**摘要：**本文的主题是发展中国家农场规模和生产力之间以及农场规模与盈利能力之间的关系。回顾了最近关于反向规模-产出关系的争论, 并提供了一个框架, 解释了基于对劳动力、土地、信贷和风险市场不完善的合理假设的逆关系。从这个框架中, 导出了一组可测试的假设。这些假设是在巴基斯坦最近的农场层面的面板数据上测试的。即使使用家庭固定效应来解释未观察到的异质性, 样品中也存在农场规模和产量之间的强反比关系。此外, 所建议的市场缺陷框架与数据是一致的。

**1. IR关系**

对农场规模与每英亩产量之间关系的兴趣可追溯到发展经济学的早期 (bauer, 1946年;sen, 1962)。在1960年代和1970年代, 在所谓的 "反向关系" (ir) 上积累了大量的经验工作, 其中大多数工作支持了小农户每单位土地生产比大农民更多的假设。由于其广泛的影响, 农场规模与产出的反比关系是农村发展中最重要、讨论最激烈的一个问题。相反的关系是再分配土地改革的核心论点, 因为它意味着土地改革通过提高效率和公平, 导致资产规模分配更加平等, 将促进农村增长和贫困缓解 (eckstein 等人, 1978年;利普顿, 1993年;singh, 1990)。例如, 日本、韩国和台湾早期的土地改革无疑是这些国家经济转型的重要因素, 创造了农业盈余、不断增长的消费需求和维持快速发展所需的政治稳定产业化。

IR假说不仅是分析土地结构和土地改革的核心, 而且对自然资源管理和迁移也具有重要影响。在大土地上进行粗放耕作, 产生了一类无法在肥沃的农业地区获得土地或就业的边缘化无土地劳工。因此, 这种过剩的劳动力被驱使到森林、高地、陡峭的山坡和干旱的土地上耕种不合适的土地 (repetto 和 holmes, 1983年)。这种农业扩张造成了毁灭性的人类和生态后果。农民靠这种边缘土地谋生, 这些土地往往没有生产力, 生态脆弱, 容易受到侵蚀, 远离市场, 缺乏基本的基础设施。生态后果----森林砍伐、丧失野生动物栖息地、土壤侵蚀等----可能具有非常大的破坏性, 有时甚至是不可逆转的。然而, 与其将小农不可持续的做法归咎于他们, 不如提出一个论点, 即根源在于保有权关系和 "派遣" 地区的土地分配 (dorner 和 thiesenhusen, 1992年)。一个类似的论点涉及农村向城市的移徙, 往往是与农村地区土地分配有关的体制 "推动因素" 造成的 (mohtadi, 1990年)。总之, 这种反比关系如果属实, 与农业停滞、自然资源退化、政治不稳定、移徙和贫穷等问题密切相关。

因此, 反向关系假设对关注农业发展的决策者和学者具有重要意义。然而, 过去30年来就这一专题进行的许多研究尚未就所谓的反向关系达成共识, 也没有对造成这种关系的因素达成令人满意的理解。因此, 人们经常认为绿色革命已经减少甚至逆转了 ir。此外, 经验基础的有效性也受到质疑, 批评者认为, 这种反向关系是由于回归中忽略土地质量而造成的错误结果 (bhalla 和 roy, 1988年;本杰明, 1995)。另一个问题是, 许多经验性的IR文献没有充分关注影响规模-产出关系的因素。大型农场和小型农场之间劳动力成本不对称, 导致劳动力强度的差异和固定因素的利用是 ir 经常被引用的解释。然而, 不完善的劳动力市场不能单独构成系统的规模----产出关系----为什么业务持有量未能通过土地租赁或销售来调整, 以适应包括家庭劳动力在内的固定因素的禀赋。因此？规模-产出关系必须用市场失灵的原因来解释, 本研究试图通过提供一个简单而一致的框架来考虑规模-产出和规模利润关系。关于劳动力、土地、信贷和风险市场不完善的合理假设。随后, 利用国际家庭联合会对巴基斯坦农村家庭的五年调查对这一框架进行了测试。固定的家庭效应被用来控制未观察到的异质性 (如土壤肥力), 避免了以往工作的一些方法上的缺陷。

本文的组织方式如下。以下部分的主题是使用传统方法测试IR关系, 以及对处理不可观察土地质量的方法提出批评。第3节介绍了数据集, 然后是在第4节中建立逆关系的一组简单回归。第5节讨论了 ir 的解释, 其中列出了市场缺陷框架。从这个框架中推导出了一些经验假设, 并在第6节概述了一个检验它们的回归模型。与以往的工作不同的是, 该模型分别控制自有持有的规模、经营持有的规模、家庭工人的数量和风险。第7节介绍了测试市场缺陷框架的经验结果。结论和所涉政策问题见第8节。

**2. IR关系的争论**

反关系的研究是基于普通最小二乘 (ols) 回归的简单模型, 如

log (y) = a + plog (op) te (i),

其中y（产值）, 对经营面积进行回归（OP）。如果 y 是总输出, 则反向关系要求β小于1, 如果 y 为每英亩输出, 则 β 为负。许多研究, 使用不同版本的方程 (i), 发现一个显著的逆关系。其中包括巴西、哥伦比亚、菲律宾、巴基斯坦、印度和马来西亚的 berry 和 cline (1979年);cornia (1985) 为15个不同的国家;rao 和 chotigeat (1981年), 适用于南印度;卡特 (1984) 为哈里亚纳邦在北印度;kutcher 和 Scandizzo (1981年), 巴西东北部;bhalla (1979年) 和 bharadwaj (1974年) 为印度和 sen 调查的20多项研究 (1975年)。因此, 在 20世纪70年代, 反向大小输出关系获得了一个可稳定的程式化事实的状态。然而, 近年来, ir 假说受到了质疑。反对 ir 的有效性有两个主要论点。首先, 在基于 (1) 的回归中, 未能控制未观察到的土地质量和其他农场异质性, 可能导致偏颇结果。第二个论点是绿色革命可能已经减少或逆转了相反的关系。

