**摘要：**本文考察了土地质量和不完善的市场在国际半干旱热带作物研究所 (icrisat) 数据中产生反向生产力关系中的作用。土地质量的差异在很大程度上解释了随机效应中的 "反向生产率" (ip) 关系, 而不是劳动力需求回归中的 "反向生产力" (ip) 关系。控制劳动力和土地市场的失灵和土壤质量的差异消除了男性劳动力的IP关系, 而不是女性劳动力的IP关系在随机影响中的估计。与随机效应估计相比, 固定效应中的逆关系要强得多, 这表明农场大小变量可能会受到测量误差的影响, 这一观点得到了仪器变量估计结果的支持。

**1. 问题简介**

发展中国家农业实证工作中反复出现的难题是 "反向生产力" (ip) 关系 1, 下文直接的实证模型对此作了总结。在基本 ip 关系中, 因变量 yi 要么是产出, 要么是利润。让习近平表示控制变量的向量, 让艾氏所培育的总面积表示。要估计的简化形式的经验关系是通过以下方式得出的:

其中 a、b 和 c 是要估计的参数, ui 是一个随机错误项。由于 c 测量的是产出或利润相对于面积的弹性, 低于1的 c 估计表明, 总产出的增长速度低于养殖总面积的速度, 而反向生产率假说保持不变。在许多发展中国家, 在劳动力需求关系中也观察到了知识产权关系, 例如, 易建联是家庭劳动力需求, 劳动力需求的增长速度低于养殖地区。benjamin (1995) 验证了爪哇稻农的产出和劳动力需求是否存在知识产权关系, barrett (1996年) 验证了马达加斯加的同样现象。许多其他研究已经确定了其他国家的反向生产力。

对逆关系的简单而直接的解释可以在生产函数中。如果小农在技术上比大农户更有效率, 这将产生观察到的关系。然而, 卡特 (1984年) 发现, 在同样的投入下, 印度较小的农民的产量将比较大的农民低 15% (carter, 1984年, 第141页), 许多研究表明, 不可能拒绝不断的农业规模回报4事实上, 对于许多发展中世界的小农场来说, 扩大规模回报似乎更有可能在直觉上增加。

关于发展中国家农业的文献中提出了两种关于知识产权关系的替代解释, 对政策具有重要影响。sen (1975年) 和最近的本杰明 (1995年) 提出, 知识产权关系可以追溯到土地质量方面的未观察到的差异, 而在回归分析中, 这些差异没有得到充分控制。如果知识产权关系是因为平均农田上的小农质量较高而产生的, 那么旨在将土地重新分配给小土地所有者的公共政策将不会提高 (并可能降低) 农业产出和农村收入。或者, 市场失灵, 特别是劳动力市场失灵, 往往被认为是劳动中知识产权关系的主要原因: 无法在工资中出售劳动力的农民--劳动力市场将其应用于自己的领域。如果不完善的劳动力市场是负责任的, 那么土地再分配政策将提高效率, 提高农业产出, 减少不平等。当然, 这两种解释并不相互排斥。有可能是为了应对劳动力市场的不完善, 在家庭之间分配土地质量。

本文利用印度半干旱热带地区广泛使用和重要的 icrisat 数据集, 测试了逆关系的相互竞争的解释。鉴于 icrisat 数据的广泛使用, 解释知识产权关系的来源应该引起广泛的兴趣。此外, icrisat 的数据在测试对知识产权关系的相互竞争的解释方面提供了一些优势。特别是, 一套衡量土地质量的丰富变量可以更好地检验遗漏的土地质量假设, 关于劳动力市场活动的数据可以更仔细地检验不完善的劳动力市场假设。数据的面板性质允许估计随机和固定的影响, 这证明有助于研究测量误差的作用。

本文的结构如下。在第二节中, 我考虑了半干旱热带地区的农业生产, 讨论了 ip 关系的严重性, 并认为经验结果与农场规模变量中的测量误差是一致的。然后, 我继续测试相互竞争的解释, 以了解使用简单方法测量误差的可能性。为了检验忽略土地质量的作用, 我在利润和劳动力需求回归中增加了家庭水平土地质量的指标, 看看有多少反比关系得到了解释 (第3节)。为了检验不完善劳动力市场的作用, 我将村级的劳动力和土地市场特征纳入了回归 (第4节)。在第5节中, 我测试了服务器场大小变量中的测量误差可能会导致估计 ip 关系, 而固定效应估计在实践中会加剧这种情况。第6节结束。

**2. 印度半干旱热带地区的反向生产力**

我利用印度农业收集的数据来考察印度农业中的知识产权关系。

1975年至1985年期间, 国际半干旱热带作物研究所 (半干旱热带作物研究所) 研究印度三个不同农业气候地区的农村家庭问题。表1提供了三个研究村所有10年的数据, 来自3个村庄 4年, 另外两个村庄 4年, 共8个村庄。从八个村庄吸引的人。

