

信贷约束、土地和不发达地区 农户子女教育投资

李 菁 林毅夫 姚 洋

【提要】 本文从土地对中国经济不发达地区农户的重要性出发,探讨了农户家庭土地禀赋对其子女教育投资的关系。文章构建了一个理论模型,表明在教育投资收益不确定的情况下,即使不存在信贷约束,土地作为一种保险机制能够提高农户的风险抵御能力,从而促进其对子女的教育投资。文章利用最近获得的一组数据对不同教育层次的回归分析证实了这一点。文章进一步讨论了因为土地禀赋的差异而使得农户子女间受教育机会的不平等,以及由此所造成社会效率的损失,并分析了现行土地制度的合理性问题。

【作者】 李菁 中国建设银行,分析员;林毅夫 北京大学中国经济研究中心主任,教授;姚洋 北京大学中国经济研究中心,副教授。

由于中国并没有形成完整的国家资助教育的体系,大部分地区政府的教育经费靠来自农户的“三提五统”收入支撑。因此,教育投资仍然是一种家庭决策行为。在经济不发达地区,收入水平成为限制农户教育投资的主要障碍(曾天山,1998)。但是,如果信贷市场比较完善的话,收入的限制在很大程度上可以由信贷来缓解。然而,不发达地区的农户要想取得助学信贷并不容易。在这种情况下,农户自己所拥有资产的多寡就变得至关重要。由于农户家庭收入的绝大部分来自土地,所以,一个农户所拥有的土地量在其对子女的教育投资决策中起着重要作用。进而,在教育回报不确定的情况下,土地禀赋的影响可能并不会因为信贷约束的放松而消失。这是因为,土地禀赋是一项不灭的财富,具有抵御投资风险的作用。

教育投资因回收期比较长,投资收益也相当不确定,农户无法准确预测子女接受了一定程度的教育后,能否找到比从事农业生产收入更高的工作。所以,从根本上说,农户对其子女的教育投资行为是一种风险性行为。如果农户比较富裕,有足够的现金收入来抵御风险,那么,土地拥有量的多少并不会影响其对子女的教育投资行为。相反,对不发达地区的农户来讲,土地是他们赖以生存的最重要的资产,土地禀赋量的多少就会对农户子女教育的投资行为产生直接的影响。

让我们考虑一种简单的情形。假设一个农户对其子女的教育投资有两种选择:一种是让子女不接受教育或者接受很低程度的教育,提早进入当地劳动力市场;另一种是让孩子接受比较高的教育,从而希望孩子将来能够在城市找到收入较高的工作。前一种选择下,子女能够较早为家庭提供一定的收入,但收入会很低。在后一种选择中,如果子女能够考上大学,教育的前期成本就能够收回,而且还能给家庭提供高且稳定的收入流。但是,如果孩子没有考上大学,将无法在城市里找到工作,只能回到农村得到工资很低的工作或者务农,那么,农户的前期投资和机会成本就可能无法全部收回,还可能造成一定的负债。如果农户是风险规避的,他很有可能会选择第一种投资模式。

土地在这里起到两方面的积极作用。一是土地作为一种不可耗竭的生产资料,可以为农户提供

相当稳定的收入流,因此可以替代子女所提供的收入。在这种情况下,子女因上学所造成的机会成本的损失就会变得相对不那么重要了。二是土地作为一种不灭的资产,可以为农户在其教育投资失败的情况下提供可依赖的保障,从而促使其更愿意承担教育投资的风险。我们把第一种效应称为土地的收入替代效应,第二种效应称为土地的保险效应。由于这两种效应的存在,在收入水平较低,且教育投资风险较高的不发达地区,土地禀赋可能成为影响农户教育投资的重要因素之一。

目前大部分对居民教育需求的研究都侧重于劳动者个人和家庭特征因素的影响^①。本文所考察的是家庭土地禀赋和子女教育投资之间的关系,同时考虑了土地禀赋和信贷约束之间的相互影响。首先,我们构造一个理论模型对这些问题进行探讨,并得出可供检验的假说;然后,利用从贵州、云南和湖南三省收集到的农户和个人的数据,对这个假说进行检验,证实了其中的大部分。

一、农户子女教育投资模型

考虑一个两时期的家庭决策模型。假定每个家庭有 W_0 的初始财富, T_0 单位的土地, L 单位的劳动力。在第一期,第一代(父亲)拥有 L_f 单位劳动时间和 E_f 的教育水平,他可以在农业和非农工作中分配他的劳动时间;分别以 L_f^a 和 L_f^p 表示投入这两种工作的劳动时间。假定单位劳动时间的非农工资为 $W(E_f)$,它与第一代人的教育水平 E_f 直接相关。农业生产函数为 $F(T, L)$,是规模报酬不变的严格凹函数。假定存在土地租赁市场并且土地市场是完备的,农户在第一期用于农业生产的总土地量为 T_1 ,其中 $T_1 - T_0$ 为净租入的土地量, ρ_t 为地租价格。于是,在第一期家庭有父亲来自农业和非农业的收入;与此同时,第二代(孩子)在第一期可以投入农业生产从而增加整个家庭的收入。由于孩子还没有接受教育,他无法在非农行业就业^②。第二代人的时间禀赋为 L_s ,既可以用于农业生产,也可以用于接受教育,分别以 L_s^a 和 E_s 表示。

父亲必须做一个投资决策:是否投资子女的教育。如果投资 $I(E_s)$ 单位货币,从而使孩子获得 E_s 单位的教育水平,而同时孩子必须投入 L_s^a 单位的劳动时间。如果存在借贷市场并且市场利率为 r ,农户可以在第一期储蓄 S_1 货币单位,留到第二期消费。那么,在第一阶段可供家庭消费的总收入为 $C_1 = F(T_1, L_f^a + L_s^a) - \rho_t(T_1 - T_0) + W(E_f)L_f^p + W_0 - I(E_s) - S_1$ 。这里 S_1 既可以是正数,也可以是负数;正数表示储蓄,负数表示借贷。家庭的总效用为 $U_1(C_1)$, U_1 为严格的凹函数。

在第二期开始时,第二代人已经获得 E_s 单位的教育,同时具有 L_s 单位的时间禀赋。他在农业和非农工作中分配其劳动时间,分别以 L_s^a 和 L_s^p 代表投入这两种工作的时间。此时,父亲退休,家庭由第二代人来获得收入,第一代纯粹消费。孩子的非农工资为 $W(E_s)$ 。在第二期同样存在土地租赁市场,农户用于农业生产的总土地量为 T_2 ,于是农户在第二阶段的总收入为 $C_2 = F(T_2, L_s^a) - \rho_t(T_2 - T_0) + W(E_s)L_s^p + S_1(1+r)$ 。

我们在以上模型中加入一个特征:父亲在第一期时无法确定孩子在第二期的非农工资,只有等到第二期时才能知道。做这个假设是为了模拟教育投资的不确定性。简便起见,假设 $W(E_s) = e\beta E_s$,其中 β 是一个正数, e 是期望为 1 和已知分布的随机变量。根据这个假设,工资随教育而增加,

① Knight 和 Li(1996)对中国农村教育的研究结果表明,女性受教育年数一般比男性少 2~3 年,且女性的入学率较低。Lloyd 和 Blanc(1996)对西非下撒哈拉地区 7 个国家的研究却表明,在入学率方面,男性和女性谁有优势并没有一致的结论。Li Shi(1996)的研究结果表明,子女的教育与父母的教育呈非线性关系。Shapiro 和 Tamashe(2001)对刚果的研究发现,家庭经济条件改善可增加对子女的教育投资,Glick 和 Sahn(2000)对西非下撒哈拉地区的研究也支持此观点。

② 这个假设当然和现实有一定的差距,但可以看做是一个较好的近似,原因之一是法律规定雇主不得雇用 15 岁以下的少年,原因之二是,即使孩子就业,收入也是很低的。

而教育回报的风险随教育水平的提高而增加。前一个结论得到经验研究的支持(如赵耀辉,1997),后一个结论与现实观察一致。显然,高中生的教育回报比初中生的回报更不稳定,因为,如果上不了大学,一个高中生和一个初中生的差别就很小了。