反对反向关系的第一个论点是, 如果土地质量与农场的规模呈负相关, 那么在回归 (1) 中忽略土地质量会导致对β的估计出现向下偏差, 从而产生虚假的结论。关于反向关系的存在。事实上, 有人认为土地质量与农场规模之间有系统的相关性是可能的 (sen, 1966年;sen, 19751年, 为了获得 b. 不幸的是, 大多数数据集不包括对土地质量的直接观察, 这似乎是至关重要的, 以便获得公正的估计。因此, 必须采用间接方法。最近的两项研究分别依靠地理分类和工具变量来做到这一点。

第一项研究是由 bhalla 和 roy (1988年) 进行的, 他们根据印度全国的数据估计了 (1) 的扩展版本。在印度17个州中, 有16个州建立了显著的负规模-产出关系;然而, 当回归是在更细分的地理单位上进行时。IR关系似乎有所减弱--176个地区中只有51个区的土地负系数显著下降。作者得出的结论是, 越细分的地理分类, 能够更好地考虑到未观测到的土壤肥力, 那么IR现象就越不重要。地理分类可以控制未观察到的变量 (包括土壤肥力) 的原因是地理单位越小, 就能越合理地假定土壤是同质的。

不过, 巴拉和罗伊的方法并非没有方法上的问题。首先, 分类的区级回归的样本大小要小得多, 即使在所有抽样地区确实存在相反的关系, 人们也会期望更多的拒绝IR, 因为分类会造成很大的损失的自由度。其次, 区域划分控制只针对区域之间的异质性, 而不明确的异质性仍然是下落不明的。第三, 不能忽视的是, 许多村庄层面的研究基于比巴拉和罗伊的回归更细致的分类, 同质的样本也发现了一个显著的 ir 关系(例如贝里和克莱恩, 1979年, 80-86 页) 巴基斯坦旁遮普邦)。事实上, 在分析国家或区域数据时, 似乎很难令人满意地控制未观察到的土地质量。sen (1975年) 已经主张使用村庄样本的好处, 因为由于气候、土壤类型、环境因素、基础设施和市场准入等原因, 未观察到的异质性要么减少, 要么被消除, 只留下村庄内的异质性.这也是卡特 (1984年) 所采用的方法, 他利用村庄固定效应来控制村庄间土壤肥力的差异, 为哈里亚纳邦的农场建立了显著的反比关系。印度。本文通过在面板数据设置中控制家庭固定因素, 将这一想法向前推进了一步。

benjamin (1995) 在分析爪哇稻农时采取了不同的方法来处理遗漏变量偏差。虽然 ols 回归揭示了经营持有和单产之间的反比关系, 但这种关系在两个阶段的过程中完全消失, 在这两个阶段, 第一阶段用工具变量被用来预测农场规模 (或者更准确地说: 收获的面积)。第二阶段将单产与工具变量回归。这一发现表明, 未观察到的变量, 即土壤肥力, 与农场规模有关, 因此, 规模-产出关系的 ols 回归受到忽略变量偏差的影响。然而, 本杰明在第一阶段回归中使用的被排除在外的工具似乎存在一些问题。用于预测第一阶段回归中收获面积的工具变量 (人口密度、城市存在、10-15 的男性和女性人数) 似乎没有很好地说明收获面积的变化。产生0.12-0.14 的 r '。因此, 这些文书的有效性是一个悬而未决的问题。此外, 他的研究中的农场平均面积为0.71 公顷, 规模很小, 大多数农场都在2公顷以下。在主要依靠家庭劳动力的非常小和相对同质的农场样本中, 可以预期, 由于监督限制将较小, 因此反向关系弱于在更异质的农业社区。

反对 ir 有效性的第二个论点涉及绿色革命对规模-产出关系的影响。绿色革命带来了对购买的投入和资本货物的更大依赖, 而这些产品和资本货物被认为更容易为大农户提供更好的储蓄和信贷。根据1970-71 年的印度区一级数据, deolalikar (1981年) 发现, 在使用大量化肥的地区 (代表先进技术)。大型农场的生产力最高, 而在欠发达地区, 小农场的生产力较高。这在一定程度上与 bhalla (1979年) 的调查结果相对应。基于全印度的数据，从1968-69 到 1971-72绿色革命进行时, 虽然逆关系清楚地存在, 它有所下降了有些。同样。berry 和 cline (1979年) 指出, 虽然在印度和巴基斯坦, ir 似乎在减少 (但没有消失), 这让1960年代末和1970年代初变得越来越重要。巴西和哥伦比亚的生产率差异仍然同样严重, 大概是因为绿色革命在亚洲的影响更大。另一方面, 同一时期的其他研究发现了支持逆关系的有力证据 (例如, 卡特, 1984年)。无论如何, 绿色革命初期出现的情况可能不能代表目前的情况, 事实上, 最近的证据表明, 绿色革命技术是中性的。认为大农场从绿色革命中获得不成比例的利益的看法可能是由于大农户最初更快地采用绿色革命技术造成的, 但一旦新技术的好处获得证明, 那么小的农场农民也会采用这些措施 (hazel1 和 ramasamy, 1991年)。无论如何, 绿色革命后的反比关系是否仍然是一个重要的经验问题, 只有用最新的数据集才能解决。

**3. 数据**

本研究报告的数据来自国际粮食政策研究所在14轮期间进行的巴基斯坦农村住户调查, 涵盖1986-87年至1990-91年的5年。最初的抽样包括来自旁遮普省的攻击区和 faisalabad 区52个村庄的930农村家庭, 西北边境省的信德省和迪尔省。正如奥尔德曼和加西亚 (1993年) 所描述的那样, 样本选择程序并非完全随机的。其中三个区被故意选定为本省内最不发达的地区, 1个区 (费萨拉巴德) 被选定为更繁荣的地区。在每个区内, 村庄和家庭都是通过分层随机抽样选出的。

平均拥有的土地约为9英亩 (2.47 英亩 = 1 公顷), 但土地分配严重扭曲, 39.4% 的抽样家庭根本没有土地。如果只考虑到土地所有者群体, 最小的25% 拥有的土地占所有土地的 2.5%, 而最大的25% 的土地所有者拥有71.5。土地租赁市场相当活跃, 与所有权分配相比, 经营农场规模的分布更加平等。事实上, 40% 的土地是根据股份合约经营的, 而8% 的土地是根据固定租金租赁经营的。农业劳动力市场活跃。平均而言, 在某一年, 样本中35% 的农场是劳动力自给自足的;42% 的农场雇佣, 但不出售,农场劳动;11% 的农场出售, 而不雇用劳动力;12% 的人既买劳动力, 也卖劳动力。即使是小农 (不到5英亩) 也在一定程度上使用雇佣劳动力。