对家庭进行了调查, 并对作物投入数量和产出进行了调查

记录了全年每隔2周的产量。半干旱热带地区农业生产的特点是两个主要的生长季节。雨季 (卡里夫) 季节从季风开始, 那时土壤肥沃, 萌发容易。在整个农业中, 雨季后 (拉比) 季节在季风之后开始, 利用雨季作物生长后储存在土壤中的水分。天气是家庭生产环境和作物产量变化的主要因素。

印度半干旱热带地区的农业具有生产的巨大异质性。作物组合因村庄而异, 不同土壤类型也有明显差异, 部分反映了不同的农业气候条件。这需要比单一栽培更谨慎地测量 "产出"。我选择扣除雇佣和家庭劳动力成本以及可变投入的收入作为衡量产出的指标。家庭劳动力按现行村级工资估价, 所有其他投入也按村庄价格评估。这假定农民是利润最大化, 作物组合的选择和劳动力在作物之间的分配是最佳的。未来研究的一个方向是重新审视反向生产力假说, 对农民行为的假设较弱。

我没有把农田的隐含租金价值包括在我的生产成本中。如果考虑到衡量农业在土地质量差异后的回报, 那么土地的租金成本就不应包括在利润计算中。如果土地质量差异与管理能力或努力的差异分开, 导致产量增加, 而且, 再提高每英亩农业的回报, 我们预计这些差异将被资本化到土地价格中。事实上, 我稍后将使用关于每英亩土地价值的数据来研究土地质量差异是反向生产力关系的假设。

我修订了 eq. (1), 以考虑到 icrisat 数据的面板性质。考虑到最简单的家庭层次异质性, 我假设 eq. (2) 中的常量项因家庭而异:

为 i = 1... n 家庭。允许拦截术语 ai 因个人而异, 但不允许坡度系数 b。适当的经济计量模型是一个值得关注的问题。如果截取项 ai 被视为回归线截距项中的参数偏移, 则将其视为样本中特定家庭的固定值是适当的, 从而产生固定效果估计。另一方面, 如果抽样的横截面观测被视为来自较大的随机种群, 那么 ai 本身就会成为随机变量, 必须对其进行估计, 从而产生随机效应模型。选择固定效应或随机效应很重要, 因为如果有与 eq. (2) 中的变量相关的固定效应, 则使用随机效应将产生偏置系数估计。当 eq. (2) 中的任何右侧变量受到测量误差的影响时, 这个问题就相当复杂了, 如下文所述。

为 i = 1... n 家庭。允许拦截术语 ai 因个人而异, 但不允许坡度系数 b。适当的经济计量模型是一个值得关注的问题。如果截取项 ai 被视为回归线截距项中的参数偏移, 则将其视为样本中特定家庭的固定值是适当的, 从而产生固定效果估计。另一方面, 如果抽样的横截面观测被视为来自较大的随机种群, 那么 ai 本身就会成为随机变量, 必须对其进行估计, 从而产生随机效应模型。选择固定效应或随机效应很重要, 因为如果有与 eq. (2) 中的变量相关的固定效应, 则使用随机效应将产生偏置系数估计。当 eq. (2) 中的任何右侧变量受到测量误差的影响时, 这个问题就相当复杂了, 如下文所述。

显然, 衡量养殖总面积的 ait 是这些回归中的一个关键变量, 在构建时必须在 icrisat 数据中谨慎进行, 以考虑到两个不同的种植时期。按照本杰明( 1995年)的说法，我将总面积计算为kharif和rabi季节种植的面积之和，这两个季节种植的面积是这两个季节种植面积的两倍，但在给定的地块上，一个季节内不进行间作调整。对kharif和rabi产量的核算应致力于改善存在的反向关系。6考虑到卡里夫和拉比生产在知识产权现象中的作用, 其种植总面积的变化本身就应该有助于改善它所存在的反向关系。

鉴于其在IP现象中的作用，总耕种面积的变化本身就很有意义。图1按家庭总结了三个主要研究村总种植面积的变化来源。种植总面积 (在 kharif 和拉比季节) 按家庭在垂直轴上绘制, 以便一个家庭以 "列" 为代表的散射图. 可以看出, 在总养殖面积内, 家庭内部的时间差异很大, 家庭内差异最大的是 shirapur。事实上, 平均面积的家庭间差异只解释了 shirapur 养殖地区总差异的四分之三左右, 其余四分之一的差异是家庭差异造成的。