农户最大化其家庭预期效用 $U = U_1 + \delta EU_2$, δ 是贴现因子。我们从第二阶段开始,用逆推法来解这个问题。在给定数量的教育投资 $I(E_s)$ 和储蓄水平 S_1 的情况下,农户在第二期的问题是:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{T_2, L_{2s}^i, L_{2s}^a} U_2(c_2) \\ \text{s. t. } & c_2 = s_1(1+r) + F(T_2, L_{2s}^i) - \rho_t(T_2 - T_0) + W(E_s)L_{2s}^a \\ & L_{2s}^i + L_{2s}^a = L_{2s} \end{aligned} \quad (1)$$

将约束条件代入目标函数,上述问题变为两变量无约束的最大化问题,其一阶条件为:

$$T_2: U'_2(c_2)[F_T - \rho_T] = 0 \quad (2)$$

$$L_{2s}^a: U'_2(c_2)[W(E_s) - F_L] = 0 \quad (3)$$

二阶条件在我们的假设下满足。上述两个一阶条件表明,只有在地租等于土地的边际产出及劳动力的非农工资等于劳动的边际产出时,农户第二期的效用才能达到最大化。解决完第二阶段的问题后,我们可以转向第一阶段,来求解农户对子女的教育和劳动时间的分配问题。

如前所述,教育投资回报的不确定性使得在经济不发达地区土地的财富效应更加突出,而信贷约束条件的变化也将给农户教育投资带来不同程度的影响。所以,在下面的模型中,我们将逐步探讨风险机制和信贷约束的变化如何影响土地禀赋量在农户子女教育投资中的作用。我们分为三种情况讨论:一是没有风险(教育回报确定),没有信贷约束;二是存在风险,没有信贷约束;三是存在风险,存在信贷约束。

(一) 无风险(教育回报确定),无信贷约束

在这种情况下,农户最大化其总的贴现效用:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{c_1, s_1, T_1, E_s, L_{1s}^i, L_{1s}^f, L_{1s}^p} \dot{U}_1(c_1) + \delta U_2(c_2) \\ \text{s. t. } & C_1 + S_1 + I(E_s) = \pi_1 + W_0 \\ & \pi_1 = F(T_1, L_{1s}^i + L_{1s}^f) - \rho_t(T_1 - T_0) + W(E_f)L_{1s}^p \\ & L_{1s}^i + L_{1s}^f = L_{1s}, \quad L_{1s}^f + E_s = L_{1s}, \quad L_{1s} + L_{1s} = L \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式中的最后三个约束条件表明家庭的劳动时间约束,将其代入目标函数,上述问题变为四变量无条件约束的最大化问题,一阶条件为:

$$T_1: U'_1(c_1)(F_T - \rho_t) = 0 \quad (5)$$

$$E_s: -U'_1(c_1)(F_L + I_E) + \delta U'_2 L_{2s}^a W'(E_s) = 0 \quad (6)$$

$$S_1: -U'_1(c_1) + \delta U'_2(1+r) = 0 \quad (7)$$

$$L_{1s}^f: U'_1(c_1)[W(E_f) - F_L] = 0 \quad (8)$$

我们假设二阶条件成立。(5)式表明土地的边际产出必须与地租相等,而(8)式表明劳动力的边际产出也必须与劳动力的非农工资相等。而(6)式和(7)式表明一个跨时期的最优化条件:第一期消费的边际效用必须等于第二期消费的边际效用的折现。进一步比较(6)式和(7)式,我们发现两期消费的边际效用表现为一个固定比例的条件为:

$$L_{2s}^a W'(E_s) = (I_E + F_L)(1+r) \quad (9)$$

通过比较静态分析,可以得到(李菁,2002):

$$\frac{\partial E_s}{\partial T_0} = 0, \quad \frac{\partial E_s}{\partial E_f} > 0 \quad (10)$$

上面第二个结论和通常的经验研究结果一致(如 Li, 1996)。由第一个结论我们发现,土地在无风险的情况下与子女教育投资没有关系。在没有风险的情况下,如果存在信贷市场,资金约束较紧的投资者可以通过借贷来缓解自身的资金约束,通过对比确定收益和借贷成本而做出合理的选择。一个比较明显的情形是,如果一个投资者在市场上得到充分信息确认,倘若他当期投入 100 元能够在下期得到 150 元,而投资者当期只有 50 元,但他能够在资金市场上借到 50 元,市场利率为 10%,那么投资者在第二期的净收益为 45 元,投资者肯定会倾向于投资。只有在投资的回报率低于 10% 时,投资者才不会进行该项投资。因此,如果存在借贷市场,投资者的投资决策与其初始财富没有关系。所以,在无风险又存在借贷市场的情形下,土地对农户子女教育投资行为是没有影响的。这背后的道理是,借贷市场解决了农户的资金约束问题,土地的收入替代效应将不能发挥作用;又由于没有投资风险,土地的保险效应也不存在。

众所周知,无风险只是一种理想的情形。在真实的经济世界中,教育投资收益期相对比较长,而且未来的收益又非常不确定。教育具有筛选和分配的功能(Spence, 1973),它有可能提高受教育程度高的劳动者找到工作的概率。在其他条件一定的情况下,教育的这种甄别作用对农村劳动力来说会更加明显,或者说,教育在某种程度上代表了非农务工的能力。但这并不是说,受教育程度高的人就一定能找到更好的工作。因为,对于一个农村劳动力来,不论是当地务农还是外出打工,都面临一定的风险(如在新环境中是否能找到工作,找到后是否能保证一定时间的稳定性)和就业过程中的权益损失(如拖欠工资和劳动条件等问题),而且,外出打工者面临的风险更大,更加多样化。因此,我们有必要把教育投资回报不确定的情形引入模型。

(二) 存在风险,无信贷约束

在这种情况下,教育投资的回报是不确定的,表现为 $W(E_s)$ 的不确定性,所以,农户的贴现效用为 $U_1(c_1) + \delta EU_2(c_2)$ 。用这个函数代替(4)式中的目标函数,我们就可以求解风险条件下农户的选择问题。此时的一阶条件为:

$$\begin{aligned} T_1: U'_1(c_1)(F_T - \rho_t) &= 0 \\ E_s: -U'_1(c_1)(F_L + I_E) + \delta EU'_2 L_s^2 W'(E_s) &= 0 \\ S_1: -U'_1(c_1) + \delta EU'_2(1+r) &= 0 \\ L_f^1: U'_1(c_1)[W(E_f) - F_L] &= 0 \end{aligned} \quad (11)$$

通过比较静态分析,我们得到(李菁, 2002):

$$\frac{\partial E_s}{\partial T_0} = \frac{-\rho_t}{|H|} [U''_1(F_{TT}F_{LL} - F_{TL}F_{TL})](2+r)\delta U''_1 EU''_2 [L_s^2 W'(E_s) - (F_L + I_E)(1+r)] \quad (12)$$

在上述等式中,海塞行列式 $|H|$ 为正;同时,由于我们对生产函数的假设,第一个中括号也为正。因此,其符号均取决于 $EU''_2 [L_s^2 W'(E_s) - (F_L + I_E)(1+r)]$ 的符号。这个符号的变化与农户的风险规避态度有关。如果一个农户的风险规避倾向是随着其财富增加而递减的^①,那么,通过推理可得到:

$$\frac{\partial E_s}{\partial T_0} > 0 \quad (13)$$

(13)式表明在教育投资回报不确定的情况下,农户子女教育投资与农户家庭土地禀赋量及父母的受教育水平呈正相关关系。对比(10)和(13)式,我们发现,土地对教育投资是否存在影响与教育回报的不确定性有关。只有当教育投资回报存在不确定性时,土地才会产生影响。值得注意的是,土地的这种财富效应,即使是在无信贷约束的条件下也可发挥作用。信贷自由解决了农户的资金约

^① 在实际生活中,风险规避倾向随财富递减是一个更普遍的现象(Binswanger, 1981; Chavas and Holt, 1996)。

束,土地的收入替代效应消失了。但是,就未来的风险而言,信贷和储蓄与教育投资之间是一种替代关系;如果教育投资的风险上升了,农户就会选择储蓄,而不是教育投资。此时,土地的保险效应就显现出来,土地越多,农户越不怕冒风险。用同样的推理,我们可以确定,父母的教育对农户子女教育仍然具有正的影响。在第一期,高教育水平的父母从事非农工作的能力越高,得到的非农收入越多,替代孩子在土地上投入的劳动时间也就越多,从而增加对子女的教育。同时,又因为父母的教育只在当期对家庭的收入有贡献,而在第二期父母是纯粹消费者,其教育水平的高低对第二期的家庭收入没有直接的影响。因此,第二期收益的不确定性不会影响到父母的教育水平对子女教育投资所造成的影响。所以,父母的教育水平对农户子女教育始终存在正相关关系。