本文中使用的所有数据都是按年使用的。因此, 对两个年度作物----哈里夫 (季风作物) 和鲁比 (冬季作物)----进行了汇总, 使每个家庭最多进行了五次观测。土地变量 op (经营持有规模) 和 ow (拥有的土地) 是一年中持有的平均值。在构建 op 和 ow 时, 通过将雨水土地加权在灌溉土地的50% 来进行灌溉调整。这与拥有这两种土地的地区灌溉土地和雨水灌溉土地之间的土地价值差异相对应 。

数据的面板性质具有双向固定效应, 即每个家庭和每年有一个固定项。如前所述, 家庭固定效应控制未观察到的农场异质性 (例如能力)、地点因素以及农场在抽样期间保持不变的该 (核心) 部分的土地质量差异。因此, 在固定效果回归中, 只有时间变化 (每年) 土地质量和其他未观察到的变量的差异仍然没有得到考虑。对这些模型进行了估计, 并对周期影响进行了说明, 以考虑到潜在的逐年变化, 例如天气变化。为了允许包含一些时间不变的回归器, 还估计了随机效应的规格。在排除了少量异常值之后, 通过保留所有农户对估计模型中的所有回归进行有效观测, 确定了用于回归的样本。因此, 样本大小因回归而异, 面板是不平衡的, 因为对于每家每户, 样本包含1至5年的观测结果。

**4. 简单的回归**

本节给出了一组简单的输出回归结果, 作为农场规模的函数。这项分析的目的是保持与先前的IR研究的可比性, 并解决第2节提出的问题。使用以下规格对整个样本以及每个区和每个村庄分别进行了估计:

在公式 (2) 中, y 是作为作物和牲畜生产的价值而构建的农业增值, 减去所有现金投入, 包括在家庭劳动力中租用的土地, 但不包括家庭劳动力。op 是经营土地的持有尺寸, di 和 d 分别是固定的家庭和年份效应。

结果见表1。研究发现, 随着农场规模的扩大, 每英亩的附加值大幅下降, 而且非常显著。这同样适用于整个样本, 当对四个区中的每一个区都有单独的回归估计。每单位土地相对于经营农场规模的增值的估计弹性很大, 从灌溉巴丁的-0.79 到雨水攻击的1.46。有趣的是, 灌溉最发达的地区 faisalabad 也存在着显著的反比关系, 该地区的规模与其他相对较贫穷的地区大同小异。这表明, 关于规模-产出关系的结论并不取决于所研究的地区是否得到灌溉和相对商业化 (如费萨拉巴德), 也不取决于是否有降雨和更多的生计导向 (如攻击)。因此, 对于机构复兴党对相对较不发达地区的抽样, 这些结论似乎是有力的。

还在村级层面估计了公式 (2), 以便使村庄之间的大小产出关系的斜率有所不同。对每个村庄分别进行了评估, 进行了20多个有效观测结果。表2以紧凑的形式汇总了结果。42个村庄中有29个村庄存在显著的反比关系, 即69% 的村庄 (根据95% 的双尾重要性)。村庄一级的估计弹性与各地区和全部抽样的弹性大致相当。因此, 在42个村庄中, 有30个村庄的估计价值弹性与操作规模相比在-0.5 至-2 范围内。估计的参数在三个村庄是正的, 但在这些情况下, 都没有接近显著。平均而言, 规模-产出关系不显著的村庄样本规模较小, 这在一定程度上解释了为什么这种关系并不显著。总之, 研究结果有力地支持了绿色革命后的逆关系的存在, 即使通过固定的效应和地理控制了时间不变的土壤质量和其他未观测变量的差异解体。本文的剩余部分致力于理解和测试导致产量差异的因素。

**5. 不完善市场与IR关系**

本节讨论了影响大小输出关系的因素。在一个规模报酬不变和拥有完善市场的新古典主义世界中, , 所有可变投入和固定因素将在整个农场中按同等比例应用。因此, 不会观察到系统的产量差异。因此, 对系统的规模-产出关系的解释在于

-经济规模

-大农户和小农之间效率的差异

- 不对称的市场缺陷 (本文的主题),

-或这里的某种组合。

首先, 一些研究发现, 在农业经营中, 技术回报几乎不变 (berry 和 cline, 1979年), 因此不可能产生因规模回报下降而产生的反向关系。相反, 有人猜测, 庞大的资本货物等笨重的投入可能会使最小的农场无法生存。同样,随着较低的投入和较高的产出价格， 加工、营销和投入交付方面扩大的规模回报可能会转嫁到大型农场 (binswanger 和 elgin, 1990年)。其次, 效率方法研究农民投入决策的效率。一个有趣的例子是 ali 和 fl弗林 (1989年) 的研究, 他们利用随机前沿生产函数, 发现巴基斯坦大米生产商之间存在相当程度的利润效率低下 (技术和分配效率之和)。不同的社会经济和体制因素在解释这种低效率方面意义重大, 而有趣的是, 农场规模却不是。第三, 许多关于规模-产出关系的研究假定农业技术规模报酬不变和农民行为理性, 关注不对称的市场缺陷, 导致不同的交易成本和具有不同禀赋的农场的有效价格, 背离新古典假设，从而产生了观察到的投入和收益率的差异。这也是本文采用的方法。因此, 在本节的其余部分, 对基于不对称市场缺陷模拟规模-产出关系的一些主要理论贡献进行了综述。

规模-产出关系的第一个原因是 sen (1966年、1975年) 的农业二元论, 在这种理论中, "传统" 的小农户部门被认为拥有大量的家庭劳动力, 机会成本较低或为零, 同时面临着严峻的风险对信贷的限制。另一方面, 大规模的 "资本主义" 部门依靠成本更高的雇佣劳动力, 但却有更好的资本。因此, 农民部门每英亩的劳动力将比资本家多。这可以解释为什么生产力下降 (按每英亩产量计算), 但随着农场规模的增加, 盈利能力 (当家庭劳动力成本根据市场工资估算时) 会增加。