家庭内部的一些变化可能反映了租入或分享土地的变化。在各村庄 (图 2) 和家庭内部 (图 3) 中, 种植种植面积的测量份额有很大差异 (图 3)。在 icrisat 村庄, 共同耕种和租赁的土地共占耕种土地的四分之一 (沙班, 1987年)。家庭内部的部分变化也可能反映季风对种植决定的影响。虽然在强季风的情况下可能很难增加面积, 但农民确实通过休耕土地来应对糟糕的季风 (walker 和 ryan, 1990年, 第34页)。奥雷帕莱的种植面积比其他研究村更有可能对降雨冲击做出反应, 因为降雨更不稳定 (walker 和 ryan, 1990年, 第36页)。

在拉米季节种植的能力代表了总种植面积的调整幅度, 尽管这在一定程度上受到土壤类型的限制。如果天气看起来有利, 那就去砍胡子。基于 eq. (2) 的系数估计 (例如, ait 忽略其内生性的条件) 将是有偏差的, 这种偏差将取决于种植面积和随机成分的假设之间的相关性, 但这似乎对观察到的 ip 有效关系。如果农民为了应对生产力冲击而扩大养殖面积, 那么从 eq. 养殖的总面积系数 (2) 就会有偏差向上。要使内生性促成反向生产力的结果, 农民必须减少种植英亩土地, 以应对积极的生产力冲击。

生产力冲击。我首先估计了一个简单的利润方程条件的外源天气冲击, 实际村级工资, 化肥的实际价格, 饲料和高粱的实际价格, 这两种作物是在所有村庄发现的。工资是在作物生产年份中测量两个不同时期的。第1期是在天气不确定性得到解决之前的种植期和作物生产周期的那一部分。第2期是产量不确定性得到解决后的收获期。所有工资都以村庄平均数 (按性别) 衡量, 使用村级消费价格指数换算成实际美元。样本包括种植总面积在0.4 英亩至100多亩之间的农民, 因此, 种植面积广泛。

表2第 (1) 栏中的结果显示了随机效应估计数。参数 c 估计为 0.89, 在1% 的水平上明显小于 1. 11 降雨系数和工资和价格系数在1% 的水平上在统计上都有显著性。虽然降雨变量在1% 的水平上是共同显著的, 但只有季风开始的日期在5% 的水平上是单独显著的, 并且是负的, 这表明季风开始的延迟降低了农民的利润。第一阶段男性工资为负, 在10% 的水平上意义重大。化肥价格和第二期男性工资系数估计为正, 具有统计意义, 与经济理论相矛盾。其他价格和工资变量与0没有显著差异。

我还使用固定效果估计模型, 以便进行比较。表2第2栏列出了固定效果估计数。系数 c 估计为 0.62, 在1% 的水平上明显小于1。与利润的反比关系要严重得多, 固定效应比随机效应估计的要严重得多。其他系数与随机效应估计得到的系数相似。降雨冲击的系数在5% 的水平上是共同显著的, 工资和价格系数集也是如此。

考虑到固定效应和随机效应模型中 ip 关系严重程度的巨大差异, 在此需要考虑固定效应在利润回归中的作用。使用固定效应的论点取决于是否存在未测量的家庭特定差异, 这与 eq 右侧的变量有关。就利润的回归而言, 农民的生产力似乎就是这样一个因素。如果农民生产力存在未被观察到的异质性, 那么它对第 (1) 栏随机效应估计的影响将取决于其与农场规模变量的相关性。如果较小的农民耕种的土地平均质量较高, 那么 c 的随机效应估计将向下偏置, 控制固定效应应产生利润回归中接近1的估计数。同样, 如果生产力的差异产生于劳动力市场不完善的影响, 较小的农民将比较大的农民受到更多的限制, 对这些差异的控制具有固定的效果应该导致估计 c 接近1。农场规模系数在固定效应估计中大大低于随机效应估计, 这一事实表明, 数据中还发生了其他事情。

在固定效应估计中, 一个可能加剧 ip 关系的罪魁祸首是测量误差。即使平均准确测量面积, 也可能会大声测量逐年变化。众所周知, 当外部变量受到测量误差的影响时, 固定效应估计将加剧测量误差偏差, 导致系数估计比随机效应估计的偏差更大。极端情况下, 如果给定家庭的真实变量是常数, 但测量错误, 那么固定效应估计将是对纯噪声的回归。下面我更充分地考虑了测量误差在 ip 关系中可能扮演的角色。

测量误差的存在极大地复杂化了固定效应还是随机效应是合适的模型的问题。测试为固定的作用的存在是疑难的, 因为 hausman 测试假设固定的作用估计是一致的, 如果测量错误存在, 这显然不是事例。在测量误差的情况下, 基于豪斯曼测试的随机效应拒绝固定效应意味着随机效应估计不同于固定效应估计, 但不一定优于固定效应估计。事实上, 这里的固定效应估计会比随机效应受到更大的偏差, 而不是更少。因此, 我估计模型使用固定效应和随机效应估计, 以检查土地质量和市场缺陷可能发挥的作用, 解释 ip 关系。比较固定效应和随机效应模型的结果也可以深入了解测量误差在生成 ip 关系中的作用。