(三) 存在风险,存在信贷市场约束

在这种情况下,我们假设不存在信贷市场。所以,农户既没有储蓄行为也没有借贷行为,此时,农户在两期可供消费的收入与前一种情况相比有所不同。在第一期,农户可供家庭消费的总收入为 $F(T_1, L_1^f + L_1^s) - \rho_t(T_1 - T_0) + W(E_t)L_1^f + W_0 - I(E_s)$, 而第二期可供家庭消费的总收入为 $F(T_2, L_2^f) - \rho_t(T_2 - T_0) + W(E_s)L_2^s$ 。因此,效用最大化问题变为三变量的无约束问题,其一阶条件为:

$$\begin{aligned} T_1: U_1'(c_1)(F_T - \rho_t) &= 0 \\ E_s: -U_1'(c_1)(F_L + I_E) + \delta EU_2' L_2^s W'(E_s) &= 0 \\ L_1^f: U_1'(c_1)[W(E_t) - F_L] &= 0 \end{aligned} \tag{14}$$

通过比较静态分析,我们可以证明,子女的教育投资仍然随父亲受教育水平的增加而增加。同时,对于土地的作用,我们得到(李菁,2002):

$$\frac{\partial E_s}{\partial T_0} = \frac{-\rho_t}{|H|} [U_1''(F_{TT}F_{LL} - F_{TL}F_{TL})] \{ [U_1'(F_L + I_E) - U_1'(F_L + I_E)] + [\delta EU_2' L_2^s W'(E_s) - U_1'(F_L + I_E)] \} \tag{15}$$

在(15)式中,海塞行列式|H|为负。当风险规避系数随财富递减时,大括号中第二个中括号的符号为正,而且,其他两个中括号的符号也为正。因此,(15)式为正,即在信贷市场缺省的情况下,家庭土地禀赋量对子女教育的影响也是正的。直观的原因在于,土地的收入替代效应和保险效应同时起作用。由此可见,土地对教育投资的影响在存在信贷约束的时候更加显著。

综合上述三种情况,我们得到以下可供检验的假说:在教育投资收益不确定的情况下,无论是否存在信贷约束,拥有更多土地初始禀赋量的农户更愿意投资子女教育。同时,当存在信贷约束时,土地的作用将更加显著。

二、数据描述及计量模型

在这里,我们将对上面提出的假说进行经验检验。计量检验的数据来源于2001年4月世界银行组织的“土地投入与效率”项目,该项目旨在通过分析农村地区实行30年承包期不变的土地政策以来,对农户土地投资、教育及劳动力分配等行为的影响,从而为中国农村的土地政策与立法提供政策建议。此次调查由国家统计局农调队在中西部地区的湖南、贵州和云南三省的16个县,采取随机抽样的方式,以与农户当面访谈并填写调查问卷的入户调查形式,调查了110个村,并最终回收问卷1111份。因为样本中有9个县来自贵州省,而贵州省近20年来一直以实行“生不增地、死不减地”的长期固定化土地政策,已经造成了农户之间土地禀赋量之间的较大差距,这就为我们检验假说提供了有用的信息和数据。因此,这些数据构成了本次计量检验的基础。我们首先描述经验检验中所用的变量,然后给出计量检验的模型和方法。

(一) 解释变量、被解释变量及指标选择

虽然这是2000年的调查数据,但是,问卷设计中包含了很多有意义的历史信息,尤其是关于农

户近 20 年的家庭土地禀赋量的变化数据,我们把这 20 年的土地禀赋量的变化分为两个阶段,即 20 世纪 80 年代和 90 年代。由于我们重点考察农户对子女的教育投资,因此挑选了样本中年龄在 6~35 岁的子女。对应家庭土地禀赋量在不同年代的变化,我们需要定义在不同年代接受教育的子女类别。假定子女 6 岁开始接受小学教育,那么,15 岁就该完成初中教育,而 18 岁就应该完成高中教育。我们把初中教育作为基准,假设 15 岁以上的人就应该完成了初中教育。因此,我们这样划分不同年代接受教育的子女类别:2000 年,年龄为 25~35 岁的子女是在 80 年代接受教育,即这类子女中最年轻的人也应在 1990 年时完成了初中教育;而年龄在 15~25 岁的子女是在 90 年代接受教育的。

我们分别用个人和农户两组数据进行回归,分别用 4 种不同的指标来衡量个人接受教育的程度:个人的受教育年数、是否完成初中教育(初中及以上文化水平=1,初中以下=0)、是否完成高中教育(高中及以上文化水平=1,高中以下=0)、是否辍学过(曾经辍学过=1,没有辍学=0);相应的,在农户组中采用的被解释变量的指标为:农户子女的平均在校学习年数、是否有子女完成初中教育(农户有一个及以上子女完成初中教育=1,没有子女完成初中教育=0)、是否有子女完成高中教育(农户有一个及以上子女完成高中教育=1,没有子女完成高中教育=0)、曾辍学过的子女在整个子女中的比例(辍学率)。

需要说明的是高中和辍学的指标,因为我们假定一个子女在 18 岁才完成高中教育,所以相应高中指标回归的年龄下限提高到 18 岁,即 18~25 岁的子女在 90 年代接受教育。由于辍学会在受教育的各个阶段都有可能发生,而且前面的指标也已经衡量了完成教育的子女的情况,我们对整个样本中的子女(6~35 岁)都进行辍学指标的分析。又因样本中关于子女辍学的数据只包括 30 岁以下的子女,所以对辍学指标的回归我们采用以下划分:25~30 岁的子女为 80 年代接受教育的人,而 25 岁以下的为 90 年代接受教育的人(见表 1)。

我们采用的主要解释变量是每户的人均土地禀赋量和父母亲的受教育水平。根据前面的理论分析,这两个变量对子女的教育水平应该有正的影响。在个人组的回归中,我们采用年龄和性别两个个人特征变量,性别是个虚拟变量,即性别=1 为男性,性别=0 为女性。一般来说,在中国农村地区尤其是不发达的农村地区,男性受教育的机会比女性要多,女童教育和妇女教育一直是人们关注的问题。

我们在所有回归中还包括了农户特征变量和村特征变量。首先,与个人组的个人特征变量相对应,我们引入了农户子女的平均年龄和男性比例两个指标。农户特征变量还采用了以下指标:因为数据中没有相应年代的家庭人均收入情况,我们用人均家庭财富指标作为替代衡量指标,我们加总农户在不同年代的生产工具、房屋和耐用消费品的货币价值,得到了“家庭财富”这个指标。应该说一个家庭拥有更多的家庭财富,可能会更有能力和动力投资子女教育。其他指标为家庭人口、16 岁以下的儿童在总家庭人口中的比例,以及务农程度的虚拟变量的指标。务农程度=1 表明农户在当期纯粹农业生产户,务农程度=0 表明农户为兼业户。

在村特征变量中,用两个变量代表村庄的地理条件:村离县城中心的距离(公里)和是否有公共交通,后者是个虚拟变量,等于 1 表明村庄有公共交通,等于 0 表明村庄没有公共交通。这两个变量在两个不同的年代均没有什么变化。另外,我们采用村人均纯收入指标来表示村庄的经济情况,同时加入了水田比例这个指标。水田比例既是一个描述村庄地势、又是一个从侧面反映村庄经济状况的指标。在样本村中水田比例比较高的地方是平原地带,相对来说比山区的经济条件要好。其他变

表 1 样本子女分类

因变量	20 世纪 80 年代 (2000 年实际年龄)	20 世纪 90 年代 (2000 年实际年龄)
受教育年数	25~35	15~25
初 中	25~35	15~25
高 中	25~35	18~25
辍 学	25~30	6~25

量还有:村集体是否给无法付学费的农户贷款、非农务工比例和外出打工比例。前者是个虚拟变量,等于1表明村集体曾经给无法付学费的农户贷过款,等于0表明村集体没有帮助过无法付学费的农户;而非农务工比例其实是对当地非农就业机会有衡量的指标,这个指标采用的是村庄中在当地非农就业所牵涉的农户数占村总农户数的比例。同样,外出打工比例是外出打工所牵涉的农户数占村总农户数的比例。