然而, 劳动力市场不完善的理论不足以解释系统的规模-产出关系, 这一事实虽然在 sen (1966年) 中指出, 但在经验文献中基本上被忽视。只有在农场规模由于某种原因而变得棘手的情况下, 差异劳动力成本才会导致大型农场劳动力使用减少和产量下降。因此, 必须解释为什么农民调整每英亩的劳动强度 (从而调整产量), 而不是通过土地租赁或销售市场将农场规模改为可用劳动力。换言之, 鉴于观察到的巨大系统性生产力差异, 为什么市场机制不能确保将大型农场出售或出租给无地和小农户？如下文所述, 解释要么在于获得信贷方面的不完善和不对称, 妨碍了土地交易的融资, 要么在于土地市场本身。因此, 必须援引多种市场失灵, 以解释系统的产量差异。

下面讨论了一套选定的逆关系的形式微观经济模型, 特别关注每个市场失灵的原因和建模方式。所有被调查的论文都采用静态优化的框架, 即具有代表性的农户最大限度地提高农场收入或预期效用, 并受生产功能的制约, 不断地恢复规模和一些额外的限制。这些约束捕获了各种市场失灵, 并生成了一个与农场规模相关的解决方案。各种方案在不完美的市场的特定组合上不同, 在不完美的建模方式上也不同。因此, 以下是逆向关系经济模型中的劳动力、土地、信贷和风险市场不完善的建模。

(a) 劳动力市场的缺陷

sen (1966年) 模拟了现代部门工资超过传统农业部门的编辑产品的劳动力市场缺陷, 或wmodern>wpesant。后来的理论, 嵌套在不完善的信息范式中, 观察到, 如果小农场主要依靠家庭工人, 而家庭工人是剩余的索赔者, 被认为是积极性很高的人, 大型农场就会持续或季节性地雇佣劳动力。由于道德风险问题, 雇佣劳动者没有像家庭成员那样谨慎、努力和判断, 因此需要持续的监督。这意味着, 家庭成员的时间和精力必须花在监督上, 从而雇用劳动力的有效成本提高到高于市场工资的程度。此外, 还有与外部劳动者相关的搜索和雇用成本, 雇佣工人不像家庭工人那样分担风险, 家庭劳动与雇用劳动不同, 往往提供非市场固定要素, 如暴民和管理能力。eswaran 和 kotwal (1986年) 和 kevane (1996年) 将此模拟为每个雇用工人的固定监督费用, c, = c, (l ' "), 其中 c 是监督费用 (c, ' > 0) 和 l '" 是雇用的工人的人数。feder (1985年) 和 carter 和 wiebe (1990年) 采用了更灵活的规格代表雇用劳动力的努力, e 是监督强度 (家庭工人相对于经营持有者的人数) 的函数: e = e (h/op)。e ' > 0 和 e "<o, 其中 h 是家庭劳动,op是经营持有的大小。

因此, 他们模型中的有效劳动力投入e是家庭成员监督的程度。无论以哪种方式建模, 很明显, 在一定的阈值水平以上, 对产出的监督约束对与持有土地面积的大小和家庭工人的数量有关。这将在第7节中进行测试。

劳动力市场的不完善也可能是出于雇用工人的道德风险问题以外的其他原因而产生的。因此, 劳动力市场可能不存在于部分或所有类型的劳动力中, 也可能只存在于某些季节。在巴基斯坦, 妇女和儿童尤其如此。在家庭农场雇用这些被囚禁的家庭成员的机会成本不是工资率, 而是休闲的边际效用。这涉及到关于农户生产是否可以建为可分离或不可分离模型的讨论 (sadoulet 和 de janvry, 1995年)。如果雇用劳动力的机会成本 (工资率加上搜索、雇用和监测成本) 等于使用家庭工人的机会成本, 即他们在农场外就业的工资减去搜索和旅行成本, 家庭模式是可以分离的。在可分离条件下, 农业劳动力需求独立于家庭劳动力供给决策。相反, 当雇用农场工人的费用与非农就业家庭成员的工资率不同时, 无论是由于监督费用、市场缺失还是其他一些不完善, 就会产生不可分离。虽然对分离的正式讨论不在本文的范围之内。有几点意见是有序的。首先, 分离可能适用于一些农场, 而不适用于其他农场。因此, sadoulet、de janvry 和 benjamin (1998年) 对墨西哥农民的样本表明, 分离对于卖劳动和购买劳动力的家庭是有效的, 而对自给自足的劳动力农户来说则被拒绝。其次, 由于农业劳动力市场的季节性, 分离也有可能在一些季节存在, 但在另一些季节却不行。由于其全球性, 本文提出的检验引起反向关系的监督约束的框架在一定程度上掩盖了可分性问题, 不区分不同类型的家庭和季节。

(b) 土地市场不完善

"土地保有权约束" 的假设是一种双重假设, 即经营持有不健全 (由于土地租赁市场不完善) 和不灵活的自有持有 (由于销售市场不完善)。土地租赁市场因土地改革立法含糊不清、mar卡利安效率低下和其他交易成本造成的不确定性而受到各种不完善的影响 (skoufias, 1995年)。许多国家, 特别是南亚国家, 对土地租赁合同实行了限制, 即所谓的 "土地到耕耘者" 的立法。虽然这些法律的执行仍然很差, 但它们使土地上的长期租赁合同成为土地所有者的一项冒险, 因为如果法律得到执行, 土地可以分配给租户。因此, 土地改革带来的实际或想象风险可能会严重限制土地租赁市场, 特别是长期租赁市场 (hayami 和 otsuka, 1993年;沙班, 1987)。因此, 在 kevane 的模型 (1996年) 中, 除正常租金外, 出租土地与财产损失概率有关的费用, 其价值是净出租面积的函数:

c, = c, (ow-op), C;> 0, 其中 ow 和 op 分别表示拥有和经营的土地。

此外, 土地租赁合同容易受到众所周知的机构问题的影响, 包括 marshallian 效率低下。在股份合同中, 租金被指定为收获的固定比例, 使租户有动力提供比业主耕种少的投入, 并低估产出。这就减少了房东收到的租金。相比之下, 固定租金合约在可变因素的输入方面是与激励兼容的, 但将整个收益率和价格风险放在租户身上, 因此, 隐含的风险溢价将从租金中扣除。如果在收获前支付租金, 流动性短缺可能会阻碍信贷限制农民租赁土地, 如 feder (1985年) 和 eswaran 和 kotwal (1986年) 的模式。相反, 如果在收获后支付租金, 土地所有者将面临是否支付商定租金的不确定性。这就是 wiens (1977年) 所造成的模式, 其中 e (rout') < rln, 即出租土地的预期回报低于一定的土地租赁的成本。总之, 租赁土地的预期回报低于有足够固定因素的自造林土地的回报, 限制了土地租赁市场在多大程度上将经营土地的固定要素比例等同起来。