由于ICRISAT数据包含土地质量的直接测量，包括土壤类型、地块层面灌溉的存在以及地块间的土地价值，因此有可能直接检验土地质量变化解释知识产权关系的假设。如果反向生产力关系源于土地质量的差异，那么在利润回归中包含衡量土地质量的变量应该会改善反向生产力关系。同样，土地质量的差异可以解释劳动力使用的差异，因此包括土地质量也会改善劳动力需求方程中的反向关系。

ICRISAT数据包括地块级别的土壤类型信息。每个地块被分配到九种不同的土壤类型中的一种。ICRISAT村庄的类型分布不均匀。例如，奥雷帕勒超过70 %的土壤被归类为浅红色(在样品的所有年份中测量)，而设拉普尔的大部分土地分别是深黑色、中黑色或浅黑色。另一方面，Kanzara 80 %以上的土壤被归类为中等黑色。因此，不同村庄的土地类型有很大差异。此外，根据分享种植安排的变化和(不太频繁的)土地销售或购买，地块的组成逐年变化。

事实上，分享种植和租赁提供了重要的机制，允许土地质量逐年发生重大变化。几个研究村的分享种植率相当高。例如，在设拉普尔，佃农耕种的土地占总耕种面积的35.5 %。只有在奥雷帕拉，分享种植很少，不到耕种土地的1 %，固定租金又占3.1 % ( Walker和Ryan，1990年，第172页)。

土壤质量的另一个衡量标准是每个地块的每英亩价值。这个价值是由活跃在当地经济中的乡村当局来衡量的，因此它避免了调查对象自我报告和价值相关的问题。此外，每英亩农田的价值可能是衡量土地固有生产力的最佳标准。如果土地价值是在现值模型中确定的，那么该价值表示扣除所有投入的价值后，农业的预期未来回报的总和。只要这些回报反映了投入的机会成本，土地价值就应该是净回报的良好衡量标准。尽管如此，这个变量可能无法完美地衡量土地质量的差异，因为考虑到变量的“基于观点”的性质，以及它可能受到与其农业生产力无关的因素的影响这一事实，存在误差。

表2第3栏和第4栏报告了家庭随机效应和 (分别) 家庭一级利润回归的固定效应估计, 当时我控制了土地质量的变化。因变量是总利润的对数, 因此种植面积的对数上系数估计小于1与 ip 关系一致。我控制四种不同的土壤类别, 以及家庭灌溉总种植面积的份额和每英亩土地的价值。在随机效应回归中, 土地生产力与种植面积的反比关系大大降低。c 的估计上升到 0.97, 即使在10% 的水平上也与1没有明显的差异。此外, 衡量家庭一级土地质量变化的变量在统计上具有很高的统计学意义。联合意义的卡方试验 p 值小于 0.01, 家庭灌溉耕地比例和耕地平均值系数为正, 在1% 水平上也具有统计学意义。测量降雨冲击的变量对解释利润仍然很重要, 季风发生在 1% 的水平上, 降雨日的频率在 1 0% 的水平上很明显。化肥价格系数显著正, 而价格差价显著负, 与理论不符。在工资变量中, 第一阶段男性工资和第二阶段女性工资的系数是显著的和负面的, 正如经济理论所表明的那样。这与第二时期任务在女性劳动力中占主导地位的观察是一致的。第二个时期, 男性工资为正, 在统计上具有显著性。

基于家庭固定效应的估计数在大多数方面与随机效应估计数相似。一个显著的区别是反向关系的严重性: c 的估计值为 0.71, 在1% 的水平上明显小于1。在固定效应估算中, 通过控制家庭土地质量, 几乎无法缓解反向关系。土地价值系数和灌溉土地份额均为正 (如预期的那样), 在1% 水平上具有统计学意义, 测量土壤类型和土地质量的变量在1% 水平上具有统计学意义。

虽然在利润回归中包括土地质量回归本质上消除了随机效应估计中的反向关系, 但这种关系在固定效应估计中仍然顽固地持续存在。这进一步证明, 估计的 ip 关系本身可能在一定程度上反映了测量误差的影响, 在固定效应估计中, 测量误差更加严重。然而, 土地质量在解释随机效应估计中的IP关系方面的作用仍未完成。观测到的 ip 关系的一个重要维度是在劳动力需求方程中。如果控制土地质量的变化消除了劳动力需求中的IP关系, 那么有有力的证据表明, 土地质量可能是所观察到的IP关系中的罪魁祸首。事实上, 本杰明在他的农村爪哇研究中发现, 对劳动力需求的反比关系比对实际产出数量或家庭利润的反比关系更严重。