我们选取了一个衡量农户是否存在信贷约束的虚拟变量(存在信贷约束=1,否则=0)。如果农户存在下面几种情况,我们就认为农户存在信贷约束:申请过贷款至少有一次没有借到;没有申请贷款的原因是:担心借不到、信用历史不好、没有抵押品。否则,认为农户不存在信贷约束。为了检验我们的假说中的第二部分,我们在下面的计量模型中增加了家庭人均土地面积和信贷约束的交互作用项。根据我们的假说,这个交互项的符号应该是正的。由于关于农户信贷的历史只能获得90年代的数据,因此我们只采用90年代的样本对信贷约束进行检验。最后,我们引入了时间虚拟变量(80年代作为参照)和两个省的虚拟变量(云南为参照省)。

(二) 计量模型及方法

对于全部数据,我们的基本回归模型是下面的面板模型:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta_1 + X_{jt}\beta_2 + v_i + v_j + \epsilon_{it} \quad t=1,2 \quad (16)$$

该模型可以用来检验我们假说的第一部分。其中, y_{it} 表示在 t 时期第 i 个人或农户的4个被解释变量的数值, X_{it} 和 X_{jt} 分别表示上述提到的家庭特征变量和村特征变量(在个人组中 X_{it} 还包括个人特征变量),相应的 v_i 和 v_j 分别表示无法观测到的没有包括在 X_{it} 和 X_{jt} 中的农户家庭效应和村庄效应,而 ϵ_{it} 是一个独立同分布过程(i. i. d.),均值为零。

因为被解释变量有连续变量和离散变量,所以对这两种变量采用的回归方法也不尽相同。对连续的被解释变量,受教育年数我们采用OLS回归,并分别对照了考虑村固定效应和不考虑村固定效应的情形。我们加入村的虚拟变量来消除村庄的固定效应,同时又能控制住一些我们无法准确用指标来度量的变量,而这些变量不仅表现了村与村之间的差异而且在某种程度上对我们的解释变量会产生影响,比如说村干部对教育的重视程度以及村庄是否是一个传统的文化村等。但在加入村虚拟变量的同时我们还保留了村特征变量中在不同年代会发生变化的变量。另外,对农户组我们还考虑了户的固定效应模型。而对受限的连续因变量,辍学率我们采用tobit模型,并同时控制住村的固定效应。

对于离散型的3个被解释变量即是否完成初中、是否完成高中以及是否辍学过3个指标的回归,我们在个人和农户组中分别采取probit回归,依旧对照了加入村虚拟变量和不加入村虚拟变量的情形。对于信贷约束及其对土地影响的作用,我们的回归模型比较简单:

$$y_i = \alpha + X_i\beta_1 + \epsilon_i \quad (17)$$

其中, y_i 表示第 i 个人或农户的4个被解释变量的数值, X_i 表示上述提到的家庭特征变量,而 ϵ_i 是一个独立同分布过程(i. i. d.),均值为零。这个模型可以用来检验我们的假说的第二部分。在这些回归中,我们同前面一样采用了村的虚拟变量来度量村与村之间的差异。同样,对连续变量,我们采用了OLS回归;而对离散型的被解释变量,我们采用了probit回归。

三、计量结果分析

(一) 面板模型的结果分析

1. 受教育年数

我们对个人和农户组的受教育年数的OLS回归结果见表2,表2中的第一列和第三列分别是对子女个人的受教育年数和农户子女的平均受教育年数没有加入村虚拟变量的回归,第二列和第四列是相应的加入村虚拟变量的回归,最后一列是户的固定效应模型回归结果。

我们先考察子女个人的回归结果,从表2中的第二列我们看到,农户人均土地面积每增加1亩,子女的受教育年数增加0.64年;而父母亲的受教育年数每增加1年,子女的受教育年数分别增加0.16年和0.08年,因为受教育年数是个连续变量,我们并没有区分边际上增加的1年是小学还是初中或者高中的1年。

同时,我们看到个人特征变量非常显著,年龄越大的人所受的教育越少,男性明显比女性所受的教育要多0.83年。在家庭特征变量里面,发现家庭人口对子女的教育水平有负的影响,家庭每增加一个人,子女的受教育年数就减少0.12年;而纯粹农业户的子女要比务农程度低的子女少受教育0.50年。根据前面的分析,一个家庭如果是纯粹农业户,家庭的收入更低,抵御风险的能力也更弱,因此投入教育的积极性也就越低。在村的特征变量中,加入虚拟变量的结果显示,是否给无法付学费的农户贷款的虚拟变量系数为正,即给困难农户贷款的村庄的农户子女比不给困难农户贷款的村庄的农户子女要多受教育0.38年,这个结论也是比较明显的。同时,时间的虚拟变量表明90年代的子

表2 土地与教育投资:受教育年数

变 量	OLS1 (个人)	OLS2 (个人)	OLS3 (农户)	OLS4 (农户)	OLS5 (农户)
常数项	6.97*** (0.97)	6.83*** (1.31)	6.52*** (0.75)	5.82*** (1.56)	7.47*** (3.32)
主要变量					
人均土地面积	0.17 (0.13)	0.64*** (0.18)	0.18 (0.16)	0.60*** (0.21)	0.99 (1.01)
个人特征变量					
年龄	-0.04 (0.03)	-0.06*** (0.03)			
性别	0.84*** (0.15)	0.83*** (0.14)			
农户特征变量					
父亲受教育年数	0.21*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.20*** (0.03)	0.16*** (0.04)	
母亲受教育年数	0.15*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.06* (0.04)	
子女平均年龄			-0.02 (0.05)	-0.01* (0.05)	-0.02 (0.04)
男性比例			0.38*** (0.23)	0.43** (0.23)	1.06*** (0.49)
人均家庭财富	0.13*** (0.05)	0.05 (0.04)	0.09* (0.06)	0.04 (0.06)	-0.03 (0.11)
家庭人口	-0.23*** (0.07)	-0.12** (0.06)	-0.23*** (0.09)	-0.13* (0.08)	0.18 (0.38)
儿童比例	-0.28 (0.54)	0.48 (0.53)	-0.13 (0.68)	0.67 (0.66)	0.22 (1.70)
务农程度	-0.17 (0.18)	-0.50*** (0.18)	-0.18 (0.22)	-0.51** (0.23)	-0.01 (0.57)
村特征变量					
离县城中心距离	0.00 (0.00)		-0.00 (0.01)		
是否有公共交通	-0.11 (0.10)		-0.02 (0.14)		
水田比例	1.29*** (0.29)	-1.57 (4.86)	1.09*** (0.37)	-0.24 (5.63)	-4.40 (6.43)
是否给困难农户贷款	-0.89*** (0.17)	0.38*** (0.94)	-0.76*** (0.26)	0.09 (1.16)	0.21 (1.08)
村人均纯收入	1.82*** (0.32)	-1.72 (1.49)	1.92*** (0.41)	-0.66 (1.81)	0.79 (1.77)
非农务工比例	0.14 (0.72)	-2.77 (3.25)	0.10 (0.89)	-3.18 (3.92)	-8.38 (4.94)
外出打工比例	0.57 (0.68)	-1.28 (1.83)	0.51 (0.86)	-1.91 (2.18)	-2.14 (2.75)
年代虚拟变量					
90年代	-0.06 (0.32)	0.69* (0.43)	0.06 (0.34)	0.95** (0.48)	0.29 (1.06)
省虚拟变量					
湖南	-0.63** (0.30)		-0.52 (0.38)		
贵州	-0.73*** (0.25)		-0.81*** (0.32)		
村虚拟变量		是		是	
总样本量	1 461	1 461	743	743	858
R-Square	0.22	0.40	0.22	0.47	0.08

注:* 在10%显著性水平上显著;** 在5%显著性水平上显著;*** 在1%显著性水平上显著。括号中为估计值的标准差。除另有说明外,以下表同。

女比80年代的子女要多受教育将近0.7年。但是非农就业和外出打工比例对教育并没有很明显的影 响,这可能是跟样本村中我们得到的数据是时间上的数据有关,而且因为这两个变量不象其他村特征变量在一定的时间区段内没有变化(如地理条件、水田比例等),所以,以一个时间上的变量数值来说明教育在近十年的连续变化效果不是很明显,但这并不影响我们对假说的验证。