农民为什么不调整自有家庭劳动力的规模, 也必须加以解释。土地销售市场存在各种不完善之处。首先, 土地市场可能很小或根本不存在。例如, 在世界一些地区, 对外销售受到限制。其次, 正规信贷往往有利于规模更大、影响力更大的农民, 而小农很少能够调动储蓄或信贷为土地购买提供资金。事实上, 大多数土地交易都是出于生存需求而不是希望将农场规模调整到最佳规模的困难销售。因此, 随着时间的推移, 获得信贷的机会差别加上困难销售可能会加剧土地分配的不平等和效率低下, 因此较大的农民从处于暂时困境中的高生产的贫穷农民那里获得土地 (carter 和 wiebe, 1990年)。第三, 政府对投入、产出和土地市场的干预很少是中性的。干预措施往往有利于大农户, 实际上往往是土地精英游说、镇压或胁迫的结果, 他们渴望维护与土地所有权有关的经济和政治权力 (carter 和 barham, 1996年;binswanger, deininger 和 feder, 1995年)。第四, 不应忽视的是, 土地不仅仅是农业生产中使用的资产。土地经常被用于储蓄, 作为通货膨胀的对冲, 它是祖籍的地方, 是权力和声望的重要来源, 并作为信贷的抵押 (platteau, 1992年)。zimmerman 和 carter (1996年) 在一个动态随机规划框架中表明, 如果没有其他信贷和保险机制, 被迫自保的贫穷农民将对土地的价值低于富人, 因为贫穷农民土地流动性相对较低, 而且因此, 不如其他资产般有保险替代作用。且土地不是正常的资产: 土地的储蓄、保险、通货膨胀、声望和抵押价值使土地价格超过了农业的预期回报。这意味着, 即使以市场利率提供购买土地的信贷, 也需要非农业收入来偿还债务, 因为购买土地上的农业经营回报将是不够的 (binswanger 和 deininger, 1997年)。此外, 上述许多估值因素对贫穷农民不利。言下之意是, 土地的实际分配很可能与最大限度地提高农业产出或效率的分配 (以影子价格计算) 有很大差异。事实上, 随着时间的推移, 土地可能是富人积累起来的财富储备。

因此, 土地租赁和销售市场的不完善和干预限制了农民有效地将自有和经营的农场规模与其家庭劳动力和其他固定资产禀赋相匹配的能力。因此, 对劳动力的监督约束与不完善的土地市场相结合, 可以解释相反的关系。

(c) 信贷市场固有的缺陷

由于农业的风险和信息不对称, 正规金融机构对提供给农业部门的信贷数额进行了定量, 从而造成流动性或信贷限制 (carter, 1988年)。金融机构通常要求以土地或其他固定资产的形式提供抵押作为提供贷款的条件 (binswanger 和 rostenzweig, 1986年)。他们还收取固定费用或经营最低贷款规模, 这使得小农户无法获得所需的少量贷款。获得流动性的农民能够购买现金投入, 能够为土地改善提供资金, 可以投资机械, 可以雇用劳动力。此外, 在没有保险市场的情况下, 可靠的信贷渠道使农民能够投资于风险更大但收益较高的作物和资产组合。

埃斯瓦兰和科特瓦尔 (1986年) 和 kevane (1996年) 的信用固定在模式之外 (尽管他们说信用取决于自有土地)。由此造成的种植和种植期间缺乏流动性, 限制了农民租赁劳动力和土地以及购买现金投入的能力。请注意, 监管约束的情况约束的回归采用经营土地面积, 信贷约束回归采用自有土地面积, 因为在其中租赁的土地不能抵押。因此, 在收益率或利润的回归中, 关于自有土地数量的估计正数是信贷限制的证据, 而关于经营的土地数量的负数参数表明了监督制约 (binswanger 和 Rosenzweig, 1986年)。

(d) 风险

如果信贷是配给制的, 其他消费平滑机会有限, 则必须将规避风险纳入对农场行为的分析。wiens (1977年) 和 kevane (1996年) 这样做的方法是假定农民在随机生产环境中最大限度地发挥预期效用 (而不是收入)。埃斯瓦兰和科特瓦尔 (1986年) 的著名论文也有随机生产, 但通过假设风险中性剂, 抵消了这种影响。罗森茨韦格 (1993年) 最近证明了风险的经验重要性, 他们利用印度的数据表明, 尽管贫穷的农民比富裕的农民更有利可图, 但他们的相对优势随着天气的风险而减少增加。原因是, 财富和获得收获后信贷的机会是抵御风险的缓冲, 使较大的农民能够投资于风险更大、预期产量更高的作物和资产组合。因此, 贫穷农民事先调整风险----或风险管理----可能导致平均产出下降。

上述说法有一个潜在的重要警告。在最近的一篇论文中, barrett (1996年) 表明, 厌恶风险的农民是粮食的净购买者, 他们可能会通过增加对粮食生产的劳动力投入来应对粮食价格风险。然而, 作为食品净销售商的农民, 在面临价格风险的情况下, 通过减少对粮食生产的劳动力投入, 做出上述假设的反应。鉴于粮食净销售额与农场规模高度相关, 缺粮和粮食过剩家庭对风险的不同反应可能有助于解释反比关系。从经验上讲, 决定农户是粮食短缺还是粮食过剩并不总是简单的。因此, 家庭可能是一些食品的净销售商和其他食品的净买家。在巴基斯坦国际家庭联合会的数据集中, 如果以农业增值与当前粮食支出之间的差额来衡量农户的粮食状况, 则发现每年62% 的抽样农户是粮食净购买者。生产力的风险是先验的模糊, 可能取决于家庭禀赋。