我测试了农业劳动力需求中是否存在反向关系, 以及土地质量在解释这一关系方面可能发挥的作用。我使用 icrisat 数据集附表 y 中的详细输入和输出数据构建了家庭和雇佣劳动力的工时总和。我将劳动按性别分开, 以反映农业生产中性别角色的差异。此外, 由于劳动力的使用可能因性别而对天气冲击的反应不同, 而天气冲击是生产环境的重要组成部分, 因此, 通过不同的看待关系, 可以改善对数据的优劣。劳动力需求回归中的因变量是总劳动时间的自然对数。

表3总结了以土壤质量为条件的男性和女性劳动力需求回归结果;列 (1) 和 (2) 分别是男性和女性劳动力需求的固定效应估计数, 列 (3) 和 (4) 列分别是随机效应估计。我报告固定效应和随机效应估计, 因为在可能存在测量误差的情况下测试固定效应是有问题的, 此外, 两套估计的差异可能会提供有用的信息。

这里最重要的发现是, 在固定效应和随机效应估计中, 男性和女性的 c 估计都不到1。在随机效应估计 (不太可能受到测量误差的影响) 中, c 估计为 0.92, 在1% 的水平上明显小于1。衡量家庭一级土地质量的变量在1% 的水平上具有共同的显著意义, 灌溉土地的份额和平均土地价值都是正的, 表明土地和劳动力是生产中的补充。降雨冲击对解释1% 水平的男性劳动力使用情况具有共同的重要意义。第一和第二阶段男性工资均为负, 在理论建议的1% 水平上具有统计意义, 第一阶段女性工资为正、显著, 表明女性和男性劳动在第一阶段是替代性的。季风开始时的系数是显著的和积极的, 表明季风开始的延迟会增加男性的劳动力使用。

在随机效应估计的劳动力需求中, c 估计为 0.86, 在1% 的水平上明显低于1。测量土地质量的变量在1% 的水平上共同显著, 灌溉土地系数和耕地价值显著正。令人惊讶的是, 降雨变量并不显著。女性工资的第一个时期的系数是正的和显著的, 与经济理论的预测不一致, 而第二个时期女性工资是负的和显著的。化肥价格系数是显著和积极的, 这似乎令人惊讶, 因为化肥的使用应该会增加对收获劳动力 (也许还有除草劳动力) 的需求, 这是一项女性任务, 例如化肥和女性劳动力应该是补充。

在固定效应回归中, c 的估计值大幅下降: 男性 0.81, 女性 0.81, 1% 的水平明显低于1。衡量土地质量的变量是共同显著的, 降雨冲击和工资也是如此。c 的固定效应估计比随机效应估计值更远, 这进一步表明测量误差可以解释 ip 关系。

**4. 反向关系和不完善的市场**

虽然土地质量变量在利润中解释了大部分 (但不是全部) 知识产权关系, 但它未能解释劳动力需求回归中的知识产权关系。此外, 女性劳动力需求回归中的首期工资和化肥价格的不良自有工资系数表明, 农村种植期女性劳动力市场可能并不明确。在传统的劳动力市场二元论模型中, 小块土地的农民无法在现货劳动力市场上销售劳动力, 因此他们将劳动力过度分配给自己的土地, 将自有农业劳动力的边际 (收入) 产品推至低于市场工资率的水平。卡特 (1984年) 发现, 非常小的家庭过度分配劳动力和其他可变投入到自己的农场生产在印度, 这解释了很大一部分反向生产力关系。然而, 劳动力市场的失灵本身并不足以产生知识产权关系。在一个简单的农场规模模型中, feder (1985年) 表明, 农场规模应加以调整, 直到实现在农民之间的土地有效分配。其他生产性投入市场的不完善对于产生所观察到的关系是必要的。例如, 如果土地市场不能很好地在农户之间重新分配土地, 那么劳动力市场的不完善就会与土地市场的不完善结合起来, 产生观察到的知识产权关系。在最近的一篇论文中, benjamin 和 bradt (1997年) 发现, 对于中国农村的村庄, ". 市场比较活跃, 特别是土地租赁市场, 土地回报过高, 不平等现象最低"。

更复杂的市场失灵模型也可能解释小农户过度分配劳动力的原因。劳动监督中的委托代理问题可能会在自有农业劳动力的生产力和雇佣劳动力之间造成隔阂, 导致农民过度分配自有农业劳动力 (eswaran 和 kotwol, 1985年;taslim, 1989年)。binswanger 和 rosenzweig (1986年) 认为, 劳动力市场的搜索理论模型中不完全信息可能导致劳动力分配不当, 而网络劳动力供应家庭无法提供劳动力, 净劳动力需求家庭无法购买劳动力.假设网络劳动力供给 (需求) 与农场规模呈负相关, 则每个结果都会增强反向生产率关系。