从表2第四列农户回归的结果我们看到,农户人均土地面积对子女平均受教育年数的影响和前面个人的结果差别不大,即如果农户人均土地面积增加1亩,子女平均受教育年数增加0.60年,并且父亲的受教育年数对子女的受教育水平的影响也是一样。同样,农户特征变量中的子女平均年龄和男性比例及农户的务农程度,也与前面的结果类似。值得说明的是,家庭人均财富的回归系数在加入了村的虚拟变量后变得不显著,这在一定程度上说明一个村庄内户与户之间人均家庭财富的差异不是很明显,或者说对村特征的控制某种程度上涵盖了家庭人均财富对子女教育水平的影响。

在农户的第三个固定效应模型回归中,我们发现,除了性别以外的其他变量都是不显著的。这两个可能:一个解释是,总样本中主要解释变量两个年代的变化率比较小;另一个原因是,主要解释变量(土地)变化率比较小的农户在样本农户中的比重比较大。

2. 是否完成初中教育

因为样本中有58%的人没有完成初中教育,有48%的农户没有子女完成过初中教育,所以probit模型是合适的。表3是回归结果,第一列和第二列分别是没有加入村虚拟变量的回归结果和边际影响,第三列和第四列分别是加入村虚拟变量的回归结果和边际影响。

我们着重看表3中列出的边际影响,结果显示,户的人均土地面积每增加1亩,子女完成初中教育的概率将增加11%。同样我们看到,父母亲的受教育水平对子女完成初中教育的概率影响是显著的,即父亲的受教育年数提高1年,子女完成初中的概率增加3.4个百分点,而母亲的受教育年数增加1年,其子女完成初中教育的概率增加2.1个百分点。结果显示,在初中教育方面,父亲的作用似乎大于母亲。其他变量如性别、家庭人口及务农程度方面都和前面的结果类似。

值得一提的是儿童比例这个变量,表3第四列的结果表明,如果家庭中儿童比例增加1%,则子女完成初中教育的概率将增加20%。这就是说,如果对于农村一个普通双子女的四口之家,如果增加一个子女,那么,现在受教育的子女完成初中教育的概率将增加0.2个百分点。这似乎与常理相悖,但是一方面,虽然儿童比例增加即需要上学接受教育的人增加,对于家庭来说负担更重,从而会降低对孩子的教育投资;但另一方面,子女之间的学习也许存在带动和互补效应,例如受教育程度比较高的兄长可以帮助弟妹的学习,学习教材可以共享以及家庭中会形成一种比较好的学习氛围,甚至在某种程度上改变父母对教育的态度等等。所以,儿童比例对子女的教育水平的影响是不确定的,需要实证分析来验证,而我们的结果表明,后一方面的影响要大于前一方面的影响,虽然这种影响并不是非常大。

表3最后4列是对农户是否有子女完成初中的probit模型的回归结果。在加入村虚拟变量以后,人均土地面积每增加1亩,有子女完成初中的农户概率将增加15个百分点。其他的结果也和个人组的结果类似,而时间的虚拟变量表明,90年代的农户比80年代的农户其子女初中完学率要高出37个百分点,这与90年代以来国家开始推行9年制义务教育及农民生活水平相对有所提高相关。

3. 是否完成高中教育

同样,因为有90%的人没有完成高中教育,有85%的农户没有子女完成过高中教育,所以我们仍然采用probit模型进行回归,计量结果见表4。

表4前4列是对个人是否完成高中的probit模型回归结果。结果显示,农户人均土地面积每增

表3 土地与教育投资:是否完成初中教育

变 量	Probit1 (个人)	边际 影响	Probit2 (个人)	边际 影响	Probit3 (农户)	边际 影响	Probit4 (农户)	边际 影响
常数项	-1.20** (0.47)		-7.41*** (1.36)		-2.54*** (0.41)		-9.33*** (1.39)	
主要变量								
人均土地面积	0.08 (0.07)	0.031	0.28*** (0.11)	0.110	0.11 (0.09)	0.043	0.39*** (0.15)	0.155
个人特征变量								
年龄	-0.01 (0.01)	-0.003	-0.01 (0.02)	-0.004				
性别	0.28*** (0.07)	0.107	0.36*** (0.08)	0.138				
农户特征变量								
父亲受教育年数	0.08*** (0.01)	0.032	0.09*** (0.02)	0.034	0.08*** (0.02)	0.032	0.09*** (0.03)	0.036
母亲受教育年数	0.07*** (0.01)	0.026	0.05*** (0.02)	0.021	0.04** (0.02)	0.014	0.02 (0.02)	0.007
子女平均年龄					0.01 (0.01)	0.005	0.02 (0.01)	0.007
男性比例					0.06 (0.15)	0.023	0.07 (0.19)	0.026
人均家庭财富	0.06** (0.02)	0.023	0.02 (0.03)	0.001	0.12*** (0.04)	0.046	0.08** (0.04)	0.033
家庭人口	-0.08*** (0.03)	-0.031	-0.06* (0.04)	-0.024	0.03 (0.04)	0.012	0.08 (0.05)	0.030
儿童比例	-0.02 (0.26)	-0.010	0.55* (0.31)	0.204	1.39*** (0.36)	0.431	2.22*** (0.47)	0.842
务农程度	-0.12 (0.09)	-0.049	-0.31*** (0.11)	-0.121	-0.09 (0.12)	-0.036	-0.28*** (0.16)	-0.112
村特征变量								
离县城中心距离	0.00 (0.00)	0.001			0.00 (0.00)	0.000		
是否有公共交通	0.00 (0.05)	0.003			0.02 (0.08)	0.010		
水田比例	0.49*** (0.14)	0.192	-2.23 (2.55)	-0.868	0.49** (0.20)	0.194	-2.22 (3.55)	-0.888
是否给困难农户贷款	-0.13 (0.10)	-0.052	0.03 (0.56)	0.012	-0.11 (0.14)	-0.043	-0.41 (0.85)	-0.161
村人均纯收入	1.16*** (0.16)	0.454	0.32 (0.90)	0.124	1.31*** (0.02)	0.520	-0.46 (1.26)	-0.183
非农务工比例	-0.39 (0.34)	-0.153	-2.08 (1.81)	-0.810	-0.23 (0.47)	-0.090	-3.32 (2.91)	-1.324
外出打工比例	0.72** (0.32)	0.283	0.92 (1.10)	0.356	0.30 (0.46)	0.119	-0.67 (1.41)	-0.267
年代虚拟变量								
90年代	0.04 (0.15)	0.001	0.33 (0.27)	0.125	0.31* (0.18)	0.124	0.99*** (0.34)	0.375
省虚拟变量								
湖南	-0.11 (0.14)	-0.052			0.11 (0.20)	0.041		
贵州	-0.13 (0.11)	-0.060			-0.10 (0.20)	-0.039		
村虚拟变量			是				是	
总样本量	1 461		1 404		744		650	
Log Likelihood	-852.66		-678.30		-436.32		-319.12	