(e) 与 pakist 的相关性

如法鲁奇 (1995年 b) 所记录的那样, 上述市场失灵不仅具有理论意义, 而且在巴基斯坦农业中发挥着重要作用。决策者面临的基本问题包括农业增长缓慢、失业率上升以及农业补贴给政府带来的财政成本。在巴基斯坦, 1970-91年期间, 农业产出每年增长 3.2%, 仅略高于人口增长。土地市场因农业收入和农业财产免税 (直到最近) 而被扭曲, 使农业成为缺席房东的避税天堂。此外, 土地所有权作为地位和政治影响力的传统来源受到高度重视, 城市家庭不愿意放弃其土地财产。因此, 巴基斯坦的土地分配极不平等。土地租赁市场虽然非常活跃, 但受到1970年代颁布的土地对土地的立法造成的财产损失不安全的影响。

还有一些其他政策扭曲, 对不同规模的农场产生了不同的影响。其中包括对机械化的补贴和针对大型农场和农村精英的补贴信贷, 而担保要求则排除了小农。许多用于资助拖拉机的贷款随后违约, 但具有讽刺意味的是, 为抵押而提供的土地从未被金融机构取消赎回权。推广是不够的, 且偏向于大农户。可预见的结果是促进大中型农民的自养, 导致种植强度低, 这是农业表现令人失望和就业问题的原因之一 (faruqee, 1995年 b)。出于这些原因, 巴基斯坦为检验市场缺陷框架提供了一个有趣和重要的框架。

**6. 结果模型**

上一节概述的框架是一般性的, 不一定在所有情况下都预测相反的关系。不完善的信贷市场和风险市场给大农户带来了相对优势, 即与监管约束相反的效果。这意味着, 劳动力、土地、信贷和风险市场不完善的框架可以用来解释所有可能形状的规模-产出和规模-利润曲线, 这取决于对信贷和风险的监管约束的相对规模不同农场大小的约束。因此, 该框架能够涵盖所有以前的研究, 而不论建立了何种关系。然而, 该框架的普遍性并不意味着不可能区分这种理论和相互竞争的理论。相反, 一些可检验的预测, 使伪造成为可能, 可以从市场的不完善框架。这些假设是:

(a) 经营农场规模与每单位土地的生产力和效率之间存在着总体的反比关系。

(b)农民在雇用劳动力的监督约束下经营, 经营就越大，雇用劳动力的约束力越大。

(c)土地销售和租赁市场不完善, 造成土地保有权限制。从出租土地上获得的回报低于有足够家庭劳动的自种, 因此, 在边际上,有效地调整自有农场规模受限于家庭劳动力的禀赋

和其他固定因素。

(d)农民受到信贷限制, 可以通过土地和其他固定资产的所有权放松信贷限制。

为了经验主义地调查这些假说, 一个吝啬的模型被公式化, 允许所有上述假说的同时测试。这种方法与这一领域的大多数其他工作形成鲜明对比, 后者通常孤立地分析上述假设之一, 例如, 通过测试信用约束 (sial 和 carter, 1996年) 或分离家庭劳动力和雇佣劳动力测试逆关系(benjamin, 1992年)。建议的同时测试的优点是, 它允许对大小-输出关系以及导致其的潜在市场失灵进行推理。模型是 ":

y/op = f (op, ow, h, r, z),

其中 y 表示不同的输入和输出变量 (见下文), op 表示操作持有的大小, ow 是拥有的土地的数量, h 是 (成人同等) 家庭工人的数量, r 是风险, 2 是其他外部的载体影响农业生产力的变量, 如外源土地质量、农民教育等。

(3) 中回归参数的预期符号是: f ' op < 0, 因为对于给定的家庭规模和自有面积的大小, 更多的经营土地使监管约束和其他劳动力市场的缺陷更难以约束 '; f ' ow >0, 因为对于给定的家庭规模和经营持有, 一个更大的拥有持有放松信用约束 ';f ' h > 0;因为更多的家庭工人放宽了监管限制;和 f ir, 不确定的, 因为农民选择作物混合在风险下可能会导致较低的产量, 而规避风险的缺粮家庭可能会增加他们的劳动力投入。

公式 (3) 是多重相关，由土地租赁情况决定, 在 op 和 ow 之间的差异固有, 两个右侧变量, 不能被视为外生。因此, 结果不应解释为在简化形式模型中, 其中回归参数表示外源对内生的完全边际效应。相反, 估计的参数表示部分相关系数, 显示右侧变量对所有其他回归器的给定级别的影响。该模型是同时测试上述假设的理想方法。但是, 与所有回归分析一样, 如果遗漏变量与一个或多个回归器相关联, 则可能会出现有偏差的估计。这是第2节中讨论的省略变量偏置的潜在问题。在家庭层面, 这种被排除在外的变量例如土地质量、耕作技能、经验和优先获得投入的机会。在村级层面, 省略变量的候选项是基础设施和不对称价格。这些----可能非常重要----变量在大多数数据集中都没有观察到。但是, 可以合理地假定它们是随时间不变的。这意味着省略的变量可以建模为特定于家庭的常量项, 也可以是虚拟变量。实际上, 这等于假设在抽样期间, 某一块土地的生育能力、家庭的耕作技能、优惠获得信贷的机会、市场准入等未观察到的变量是不变的。其结果是, 省略的变量将被采用的估计固定效应过程所区分。事实上, 固定效应是处理潜在的、时间不变的回归器的推荐估计程序, 在这种情况下, 这种估计产生一致和公正的估计 (xiao, 1986年)。

另一个问题涉及输出变量的选择（y 在等式 (3) 中)。像以前的许多 ir 文献所做的那样, 专注于农业产量来检验 ir 假说并不完全令人满意, 因为产量是衡量生产率的一个非常局部的指标。土地并不是唯一的稀缺资源, 研究人员和决策者来说，也很关注总体资源效率 (或全要素生产率)、农业盈利能力 (按社会或市场价格) 与经营规模之间的关系。然而, 计算农场盈利能力需要估算家庭劳动力的价值, 家庭劳动力的机会成本很难估计;因此, 利润措施可能偏误, 这取决于家庭劳动时间的机会成本是过度还是低估。出于这些原因, 本文分析了三个不同的产出变量: 农业增值 (作物和牲畜产出减去所有现金投入)、自有土地 回报(农场增值加上为出租土地收取的租金) 和作物利润 (价值为作物生产减少了现金投入和家庭劳动力)。此外, 分析中还包括两个输入变量: 劳动力和信贷。