印度半干旱热带地区的特点是劳动力和土地市场交易种类丰富, 大多数农户以某种形式的乡村工资劳动力市场或土地租赁市场参与其中。多达一半的妇女和40% 的男子参与劳动力市场, 例如她们在家庭生产活动之外工作, 这表明雇用劳动力在妇女劳动中比在男子中更重要来自劳动力市场的收入 (Kochar, 1999年, 第51页)。土地市场同样重要, 特别是土地进出的比例, 如上文所述, 随着时间的推移, 村庄和村庄内部的土地共享差别很大。

当然, 如果市场不明确, 那么价格和工资将无法充分控制投入使用的强度, 即使将价格和工资纳入劳动力需求回归, 这种反比关系也会持续下去。衡量劳动力市场疲软的措施, 充分控制工资劳动力市场的非自愿失业, 即使不能消除这种反比关系, 也会有所改善。icrisat 的数据允许制定这种措施。

我使用了 icrisat 数据附表 k 所载关于抽样家庭劳动力市场活动的详细资料。从 1979年到1984年, 收集了关于家庭个别成员在农业生产中从事自有农场和非农场工作的天数以及一些类型的非农业活动的资料。此外, 还收集了关于工人寻找工作但无法获得工作的抽样期间天数的资料。我计算总劳动力供应的方法是在所有活动中增加工作日, 但自有农业生产工作除外。如果不完善的劳动力市场观点是正确的, 那么将自有农业活动纳入劳动力供应总量的衡量就会偏向非自愿失业的衡量。我按村庄计算了种植期间和收获期活动中按性别分列的失业率, 其中分子是失业日, 分母是劳动力市场上的天数 (不包括自有农业工作日)。

我还控制了村里土地市场的活动程度。我建造了一个变量, 测量村里的平均土地份额, 要么是在里面被砍掉的, 要么是租来的。对于大多数村庄来说, 奥雷帕莱是个例外, 塑造比租房重要得多。本杰明和勃兰特发现, 这样的措施是20世纪初中国农村土地市场运作情况的有用指标。

表4报告了以土地质量和衡量劳动力和土地市场不完善为条件的劳动力需求估计数。第 (3) 和 (4) 栏列出了男性和女性劳动力劳动力需求的随机影响估计 (如果数据中存在测量误差偏差, 则不太容易受到测量误差偏差的影响)。对于男性劳动力, 第3栏, c 的估计值正好等于1。男性失业率为正 (如预期的那样), 仅对收获期具有重要意义。相比之下, 对第二期男性工资的积分估计是正的, 与经济理论相矛盾。一种解释是, 第二阶段的男性劳动力市场可能没有清算。另一种解释是, 工资与未观察到的生产率呈正相关, 可能存在向上的偏见 (如本杰明所述)。男性的第一阶段失业率不高, 而第一时期男性工资是显著的和负面的, 因此男性劳动力市场在第一阶段显得很明显。第二个时期的男性失业率是积极的, 意义重大, 这表明非农业机会减少, 导致家庭在第二个时期使用更多的男性劳动力自营职业。在农村被砍掉或租赁的土地份额在决定男性劳动力需求方面并不重要。衡量土地质量的变量具有统计学意义, 并具有预期的标志。

第4栏给出了女性劳动力需求的随机效应估计数。首先, 虽然估计 c (统计上) 与1没有显著差异, 但在0.94 时相当远。不过, 最令人惊讶的是, 第一和第二阶段的女性失业率都是负面的, 尽管在 1 0% 的水平上并不显著, 这表明村里较高的失业率导致女性劳动力使用自有农场的人数减少。第二个时期的女性工资是负的, 而且很重要, 如预期的那样, 第一阶段女性的工资与0没有明显差异。这表明, 劳动力市场在第二个时期似乎在分配女性劳动力方面起作用, 但在第一个时期似乎没有这样做。该村土地共享或租赁份额的估计系数为负, 在1% 的水平上具有统计意义, 表明村庄土地市场越活跃, 自农生产中使用的女性劳动力就越少。在任何合理的水平上, 第一期工资与0的工资差别不大。土地质量变量是显著的, 并具有预期的迹象。

男性和女性劳动力对农村劳动力和土地市场变量的差异反应值得更仔细地研究。首先, 农村土地市场的活动水平对解释自有农业女性劳动力的使用程度相当重要, 而男性劳动力的使用却不是。这表明, 家庭可能会通过试图增加自有农业生产来应对女性劳动力市场的市场失灵。同时, 在女性劳动力需求回归中, 女性失业率无论在第一期还是第二阶段都没有统计意义。女性劳动力的使用似乎是在广泛的, 而不是密集的边缘的反应。相比之下, 劳动力市场的失败似乎对男性劳动力使用的影响更大, 其影响在第二个时期尤为严重。这与家庭一致, 增加了农业活动的强度, 以应对男性劳动力市场的失败。

