
Un-centered R ²	0.50		0.91		0.92		0.91	
殘差平方根	0.55		0.45		0.42		0.45	
工具變量:	OLS		wkrprfm	0.41	wkrprfm	0.42	wkrprfm	0.42
培訓				(0.10)		(0.12)		(0.10)
			avedist	-0.02	avedist	-0.02	avedist	-0.02
				(0.00)		(0.01)		(0.00)
			wagedif	0.00	L.	0.04	wagedif	0.01
			f		wagediff		va	
				(0.06)		(0.07)		(0.01)
工具變量:			wkrprfm	0.27	wkrprfm	0.41	wkrprfm	0.27
擇優效應				(0.10)		(0.13)		(0.10)
			avedist	0.01	avedist	0.01	avedist	0.00
				(0.01)		(0.01)		(0.01)
			wagedif	-0.27	L.	0.03	wagedif	0.11
			f		wagediff		va	
				(0.06)		(0.12)		(0.03)

表 4：培訓與“擇優”對收入變化影響的工具變量回歸（續）

	(2)	(3)	(4)
<u>拉姆齊檢驗：(Ho: 模型無遺漏變量)</u>			
F(3, 396)	0.55		
Prob > F	0.65		
<u>欠識別檢驗：</u>			
Anderson canon. corr. 似然比統計量：(識別/工具變量相關性檢驗)			
Chi-square	10.46	5.35	14.35
P 值	0.01	0.07	0.00
Cragg-Donald 欠識別檢驗：H ₀ =(欠識別)			
Chi-square	10.65	5.42	5.37
P 值	0.01	0.07	0.07
<u>似然比工具變量冗餘檢驗：</u>			
<u>(工具已檢驗)</u>	wagediff	L. wagediff	wagedifva
Chi-square	5.90	0.16	12.85
P 值	0.05	0.93	0.00
<u>Hansen J 統計量：(所有工具的過分識別檢驗)</u>			
Chi-square	0.00	0.24	0.32
P 值	0.97	0.63	0.57
<u>Shea's 局部工具強度 R² 檢驗：</u>			
培訓：F	8.84	6.07	9.05
P 值	0.00	0.00	0.00
擇優效應：F	7.96	3.22	2.09
P 值	0.00	0.02	0.04
<u>弱識別統計量：</u>			
Cragg-Donald (N-L)*minEval/ L2 F-stat	3.25	1.61	1.64
<u>Anderson-Rubin 檢驗：(H₀=內生回歸量都等於零)</u>			
Chi-square	26.22	14.82	26.73
P 值	0.00	0.00	0.00

注：avdist 為從村莊到培訓中心的平均距離、wkrprfm 為家中勞動力比例、wagediff (若受訓前工資少於之前一年的工資=1, 否則=0)、L.wagediff 為滯後的 wagediff、wagedifva = 受訓前工資 - 之後的工資。第一階段回歸：括弧內為異方差性和自相關性一致的統計量 (kernel=Bartlett; bandwidth=1)。第二階段回歸：括弧內為 Jackknife 標準差。其它控制變量：“轉移勞動力找工作的方式”、村莊啞變量、年份啞變量。

表 5: 培訓對其他勞動者福利因變量的影響

因變量:	(1)		(2)		(3)	
	lremithr		lremitpro		lwkttlhr	
	係數	P> t	係數	P> t	係數	P> t
培訓 (0=未培訓)	-0.01 (0.67)	0.99	-2.40 (0.76)	0.00	-0.18 (0.14)	0.18
性別 (0=女性)	0.41 (0.21)	0.05	0.09 (0.19)	0.62	-0.19 (0.04)	0.00
年齡	0.20 (0.05)	0.00	0.19 (0.04)	0.00	-0.07 (0.01)	0.00
年齡的平方	0.00 (0.00)	0.00	0.00 (0.00)	0.00	0.00 (0.00)	0.00
婚姻狀況 (0=未 婚)	-0.42 (0.18)	0.03	-0.38 (0.18)	0.04	-0.13 (0.04)	0.00
教育 (年)	-0.04	0.09	-0.11	0.00	-0.04	0.00
勞動力轉移的經 歷 (年)	-0.06 (0.03)	0.04	-0.08 (0.02)	0.00	-0.01 (0.01)	0.23
常數	-0.61 (0.94)	0.51	-3.21 (0.88)	0.00	9.90 (0.28)	0.00
觀察值數	247		285		292	
F 統計量	65.30		8.08		59.58	
Prob > F	0.00		0.00		0.00	
Centered R ²	0.39		-0.16		0.33	
Uncentered R ²	0.92		0.50		1.00	
殘差平方根	0.83		1.19		0.42	
工具變量	wkrprfm		wkrprfm		wkrprfm	
	0.50 (0.11)		0.48 (0.10)		0.42 (0.10)	
	avedist		avedist		avedist	
	-0.02 (0.00)		-0.01 (0.00)		-0.02 (0.00)	
<u>欠識別檢驗:</u>						
Anderson canon. corr. 似然比統計量:(識別/工具變量相關性檢驗)						
Chi-square	19.97		20.65		25.13	
P 值	0.00		0.00		0.00	
<u>Cragg-Donald 欠識別檢驗: H₀=(欠識別)</u>						
Chi-square	20.80		21.42		26.24	
P 值	0.00		0.00		0.00	
<u>似然比工具變量冗餘檢驗:</u>						
(工具已檢驗)						
Chi-square	16.23		19.37		15.38	
P 值	0.00		0.00		0.00	