**7. 结果**

通过估计与五种不同产出和投入指标的关系 (3), 检验了市场缺陷框架。在表3中, 因变量的方法按农场大小类别显示。预示着后来的结果, 可以看出, 生产的措施 (每英亩增值和回报) 随着经营农场规模的缩小而下降, 而利润则正好相反。选择 op 的三度多项式形式是为了具有灵活的功能形式, 包含各种非单调关系。为了避免共线性问题, 按照 van zyl、binswanger 和 thirtle (1995年) 之后, 将自有土地与经营土地的比率包括在控制自有农场规模 (而不是 on ') 之后。

(a) 增值回归结果见表4。在固定效应 (fe) 回归中, op、op2 和 op3在解释农业价值方面都非常重要。参数估计意味着每英亩的增值与操作持有尺寸之间存在 u 形关系。这在图1中所示, 它是通过固定反映回归中的预测值拟合三度多项式最小二乘法来构造的。其结果是, 绝大多数面积小于16英亩的农场存在明显的反比关系, "即90% 的农场和65% 的经营土地。考虑到自有土地和家庭规模是受控制的, 曲线的向下倾斜部分与监督约束是一致的。下面讨论图1中增值曲线向上倾斜部分的可能解释。然而, 应该记住, 曲线的向上倾斜部分代表了样本的很小一部分。因此, 对最大农场的功能关系的估计对异常值和统计不确定性的敏感性远远高于对面积小于25英亩的农场的敏感性, 因为大部分观测数据都位于该农场。无论如何, 本文的一个重要政策结论是, 有利于小型和平均农场的土地再分配可以大大提高巴基斯坦农业的生产力。自有控股与经营持股的比例对生产产生了积极和非常重要的影响, 巩固了产权对土地的生产力影响。因此, 对于给定的运营规模, 拥有持股 1 0% 的扩张将导致增值增加 1. 2%。这与假设的附带效应是一致的。以成年同等家庭成员的人数衡量, 家庭规模对农场增值也有积极和非常显著的影响, 这表明家庭和雇用的劳动力是不完美的替代品。隐含弹性表明, 在平均情况下, 家庭工人人数增加 1 0% 与收益率提高 3. 4% 有关。

这种关系也是用随机效应 (rem) 过程来估计的, 与固定效应不同的是, 这种过程不能控制未观测到的时间不变变量, 如土壤异质性。在一定程度上, 这些未观察到的变量与所包含的回归器相关。

这种关系也是用随机效应 (rem) 过程来估计的, 与固定效应不同的是, 这种过程不能控制未观测到的时间不变变量, 如土壤异质性。只要这些未观察到的变量与所包含的自变量相关, 就会导致偏颇的结果 (mundlak, 1978)。事实上, 重要的豪斯曼测试统计 (对于没有风险和教育的模型) 表明了家庭特定效应和自变量之间的相关性, 讨论是否使用固定效应。因此, 尽管必须谨慎解释随机效应回归的结果, 但它们会产生有趣的见解, 因为 rem 模型中可以包含其他变量。这些变量-风险和教育-是时间不变的, 必须排除在固定效应范式中, 因为他们是正交的家庭虚拟变量。表4中的结果表明, 与固定效应相比, 随机效应模型产生的结果相当相似, 经营土地、自有土地和家庭规模的系数也相当显著, 激发了人们对结果的信心。使用固定效应和随机效应, 在平均和计算 owiop 时, 相对于操作大小的增值弹性分别为-0.72 和-0.72。这些数值与表1和表2中在 ln (op) 上添加的价值的简单回归中估计的弹性值相当。因此, 平均农场规模减少 1 0%, 产量将提高 7-8%。风险是以变化系数 (cv 人均实际收入在所有五年中的差异) 来衡量的。风险是每个被发现对生产有明显的负面影响, 显著在97% 的信心水平。这与这样的假设是一致的, 即由于保险市场不完善, 农民的事前风险管理导致种植和投资模式利润较低。因此, 平均而言, 一份简历家庭收入变化的增加使每英亩的附加值减少了43%。从弹性来看, 这相当于每次收入风险增加10% 时产出减少2.1%。教育被衡量为任何家庭成员达到的最高教育水平, 被认为对增值产生了相当大和非常显著的积极影响。非常重要的布鲁施帕根测试统计表明, 与没有家庭特定影响的 ols 相比, 快速眼动是首选。

(d) 劳动力投入

为了调查规模产出和规模-利润关系的原因, 对劳动力和信贷投入的规模投入关系进行了补充分析。首先从每亩经营的劳动力投入 (家庭和雇佣的总和) 来看, 回归结果显示, 随着农场规模的增加, 劳动力使用量显著减少, 达到约30英亩。对于占地30英亩以上的2.5% 的农场来说, 劳动力使用强度似乎再次略有增加 (见表4和图 1)。劳动力使用对自有农场规模与经营农场规模的比例没有显著影响。这并不奇怪, 因为拥有控股是为了控制信贷准入, 而信贷准入对大多数家庭成员提供主要劳动力投入来源的农场的劳动力投入可能意义有限。家庭规模, 而不是。是劳动力投入的一个非常重要的决定因素。每英亩劳动力投入相对于成人等价物数量的弹性为 0.61 (保持其他因素不变), 这表明家庭劳动力在农业中的关键作用。在劳动投入的随机效应规范中出现了一种性质上相似的情况, 在这种情况下, 操作持有和家庭规模再次显著。然而, 在 rem 模型中, 参数的绝对大小有所减小, 拥有土地变更与经营土地变更的比率符号有所下降, 但仍然微不足道。估计表明, 在平均情况下, 操作持有量减少 10%, 导致劳动力投入增加6.1-9.1%。因此, 劳动力估计的逆关系的强度与增值的逆关系是相称的。风险似乎不是劳动力投入的重要决定因素。调查发现, 家庭中任何人的最高教育对劳动力使用的负面影响不大, 这在95% 的水平上几乎是显著的。