表4 土地与教育投资:是否完成高中教育

变 量	Probit1 (个人)	边际 影响	Probit2 (个人)	边际 影响	Probit3 (农户)	边际 影响	Probit4 (农户)	边际 影响
常数项	-2.36*** (0.79)		-8.79 (3.32)		-3.44** (1.18)		-8.15*** (2.71)	
主要变量								
人均土地面积	0.12 (0.09)	0.017	0.57*** (0.18)	0.186	0.14 (0.11)	0.029	0.56*** (0.22)	0.161
个人特征变量								
年龄	0.03 (0.02)	0.005	0.05 (0.03)	0.010				
性别		0.27*** (0.11)	0.038	0.27** (0.13)	0.106			
农户特征变量								
父亲受教育年数	0.02 (0.02)	0.003	0.03 (0.03)	0.011	0.04 (0.02)	0.008	0.04 (0.03)	0.012
母亲受教育年数	0.08*** (0.02)	0.012	0.08*** (0.03)	0.033	0.09*** (0.02)	0.019	0.11*** (0.03)	0.030
子女平均年龄					0.05 (0.04)	0.010	0.09* (0.05)	0.025
男性比例					0.43** (0.18)	0.088	0.41* (0.25)	0.118
人均家庭财富	0.00 (0.03)	0.001	-0.03 (0.04)	-0.001	0.00 (0.04)	0.000	-0.03 (0.05)	0.001
家庭人口	-0.09** (0.05)	-0.014	-0.07 (0.70)	-0.025	0.00 (0.06)	0.000	0.07 (0.08)	0.020
儿童比例	0.50 (0.34)	0.071	0.84* (0.49)	0.302	0.20*** (0.46)	0.245	2.04*** (0.61)	0.583
务农程度	-0.30*** (0.12)	-0.048	-0.38** (0.17)	-0.146	-0.23* (0.15)	-0.051	-0.41** (0.21)	-0.124
村特征变量								
离县城中心距离	0.00 (0.00)	0.001			0.00 (0.00)	0.001		
是否有公共交通	0.02 (0.07)	0.002			0.01 (0.08)	0.003		
水田比例	0.66*** (0.22)	0.095	-0.21 (4.12)	-0.084	0.52** (0.26)	0.106	-1.66 (4.90)	-0.474
是否给困难农户贷款	-0.24 (0.15)	-0.032	0.04 (1.33)	0.018	-0.24 (0.19)	-0.047	3.24 (4.86)	0.893
村人均纯收入	-0.19 (0.25)	-0.027	0.75 (1.23)	0.279	-0.32 (0.29)	-0.065	0.07 (1.46)	0.307
非农务工比例	-0.12 (0.53)	-0.017	-0.97 (2.48)	-0.387	-0.27 (0.66)	0.034	0.08 (3.09)	0.024
外出打工比例	-0.02 (0.50)	-0.003	0.95 (1.72)	0.379	0.17 (0.59)	0.079	0.29 (2.09)	0.083
年代虚拟变量								
90年代	0.41** (0.24)	0.058	0.18 (0.41)	0.073	0.40 (0.35)	-0.112	0.31*** (0.57)	0.086
省虚拟变量								
湖南	-0.48** (0.20)	-0.057			-0.39* (0.24)			
贵州	-0.47*** (0.17)	-0.072			-0.52** (0.22)			
总样本量	1 212		1 212		660		660	397
村虚拟变量			是				是	
Log Likelihood	-347.50		-266.18		-248.55		-224.26	-180.68

加1亩,子女个人完成高中教育的概率将增加将近19%,这个概率远远大于人均土地面积对子女完成初中影响11%的概率;同时,我们观测后4列中对是否有子女完成高中教育的农户的probit回归,结果显示,人均土地面积对有高中文化子女的农户影响的概率是0.16,这个数字略大于其对有初中文化子女的农户0.14的影响。样本中农户子女初中完学率的均值为42%,也就是说农户子女中接近半数的子女具有初中文化水平,而相应的高中完学率的均值为10%,这个比例是相当低的。这也符合我们前面的分析,因为对于一个农户来讲,初中的教育属于基础教育和9年制义务教育的范畴,相对来说教育投资的风险性要小。而是否投资子女的高中教育却是值得深思的问题,因为投资高中教育是一笔更大的投资,而且投资的收益也更加不确定。如果一个农村地区的子女上了高中而没有考上大学从而彻底走出乡村,那么他只能返回农村就业或者外出打工。如果他在农村就业,这对农户家庭来讲,和初中毕业没有太大的区别,在外出打工和当地非农就业方面,一个高中毕业生和初中毕业生面临的风险环境也是一样的。这样的话,如果土地对农户来讲是个收入保障机制,可为其提供抵御风险的能力,这个机制就会在农户决策是否投资收益越不确定的子女教育方面起到越明显的作用。

有趣的是,我们发现对子女完成高中的概率几乎不受父亲的教育水平影响,而此时母亲的受教育水平对其概率的影响是显著的,即母亲的受教育年数多1年,子女完成高中的概率将增加3%,农户子女的高中完学率将增加6个百分点。对比初中的分析,我们发现,母亲的作用在子女的高中教育投资方面更加显著,而父亲的作用在初中教育投资方面更加显著。这就是说,母亲受教育水平在决策更具有风险性的子女教育投资方面作用会更加突出,这个发现与某些学者的研究(Knight and Song, 1999)也是比较一致的。同样我们看到,性别和务农程度及儿童比例的系数是显著的。

4. 是否辍学以及辍学率

辍学在经济不发达地区是比较普遍的现象,而在我们的样本中30岁以下的子女曾经辍学的比例高达38%,辍学主要原因的具体统计数据见表5。

从表5可知,辍学的主要原因是升学没有考上,其次是家庭的财富约束。在问卷设计中,另外一项原因是“学校离家太远”,由于样本中辍学子女没有因此辍学的,所以在表中列出。我们看到辍学原因中的“家里缺劳动力”的比例只有4.9%,也就是说,很少有农户因为纯粹需要子女帮着干农活而让子女辍学。

因为我们一直考虑的是农户家庭决策,所以特别关注表5中跟家庭因素有关的原因,而影响子女辍学最重要的家庭原因是家庭的财富约束。如果农户在一定的收入约束条件下,加上农户对其子女教育未来收益的不确定预期,农户很有可能让子女在两个阶段辍学:第一个阶段是小学入学阶段。虽然由于9年义务制教育的规定及县政府对义务教育评估验收标准的推行,农户会让子女注册上学。但很有可能因为上学后教育经费的摊派,尤其在贫困地区政府的财政对教育的支持很薄弱,农户为子女负担的教育成本更高,因此,很有可能会出现这样一个奇怪的现象:学生的注册入学率高,但入学后的流失率也比较高^①;另一个辍学发生比较频繁的是初中阶段。结合前面对初中完学率和高中完学率的分析,因为接受高中教育的预期收益更加不确定,而且一个接受完初中教育的

表5 辍学原因描述

辍学原因	样本数	所占比例(%)
没钱付学费	190	24.1
家里缺劳动力	39	4.9
学习成绩不好	144	18.3
对学习没有兴趣	129	16.3
升学没考上	250	31.7
读书没前途	14	1.8
其他	23	2.9
合计	789	100.0

^① 国家教育发展研究中心1995年在中西部地区6个省的调查表明,小学的平均入学率接近95%,而注册后的辍学率平均为7.4%,有的省则高达25%(曾天山,1998)。

表6 土地与教育投资:是否辍学以及辍学率

变量	Probit1	边际影响	Probit2	边际影响	Tobit1	Tobit2
常数项	-5.04*** (0.38)		-5.67*** (0.86)		-3.21*** (0.33)	-1.84*** (0.28)
主要变量						
人均土地面积	-0.12 (0.08)	-0.039	-0.47*** (0.15)	-0.167	-0.07 (0.05)	-0.10* (0.05)
个人特征变量						
年龄	0.17*** (0.01)	0.055	0.26*** (0.02)	0.095		
性别	0.02 (0.07)	0.007	-0.13 (0.10)	-0.046		
农户特征变量						
父亲受教育年数	-0.04*** (0.01)	-0.013	0.01 (0.02)	0.003	-0.02** (0.01)	0.00 (0.01)
母亲受教育年数	-0.02 (0.01)	-0.007	0.01 (0.02)	0.003	-0.02* (0.01)	-0.00 (0.01)
子女平均年龄					0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)
男性比例					0.05 (0.07)	-0.06 (0.05)
人均家庭财富	0.00 (0.02)	-0.000	-0.00 (0.03)	-0.000	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
家庭人口	0.09*** (0.03)	0.031	0.11** (0.05)	0.040	0.07*** (0.02)	0.03** (0.02)
儿童比例	0.14 (0.26)	0.045	0.23 (0.39)	0.079	0.50*** (0.17)	0.32*** (0.11)
务农程度	0.12** (0.08)	0.039	0.12 (0.13)	0.041	0.02 (0.06)	0.03 (0.04)
村特征变量						
离县城中心距离	0.00 (0.00)	0.001			0.00** (0.00)	
是否有公共交通	-0.40*** (0.10)	-0.137			-0.27*** (0.07)	
水田比例	-0.21 (0.16)	-0.070	12.72 (17.59)	4.550	-0.02** (0.11)	1.86 (3.50)
是否给困难农户贷款	0.32*** (0.11)	0.109	-4.06 (10.84)	-0.863	0.16** (0.06)	0.07 (0.24)
村人均纯收入	-0.34** (0.15)	-0.113	0.28 (1.21)	0.099	-0.21* (0.12)	0.05 (0.39)
非农务工比例	0.42 (0.33)	0.141	0.98 (3.81)	0.349	0.22 (0.24)	0.77 (0.94)
外出打工比例	0.18 (0.33)	0.059	0.92 (1.81)	0.328	0.06 (0.24)	0.24 (0.49)
年代虚拟变量						
90年代	1.01*** (0.14)	0.261	1.19*** (0.33)	0.324	0.59*** (0.10)	0.52*** (0.10)
省虚拟变量						
湖南	0.66*** (0.16)	0.240			0.19* (0.11)	
贵州	1.14*** (0.14)	0.352			0.63*** (0.10)	
村虚拟变量		是				是
总样本量	1 783		1 517		884	884
Log Likelihood	-813.24		-447.73		-622.84	-335.72
Scalar					0.66 (0.03)	0.39 (0.02)