虽然固定效应估计数在第 (1) 和 (2) 列中报告, 但这里没有详细讨论, 因为它们可能比随机效应更容易受到测量误差偏差的影响。事实上, 男性和女性劳动力需求回归的估计都是 0.83, 远远低于随机影响估计。固定效应和随机效应估计之间的这种关系与加剧的测量误差是一致的, 这些误差是造成 icrisat 家庭劳动力需求中的知识产权关系的原因之一。

我还根据土地质量和劳动力和土地市场的缺陷来估计家庭利润方程。首先, 在固定效应估计中, c 的估计大大低于随机效应估计, 这与数据中存在的测量误差是一致的。因此, 随机效应估计不太可能受到测量误差偏差的影响, 这里重点介绍了它们。在随机效应估计中最重要的发现是, c 现在正好是利润回归中的 1, 因此, ip 关系完全被土地质量和市场缺陷的综合解释。除此之外, 家庭利润与产出价格呈正相关, 与化肥价格呈负相关。该村土地共享或租赁所占份额的系数在统计上是显著的和负的。农村失业率和股份制或租赁的程度在统计上具有共同的显著意义。对村庄失业率系数的解释需要一些注意。由于家庭劳动的价值是以现行工资为单位的, 那么在失业率高的情况下, 劳动力过度用于自农生产, 就会像男性首期负 (和显著) 系数所暗示的那样, 减少家庭利润劳动。土地质量变量是显著的, 并具有预期的迹象。这些结果表明, 劳动力和土地市场的缺陷与家庭之间的土地质量分配可能存在重要的相互作用。

**5. 测量误差是否会导致反向生产率关系？**

劳动力市场的不完善和土地质量的差异似乎在解释 icrisat 数据中的利润和劳动力的知识产权关系方面发挥了重要作用。在利润和男性劳动力需求回归的随机效应估计中, 通过控制土地质量和劳动力与土地市场缺陷的差异, 消除了知识产权关系;对于女性劳动力, c 的估计在统计学上与1没有差异。然而, 在固定效应估计中, ip 关系顽固地持续存在。在固定效应 (但不是随机效应) 估计中解释 ip 关系持久性的一个解释是, 在可变测量场中测量误差的可能性。错误, 以便:

其中错误术语是 eit = uit cgit。在这种情况下, a、b 和 c 的最小二乘估计将是有偏差的, 因为错误项 eit 通过随机变量 git 与回归器 ait \* 相关。随机或固定效应估计值都是偏置的 (且不一致), 尽管在使用固定效果时偏差会加剧。这与上述系数估计的模式是一致的, 在这种模式中, c 的固定效应估计数总是比随机效应估计数进一步低于1。这是测量误差可能在解释 ip 关系方面发挥作用的第一个迹象。如果固定效应本身是为了吸收与农场规模呈负相关的土地质量等遗漏因素的影响, 那么它们应该比随机效应估计的要接近1。他们从1进一步支持测量错误解释。

当然, 在规模不断回归的假设下, 在养殖地区的利润和劳动力需求的弹性都应该是一样的. 由于地区养殖在利润和劳动力回归中是相同的变量, 因此必须错误地衡量到同样的变量在这两个程度。如果测量误差是 ip 关系的唯一来源, 那么 c 的估计在利润和劳动力需求回归方面将是相同的。在随机效应估计中, c 在女性劳动力需求回归中保持在1以下, 但在利润回归或男性劳动力需求回归中没有。对此的一个合理解释可能是, 女性劳动力市场的不完善程度可能高于男性劳动力, 而男性劳动力并没有得到失业率的充分控制。然而, 在固定效应估计中, c 的估计比劳动力需求回归的估计数从利润回归中的1进一步超出。这与测量误差是 ip 关系的唯一来源是不一致的, 尽管测量误差仍可能发挥作用, 事实上, 对固定效应和随机效应估计的比较表明。

实现 c 无偏估计的一种方法是使用仪器变量估计器来消除测量误差偏差。再次使用仪器变量估计方程, 并将估计系数与上述系数进行比较, 有助于确定测量误差是否起一定作用。hausman 测试可用于查看使用仪器变量生成的估计数是否与使用最小压力生成的估计值不同。仪器变量估计器 (也控制固定效应) 将是无偏的, 但固定效应估计将是有效的, 在意义上有一个 "较小" 的方差-协方差矩阵。如果用误差来测量 ait, 则固定效应估计是偏置的, 而仪器变量估计器是无偏的。