(e) 信贷使用

最后, 调查了信贷使用的决定因素。内生变量是前一年获得的所有信贷的总和, 包括正式和非正式、短期和长期信贷。表6显示了贷款目的信贷的分布情况、贷款人类型即正式 (银行、合作社) 和非正式 (放贷人、店主、商人、朋友等) 和抵押类型。令人惊讶的是, 样本中所有信用的很大一部分, 即 so%, 是在没有明确的抵押品要求的情况下提供的。然而, 在研究用于生产目的的信贷, 特别是资本设备时, 抵押贷款很重要。这是因为农业资本的信贷是长期的, 大多来自机构贷款机构的贷款机构, 他们比专门提供消费贷款的非正规贷款机构更有可能要求抵押品。因此, 不应低估担保品的重要性, 主要是以土地的形式提供的担保。不仅担保品往往是实现有吸引力的机构贷款, 比非正规贷款更便宜, 期限更长。即使在不要求明确抵押的情况下, 贷款者也可能利用土地和其他资产的捐赠基金来筛选潜在的借款人, 因为人们认为富人比其他人更有信用。

对信贷使用决定因素的计量经济学分析结果见表7。分析并不寻求将需求与供给分开, 也不寻求明确检验配给制 "相反, 这种回归的目的是分析第5节和第6节中开发的市场缺陷框架内的信用使用情况。可以看出, 根据预期和以往的结果, 信贷使用对自有持股规模作出了积极和重大的反应。但是, 每单位耕地获得的信贷金额与经营规模呈显著的 u 形关系, 减少到25英亩, 以后增加 (图1绘制)。因此, 对于大多数25英亩以下的农场来说, 经营的农场越大 (就特定自有财产和家庭规模而言), 每英亩获得的信贷就越少。平均而言, 运营持有量增加一英亩与每英亩信贷下降7.3% 有关, 而自有持有量增加一英亩, 每英亩信贷增加1.2%。大多数农场每英亩信贷因经营规模而下降, 这并不违背小农户信贷限制的概念, 因为获得的信贷数额可能仍然低于预期 (按特定利率计算)。无论如何, 机构信贷和非正规信贷之间的组合在大小农场之间有所不同, 它们的利率差别很大。

图1中的规模劳动力和规模信用曲线说明了系统的输出差异是如何由整个农场大小范围内的差异输入强度引起的。小农场的劳动力投入要高得多, 这也是它们的优越产出加上低或负估算利润的原因。有趣的是, u 型农场规模-信贷曲线是如何模仿增值曲线的。不过, 如果不进一步分析, 就无法建立信贷和增值之间的因果关系。因此, 可以想象, 更多的信贷会导致更高的生产率, 也可以想象, 小农更高的种植强度会使他们要求更多的信贷。此外, 与2.5 英亩的农场相比, 农场每英亩产量较高, 与投入强度较高有关, 这可能是少数农场优先获得信贷造成的。

在信用回归中采用了不同的家庭规模衡量标准, 因为在这种情况下, 对信用的个人进行了分析兴趣的是有信誉的个人的数量, 而不是家庭劳动力。每个性别 (18岁以上) 的成年家庭成员人数是单独输入的, 目的是测试对男子和妇女的差别待遇。虽然这两个变量在固定效果规范中都是微不足道的, 但有趣的是, 成年男性的参数有很大的正值, 而女性的参数接近零。在随机效果版本中, 出现了同样的画面, 但这里的成年男性数量非常重要。这表明巴基斯坦贷款机构不愿意向妇女提供贷款。风险的迹象是模糊的, 因为一方面, 较高的收入风险导致更大的信贷需求, 以平稳消费, 而另一方面, 风险环境可以吓跑关注还款的贷款人。事实证明, 风险系数是正的, 但微不足道。教育水平与大量相当多的额外信贷有关。

8. 结论与政策影响农场规模与生产力的反比关系是农村发展的一个重要程式化事实, 对发展政策和学术研究具有深远的影响。本研究试图审查和澄清关于逆关系的争议, 并根据巴基斯坦农业数据提出新的实证工作。文献中对 ir 假说提出了三行批评, 即 (a) 经验证据由于省略变量偏差而存在缺陷, (b) 绿色革命后这种关系可能不再存在; (c) 一致缺少对反向关系的解释。

关于第一种批评, 本文提出了有力的证据, 支持存在一个逆大小-输出关系, 即使土壤和其他异质性是通过固定效应程序控制。关于第二个批评点, 人们发现, 在巴基斯坦灌溉和相对发达的地区, 小型农场的生产力仍然明显高于大型农场。关于第三点, 建立了一个基于一套关于劳动力、土地、信贷和保险市场失灵的合理假设的谨慎框架, 以考虑到系统的规模产出和规模-利润关系。该方法在红外文献中很新颖, 它明确地控制了经营土地、自有土地、家族规模和时间不变的未观测异质性。

研究表明, 市场缺陷框架与数据吻合较好。因此, 证据与劳动力方面存在监督约束是一致的, 因为外部工人是家庭劳动的不完美替代品。数据也支持信用约束的假设。事实上, 信贷使用与土地所有权呈正相关, 即使经营中的持有受到控制, 这与拥有土地的重要抵押价值的假设是一致的。这意味着, 在控制了运营持有量和其他因素之后, 自有持有量的大小是决定每英亩生产率的一个重要因素。

总之, 对于这些数据, 没有迹象表明绿色革命已经扭转了大小输出关系, 或者 ir 应该是省略变量偏差的产物。研究结果表明, 有利于小业主经营者的土地再分配可以提高农业生产, 改善公平, 尽管目前尚不清楚这种改革会对资源分配的社会效率产生什么影响。然而, 政策影响远远超出了再分配土地改革的范围, 而再分配土地改革在政治上是非常困难的。相反, 迫切需要进行基于市场的改革, 以提高土地市场的灵活性, 以调整农场的规模分配。为此目的要求进行的政策改革是: (a) 取消对大小农场有不同影响的补贴和其他政策; (b) 改善小农获得信贷的机会 (按市场费率); (c) 改善小农获得培训和推广的机会,(d) 取消限制或造成土地保有权合同不安全的限制。农村市场的这种改善, 通过利用小农的卓越生产力, 将导致效率、生产力、就业和公平的提高, 即使在没有国家支持的土地再分配的情况下也是如此。