**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。