为了估计使用仪器变量的方程, 需要的仪器, 记录总面积既与面积相关, 但与估计方程中的误差项不相关, 不属于结构方程。兴趣。也就是说, 乐器应该与衣服是正交的。寻找与农场规模相关的工具很简单;找到与努伊特无关的工具会带来更多的问题。原则上, 日志面积的滞后值是一种可能性, 但实际上这些条件在过度识别限制测试的基础上无法得到正交条件。此外, 没有理由认为与利润方程中的误差项不相关的工具必然与劳动力需求方程中的误差项不相关, 反之亦然, 增加了另一层复杂性。其他可能的总面积养殖工具是在土地上进行造型或租赁的虚拟变量, 以及家庭的双重种植。这些人受到批评, 认为它们在当前时期可能是内生的 (即与错误术语相关), 尽管可以通过测试过度识别限制来检验这一点。因此, 这些构成了随后的 iv 估计的基础。

仪器估计的结果见表5。自测量以来

误差最可能对固定效应模型中的 ip 关系产生重大影响, 重点放在固定效应估计上。如果 iv 估计消除了固定效应模型中的反向关系, 那么这表明实际上测量误差可能会导致观察到的关系。第 (1) 栏报告了第一阶段的回归解释养殖面积。养殖面积与总降雨量呈正相关。较大的农场平均灌溉较少, 价值低于较小的农场。使用的两种工具, 即用于轴承租赁和双作的虚拟变量, 在1% 的水平上具有统计学意义。第一阶段回归解释了在养殖地区约40% 的家庭内部变化。

第 (2) 栏给出了工具变量、利润回归的固定效应估计数。我对衡量土地质量、劳动力和土地市场缺陷的变量进行了规定, 因此表5第 (2) 栏的结果与表4第 (5) 栏中报告的结果相当。这些结果最显著的特点是 c 的估计在数值上等价于利润中1—the 反向生产力关系完全消失。在其他方面, iv 回归的系数估计与固定效应的系数估计相当相似, 但灌溉土地份额和土地平均价值的系数除外。这两个变量在 iv 回归中的效果都比固定效应回归更大, 这表明固定效应估计存在向下偏差。对过度识别限制的检验表明, 在任何合理的意义水平上都不能拒绝过度识别限制的零假设。hausman 的测量误差测试统计数据的 p 值只有 0.12, 但众所周知, hausman 测试 (hausman, 1978年) 对识别假空的能力很低。

表5第 (4) 栏报告了女性劳动力需求方程 (使用家庭固定效应) 的工具变量估计数;这些结果可与表4第 (2) 栏中的结果进行比较。在 iv 估计中, 女性劳动力需求的反比关系被完全消除。虽然估计 c 为 1.12, 但在统计上与1没有区别。工资和价格以及劳动力市场变量的系数估计与使用固定效应获得的系数估计一致。结果的一个显著区别是, 村里的土地分配或租赁数量在解释这些回归中的女性劳动力需求方面远没有那么重要, 在统计上也没有意义。hausman 的测量误差测试统计信息的 p 值为 0.05, 表示对测量误差存在的统计支持, 例如, 我可以拒绝在这种情况下没有测量误差的零假设。

令人惊讶的是, 男性劳动力需求的 iv 固定效应估计没有提供

ip 关系的任何改善 (第3栏, 表 5)。c 的估计数保持不变, 为 0.83, 其他系数估计数与固定效应估计数差别很小。一个可能的解释是, 用于区域养殖的仪器与男性劳动方程中的误差项并不相关。

**6. 结论**

本文发现, 虽然土地质量和市场失灵可以解释大多数

逆关系, 特别是在随机效应估计中, 农场大小变量中的测量误差也可能起一定作用, 特别是在固定效应估计中。在固定效应中, ip 关系的严重性远比随机效应的利润回归要明显得多。在随机效应估计中, 土地质量的差异解释了农场规模与利润之间的大部分反比关系, 但未能解释较小农民使用劳动力的强度较大的原因。控制农村劳动力和土地市场的不完善 (以及家庭土地质量的差异) 消除了男性劳动力需求中的知识产权关系, 而不是女性劳动力中的知识产权关系。这表明, 劳动力和土地市场的不完善与家庭之间的公平和质量分配之间可能存在重要的相互作用。

固定效应估算中的反向生产率难题持续存在, 这表明测量误差可能在 ip 关系中起一定作用。这里的实证结果表明, ip 关系在固定效应中总是比随机效应更严重, 这与众所周知的固定效应加剧测量误差问题的趋势是一致的。用仪器变量估计来修正测量误差时, 在 (固定效应) 利润回归中, 面积养殖的估计系数正好为 1, 在统计上与 (固定效应) 女性劳动力需求中的1没有差异模型。

这些结果表明, 与农场规模辩论有关的实证研究和更广泛地说, 对发展中国家的应用工作提出了重要的警告。考虑到农场规模随时间变化不大的趋势, 应用研究人员在应用固定效应模型来估计农场规模与生产力之间的关系时应谨慎行事。