子女已经具备一定的
工作能力,如果他继续
上高中而又没有考
上大学,对农户来讲,
不仅要多支出3年的
学费,而且还要损失
子女在一定程度上给
家庭带来的收益,甚
至有的农户会在子女
还没有读完初中就让
其辍学,所以,初中阶
段的辍学率应该比小
学阶段要高。综合我
们样本村庄的数据发
现,2000年初中学生
的辍学率为9.49%,
而小学生的辍学率为
4.95%^①。因此,土地
同样会在农户子女是
否辍学方面起到比较
强的作用,尤其是后
一种情况的辍学。因
为数据的限制,我们
统计的辍学指标并没
有区分农户子女是在
哪个阶段辍学的,计
算的只是整个辍学的
指标。

调查样本中有
63%的人没有辍过
学,也有55%的农户
没有子女辍过学,我
们对个人组采用
probit回归,而对农
户组采用tobit模型。
表6列出了相应的结
果,同样的,前面四列
是对个人是否辍过学
的probit模型回归

① 国家教育发展研究中心的同一调查数据也支持了上述猜测。

分析结果,而后面两列是对农户辍学率的 tobit 模型的回归结果。

对个人的回归结果表明,农户的人均土地面积每增加 1 亩,子女个人的辍学概率将降低 17%。对比农户的回归结果,户人均土地每增加 1 亩,辍学的子女占整个上学子女的比例将降低 10%。土地在子女是否辍学的决策中起了相当大的作用。但对个人和农户的回归在加入了村的虚拟变量以后发现,父母亲的受教育水平对子女是否辍学的影响并不显著,而没有控制村固定影响的时候,父母亲的受教育水平的提高会降低子女的辍学概率,但是数值也比较小。表中的第五列表明父母亲的受教育年数每增加 1 年,子女的辍学率降低 2%。

在家庭特征变量中,家庭人口和子女平均年龄以及儿童比例与前面的推测都比较吻合。家庭每增加一口人,子女个人辍学的概率增加 4%,而整个家庭子女的辍学率将增加 3%。而儿童比例显示,如果家庭增加 1 个儿童,对一个典型的四口之家而言,其他子女的辍学概率将增加 0.7%,整个家庭子女的辍学率将提高 3 个百分点。

(二) 信贷约束的结果分析

在前面的回归分析中,我们已经验证了假说的第一部分。现在,我们来检验假说的第二部分,即土地在存在信贷约束的时候作用更加显著。同时,我们也将检验信贷约束本身对农户教育投资的影响。与前面的回归一样,我们对 4 个不同的被解释变量(受教育年数、是否上初中、是否完成高中、是否辍学)进行检验。对每个被解释变量的农户和个人组,我们都做了以下 4 个回归:(1)家庭人均土地面积;(2)是否存在信贷约束;(3)家庭人均土地面积以及是否存在信贷约束;(4)家庭人均土地面积、是否存在信贷约束以及两者的交互项,结果见表 7。由于其他变量的回归结果和以前的结果差别不大,我们将它们略去,仅保留人均土地、信贷约束以及两者之间的交互项。其中第一列和第五列是单独对家庭人均土地面积的回归,第二列和第六列是单独对是否存在信贷约束的回归结果,第三列和第七列是同时对土地和信贷约束的回归结果,而第四列和第八列是对在第三列的基础上加入两者的交互项的回归结果。

1. 受教育年数

对连续变量的受教育年数,我们依旧采用 OLS 回归。我们看到,不论是个人回归还是农户回归,在不加入信贷约束的时候,人均土地面积对受教育年数存在显著的正影响,家庭人均土地增加 1 亩,个人的受教育年数将增加 0.40 年,而子女的平均受教育年数将增加 0.45 年。同时,在表 7 的第二列和第七列中,我们看到信贷约束对教育年数有显著的影响,不存在信贷约束的农户与存在信贷约束的农户相比,其子女个人的受教育年数将增加 0.61 年,而子女的平均受教育年数将增加 0.67 年。但是,当土地和信贷约束同时出现在回归中时,我们发现人均土地面积在个人回归中变得不显著,而信贷约束仍然是显著的负影响。在此基础上加入了两者的交互项后发现,虽然人均土地量和交互项都不显著,但是信贷约束对受教育年数的影响却增强了许多,由原来的 0.57 变为 1.15,而交互项系数是不显著的正影响。在农户回归中,人均土地在没有交互项的时候仍然是显著的,但加入交互项之后也变得不显著了。和个人回归结果一样,信贷约束的显著性加强了。以上结果表明,土地和信贷约束之间存在一定的相关关系:土地越多的农户,越可能不受信贷约束的影响。这部分地验证了我们的假说的第二部分。

2. 是否完成初中教育

对离散型变量,我们采用 probit 回归,从表 7 中我们看到,如果家庭人均土地面积增加 1 亩,其子女完成初中教育的概率将增加 8%,而不存在信贷约束的家庭其子女完成初中教育的概率比存在信贷约束家庭子女要高出 13 个百分点。有趣的是,我们发现在个人组中结论和前面一致,即在加入了人均土地面积和交互项后,信贷约束仍然对子女是否完成高中的影响增强,而土地和交互项仍然是不显著的正影响。而在农户组中,结论却有所不同,在表 7 中的第八列我们看到,虽然信贷约束的影响增

表7 信贷约束、土地与教育投资

变量	个人1	个人2	个人3	个人4	农户1	农户2	农户3	农户4
受教育年数								
人均土地面积	0.41** (0.19)		0.37 (0.19)	0.31 (0.20)	0.45** (0.22)		0.40* (0.22)	0.35 (0.23)
是否存在信贷约束		-0.61** (0.24)	-0.57* (0.24)	-1.15** (0.51)		-0.67** (0.29)	-0.62** (0.29)	-1.17** (0.58)
人均土地面积 * 信贷约束虚拟变量				0.55 (0.42)				0.49 (0.45)
是否完成初中教育 ^a								
人均土地面积	0.08* (0.05)		0.07 (0.05)	0.06 (0.05)	0.14** (0.07)		0.13** (0.07)	0.12* (0.07)
是否存在信贷约束		-0.13** (0.06)	-0.12* (0.06)	-0.21* (0.12)		-0.17* (0.10)	-0.16 (0.10)	-0.19 (0.19)
人均土地面积 * 信贷约束虚拟变量			0.09 (0.10)				0.04 (0.14)	
是否完成高中教育 ^a								
人均土地面积	0.14** (0.06)		0.13** (0.06)	0.07 (0.06)	0.18* (0.09)		0.16* (0.09)	0.09 (0.09)
是否存在信贷约束		-0.17*** (0.04)	-0.16** (0.04)	-0.32*** (0.06)		-0.24** (0.08)	-0.23** (0.08)	-0.43*** (0.08)
人均土地面积 * 信贷约束虚拟变量				0.42*** (0.15)				0.52** (0.22)
是否辍学 ^a								
人均土地面积	-0.09* (0.05)		-0.09* (0.05)	-0.07 (0.05)	-0.12 (0.09)		-0.12 (0.09)	-0.08 (0.10)
是否存在信贷约束		0.08* (0.05)	0.08* (0.05)	0.17* (0.10)		0.11 (0.09)	0.11 (0.09)	0.35** (0.17)
人均土地面积 * 信贷约束虚拟变量				-0.11 (0.09)				-0.27 (0.17)

注：a 为边际影响；括号中数据为边际影响的标准差。

强但为不显著的负影响，而此时人均土地面积仍然与子女是否完成初中教育的概率呈正相关关系。

3. 是否完成高中教育

这组变量我们依旧采用 probit 回归。此时家庭人均土地面积的影响更加明显，因为是否上高中是一项风险性更大的投资行为。表7结果表明，家庭人均土地增加1亩，农户子女完成高中教育的概率将增加14个百分点，而有子女完成高中教育的农户概率将增加18%。同样，此时信贷约束的影响也比初中组的要强，存在信贷约束的农户其子女完成高中的概率会降低17%，高于初中组的13%。