表 5: 培訓對其他勞動者福利因變量的影響 (續)

因變量:	lremithr		lremitpro		lwkttlhr	
	係數	P> t	係數	P> t	係數	P> t
<u>Hansen J 統計量: (所有工具的過分識別檢驗)</u>						
Chi-square	0.11		0.29		0.92	
P 值	0.74		0.59		0.34	
<u>Shea's 局部 R² 工具強度檢驗:</u>						
F 統計量	11.97		12.23		13.35	
P 值	0.00		0.00		0.00	
<u>弱識別統計量:</u>						
Cragg-Donald (N-L)*minEval/L2 F-statistic	9.43		9.85		12.09	
<u>Anderson-Rubin 檢驗 : (H₀=內生回歸量都等於零)</u>						
Chi-square	0.11		7.09		1.36	
P 值	0.95		0.00		0.51	

注：因變量：lremithr = ln(每工時匯款)、lremitpro = ln(匯款/工資)、lwkttlhr = ln(每週總工時)。Avdist 為從村莊到培訓中心的平均距離、wkrprfm 為家中勞動力比例。第一階段回歸：括弧內為異方差性和自相關性一致的統計量(kernel=Bartlett; bandwidth=1)。第二階段回歸：括弧內為 Jackknife 標準差。其它控制變量：“轉移勞動力找工作的方式”、村莊啞變量、年份啞變量。

(英文投稿，陳希翻譯，作者校對)

A：調查資料的補充性描述統計

首先從調查的基本資料開始介紹，由此可以考察培訓計畫的基本情況，並且看出該培訓計畫與文章第 3 部分中中央政府目標的一致性。調查顯示有 44 戶家庭在 2003 年和 2004 年（陽光工程試點計畫開始的時候）接受了培訓。

表 A1: 調查中六個村莊的受訪者分佈

村莊編號	頻數	百分比
11	57	10.88
12	51	9.73
13	49	9.35
21	43	8.21
22	35	6.68
23	39	7.44
共計	274	100

50% 以上的受訪者接受成為家庭雇傭工的培訓，而 20% 的人接受電腦知識的培訓。事實上，大多數工作類別是低技術導向的（詳細的分類培訓類別請參閱表 A2）。與低技能的工作性質相對應，培訓時期往往很短。

表 A2: 工作培訓種類

培訓種類	頻數	百分比
園藝	1	2.33
電腦	9	20.93
電子	1	2.33
服裝	2	4.65
家政	22	51.16
駕駛	2	4.65
水泥工	1	2.33
電氣	4	9.3
其他	1	2.33
共計	43	100

培訓時間短與低技能的培訓目標是一致的。正如表 A3 中，68%的培訓在兩周內就結束了。這項調查還表明，與中央政府的表述一致，培訓費用通常由地方政府支付。在表 A4 中，88%的受訪者接受的培訓是免費的。這兩個表支持了本文中放棄工資的機會成本是低的這一觀點。

表 A3: 培訓天數

培訓天數	頻數	百分比
1	2	4.55
2	3	6.82
2.5	1	2.27
3	8	18.18
5	1	2.27
7	2	4.55
10	2	4.55
12	2	4.55
15	9	20.45
18	3	6.82
20	9	20.45
30	1	2.27
50	1	2.27
共計	44	100

說明:需要培訓 30 天的工作為電腦, 50 天的為駕駛

表 A4: 需支付的培訓費:

培訓費	頻數.	百分比
0	37	88.1
100	1	2.38
200	2	4.76
2600	1	2.38
3600	1	2.38
共計	42	100

說明: 2600 和 3600 是駕駛課程培訓費

另一個值得關注的問題是培訓者的選擇。雖然陽光工程條例明確指出，培訓應在縣級公開提供（農業部，2005a），村一級對培訓計畫的資訊傳播卻通常通過村領導進行。通常的辦法就是面對面傳達，或通過廣播。如果沒有適當的

勞動培訓和勞動力市場訊息，農民可能無法要求培訓。事實上，正如表 A5 中所示，超過 43% 的受訪者從政府方面獲得勞動力培訓的資訊，而大約 40% 左右的人從其他管道獲取資訊。因此，對培訓計畫的初步調查似乎符合第 3 部分中中央政府的目標。

表 A5: 你通過什麼管道瞭解此培訓專案？

管道	頻數	百分比
政府	19	43.18
廣播電視	4	9.09
親戚	1	2.27
朋友	1	2.27
村民	1	2.27
其他	18	40.91
共計	44	100