和前面的结果不同，第三列和第七列显示，当交互项不加入回归时，人均土地面积和信贷约束同时显著，而且数值与两者单独回归时差不多。在加入交互项后，虽然人均土地面积不显著，但是交互项和信贷约束都是显著的，而且信贷约束的影响也明显增强，由原来的16%上升到32%。这进一步印证了我们假说的第二部分，即土地的作用在信贷约束越紧的时候越显著。

4. 是否辍学

对是否辍学的离散型变量我们也采用 probit 模型。在这组回归中我们发现，个人组的回归结果要比农户组的结果更加理想。单独对家庭人均土地的回归表明，家庭人均土地面积每增加1亩，子女辍学的概率将降低9个百分点。第二列单独对信贷约束的回归表明，不存在信贷约束的农户其子女辍学概率比其他农户子女要低8个百分点。在第三列中，土地和信贷约束的作用同时显著；在

第四列中,当交互项加入后,土地和交互项均不显著,但信贷约束的作用加强,由9%变成17%。这与前面的结果一致。总之,我们在不同的教育层次上验证了我们的假说。特别值得一提的是,我们的研究表明,土地的收入替代效应可能在大部分时候大于土地的保险效应。因为我们的回归结果表明,当信贷约束不存在时,土地的正向作用就不显著了,而根据我们的理论模型,土地的保险效应即使信贷约束不存在时也应该发生作用。但是,这一结论和教育回报的风险有关。我们的研究表明,对于像上初中或高中这样的风险较高的投资而言,即使信贷约束不存在,土地的正向效应仍然可能显著。

四、结论

本文讨论了中国不发达的农村地区信贷约束和家庭土地禀赋对其子女教育的相关影响。我们的理论模型和经验研究证明了在教育预期收益不确定的情况下,农户家庭土地禀赋量对农户的子女教育投资产生正的影响。而且,通过土地对不同层次教育的分析,我们发现,农户家庭土地禀赋量对农户子女的高中完学率比对初中完学率的影响更加显著,对辍学率和子女的平均受教育年数也有显著的正的影响。同时,我们发现,土地的这种正向影响在存在信贷约束的条件下更加显著。

教育投资随土地财富而变化可能导致一些负面的效率含义。我们用图来对此加以说明。在图中,横轴表示农户的土地禀赋量,纵轴表示父亲的教育水平。根据上述分析,如果在教育收益确定的情况下,农户子女教育水平与农户家庭土地禀赋量没有关系,此时只会与父亲的教育水平有关。在图中,子女的等教育线表现为一条水平的直线。此时,农户的教育积累路径符合家庭的比较优势,即起点教育水平较高的家庭将更多地积累教育资本,社会分工因此达到最优,因为较高的父亲教育水平和较高的子女教育水平相结合,将产生更高的社会产出。而在教育收益不确定的情况下,子女的等教育线变为曲线 E_s ,因为此时子女的教育不仅和父亲的受教育程度有关,而且与土地禀赋的多寡有关。

作为一个例子,让我们考察教育投资为不连续的情况(如果一个农户决定让其子女上小学,那么,子女就必须将小学上完;如果一个农户决定让其子女上初中,那么,子女就必须将初中上完等)。在无投资风险的情况下,一个农户是否进行子女的教育投资,完全取决于父亲的教育水平,因此,我们可以想像,父亲教育水平高于 E^* 的农户(即那些处于 A、B 两个区域的农户)将投资子女的教育,而父亲教育水平低于 E^* 的农户(即那些处于 C、D 两个区域的农户)将不投资子女的教育。而在存在投资风险的情况下,处于 B、D 两个区域的农户将投资子女教育,处于 A、C 两个区域的农户将不投资。这就产生了教育的无效配置:处于 A 区域的农户具有接受教育的比较优势,但却没有接受教育;处于 D 区域的农户不具有接受教育的比较优势,但却接受了教育。因此,农户的教育积累路径将被土地财富所扭曲,经济效率也将受到影响。

因此,土地禀赋的差异所带来的不仅仅是受教育机会上的不平等,而且还会涉及到社会效率的损失。同时,正如 Havenman 和 Wolf (1984)所指出的,教育不仅能提高个人收入而且会增加它对个人的非市场效应,比如说对健康、营养以及生育决定及个人能力的发展方面等。所以,农户子女能否有平等接受教育的机会对社会福利会产生长远的影响。

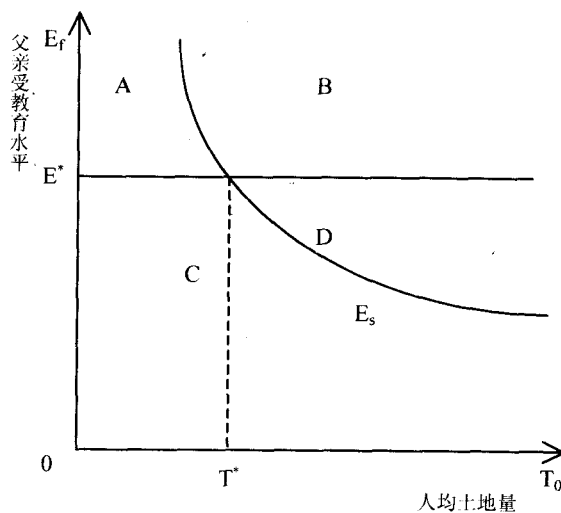


图 土地财富和教育的无效配置

中国正在制定新的农村土地立法,试图进一步使土地所有权个人化(梁慧星,1998)。尽管土地所有权个人化可能带来一些农业效率上的好处(Li et al., 1998; Wen, 1995),但是,我们也应该充分考虑到,在经济不发达的农村地区,土地依然是一种社会生活保障制度(姚洋,2000),如果没有更加合适的保障制度或其他形式的补贴来弥补土地个人化以后所带来的损失,单从教育这个角度来看,长期而言对社会效率是一种损失。

参考文献:

1. 李菁:《土地禀赋量与不发达地区农户教育投资》,北京大学中国经济研究中心硕士论文,2002年。
2. 梁慧星:《物权法研究》,法律出版社,1998年。
3. 姚洋:《中国农地制度与农村社会保障》,《中国社会科学季刊(香港)》,2000年秋季号,第19~26页。
4. 曾天山:《中国贫困地区教育发展的经验与对策》,广西教育出版社,1998年。
5. 赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用》,《经济研究》,1997年第2期,第37~42页。
6. Binswanger, Hans, Attitudes toward Risk: Theoretical Implications of an Experiment in Rural India. *Economic Journal*, 1981, 91, 867-890.
7. Chavas, Jean-Paul and Matthew Holt, Economic Behavior under Uncertainty: A Joint Analysis of Risk Preferences and Technology. *Review of Economics and Statistics*, 1996, 78, 329-335.
8. Glick, P. and Sahn, D., Schooling of Girls and Boys in a West Africa country: the Effects of Parental Education, Income, and Household Structure. *Economics of Education Review*, 2000, 19, 63-87.
9. Haveman, R. and Wolfe, B., Schooling and Economic Well-being: the Role of Nonmarket Effects. *Journal of Human Resources*, 1984, 19, 377-407.
10. Knight, John and Shi Li, Educational Attainment and the Rural-Urban Divide in China. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1996, 58, 83-117.
11. Knight, John and Lina Song, *The Rural-Urban Divide: Economic Disparities and Interactions in China*. Oxford: Oxford University Press, 1999.
12. Li, Guo, Scott Rozelle and Loren Brandt, Tenure, Land Rights, and Farmer Investment Incentives in China. *Agricultural Economics*, 1998, 19, 63-71.
13. Lloyd, C. B. and A. K. Blanc, Children's Schooling in Sub-Saharan Africa: the Role of Fathers, Mothers, and others. *Population and Development Review*, 1996, 22, 265-298.
14. Shapiro, David, and B. O. Tambashe, Gender, Poverty, Family Structure, and Investment in Children's Education in Kinshasa, Congo. *Economics of Education Review*, 2001, 20, 359-375.
15. Wen, G. James, The Land Tenure System and Its Saving and Investment Mechanism: the Case of Modern China. *Asian Economic Journal*, 1995, 93, 223-259.

(责任编辑: 朱 犁)

《中国人口科学》编辑部声明

为适应中国信息化建设需要,扩大作者学术交流渠道,本刊已加入《中国学术期刊(光盘版)》。作者著作权使用费与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章编入该数据库,请在来稿时注明,本刊将做适当处理。