**对农地规模-土地生产力负向关系的传统解释的再认识**

**摘要：**农地规模-土地生产力负向关系是发展经济学中最古老的难题之一。文献中出现了两种关于反向关系的传统解释:(一)因素市场不完善, 导致特定家庭影子价格的横截面变化; (二) 土壤质量测量的遗漏。本研究采用精确的土壤质量测量在地块层面与多个地块每户, 以便同时测试这两个常规的解释。实证结果表明, 只有一小部分的反向生产力-大小关系是由市场的不完善来解释的,而这些关系似乎都不能归因于土壤质量测量的遗漏。2009 elsevier ltd。保留所有权利。

**引言**

农场规模与单位土地产出或土地生产力之间存在的反比关系是发展经济学最古老的难题之一。在列宁的新经济政策最重要的时期, kulaks 保留了销售其农场盈余的权利, chayanov (1926/1986年) 指出, 俄罗斯农场之间存在着一种农场规模--生产力负向的关系。同样, sen (1962) 指出, 印度的小型农户的生产力远远高于较大的农户。此后, 在非洲观察到了负向的关系 (barrett, 1996年;科利尔, 1983年;"金喜, 2006年), 亚洲 (akram-lobhi, 2001;Banjamin & Brandt, 2002;Carter, 1984;heltberg, 1998;rios & shively, 2005)、Europe(alvarez & arias, 2004) 和Latin America (berry & cline, 1979年) 等。这种负向关系与教科书的经济理论不一致，理论认为, 各农场的要素生产率应该是平等的, 否则土地市场将允许出售或租赁土地, 土地将从较低的边际生产力家庭到较低的边际生产力家庭。同样, 在一个由单一家庭经营的农场内, 要素生产率应在各地块之间实现平等, 否则家庭可以重新分配投入, 以增加产出。尽管从理论上讲, 农业生产技术有可能显示出不稳定的规模回报, 但应用的微观经济学家发现, 在发展中国家, 对规模假设的持续回报有如此广泛的经验支持，所以大多数研究人员甚至不再检验这个假设。

从政策的角度来看, 人们可能会试图将负向关系的存在解释为有利于土地再分配的初步证据。如果小型农场平均比较大的农场更有生产力, 应该足以将土地从后重新分配给前者, 以提高农业总生产力和粮食供应, 同时减少资产和收入不平等。

到目前为止对负向关系的解释可分为三类。首先是与不完善的因素市场有关。Sen (1966) 的理论是, 当劳动力市场以剩余劳动力为特征, 农民农场的实际劳动力成本低于资本主义农场的工资率, 存在工资差距时, 小农户农场的生产力将高于大型资本主义农场.同样, feder (1985) 解释了负向的关系, 指出, 由于雇用劳动力在较大的农场比在较小的农场使用得更多, 而且由于工资劳动者比家庭劳动力更容易推卸责任, 因为不完善的监督,较大的农场往往比较小的农场生产力较低。对Barrett (1996) 来说, 土地市场的不完善和保险市场的缺乏促使拥有较小农场的家庭--因此更有可能成为主要作物的净买家--在自己的农场过度供应劳动力。

对Barrett (1996年) 来说, 土地市场的不完善和保险市场的缺乏促使拥有较小农场的家庭--因此更有可能成为主要作物的净买家--在自己的农场过度供应劳动力, 以避免接触到从市场上购买时的价格波动。与此同时, 拥有较大农场的家庭--因此更有可能成为主要作物的净销售商--将使用较少劳动力, 从而减少他们在向市场销售时受到价格波动的影响。最终的结果是, 由于多种因素的市场失灵, 较小的农场比较大的农场更有生产力。

这些不完善的要素市场故事的关键在于观察到, 生产要素的影子价格可能存在不可观察到的家庭间差异, 导致与农场规模相关的不同投入强度水平,导致了相对农场规模--生产力关系。然而, sen (1966年) 不完善的劳动力市场解释和 feder (1985年) 的道德风险解释都遭到了 Assuncßa ̃o 和 braido (2007年) 的拒绝, 他们利用印度数据对其进行了测试。

第二类解释假定, 由于缺乏土壤质量数据而忽略了相关变量问题, 就产生了反向关系。如果土壤质量 (正) 与作物产量有关, 并与地块或农场规模负相关----可能是由于对土地的需求增加, 这导致最有生产力的土壤有更大的分区----但分析人员缺乏关于土壤质量的准确数据 (例如, 土壤养分), 那么从估计的生产函数中忽略土壤质量测量可能会影响系数估计, 并产生似是而非的逆关系 (benjamin, 1995年;bhalla & roy, 1988年)。bhalla 和 roy (1988年) 表明, 即使是粗土特性也包含在生产函数中会削弱反向生产力关系。但他们的分析缺乏劳动数据, 因此不能以此区分不完善的要素市场和土壤质量的解释。对于Assuncβalpha~o 和 braido (2007年) 来说, 将农村要素市场的缺陷以及家庭之间未观察到的异质性排除为反向关系的原因, 毫无疑问, "负向关系的原因与为观察到的土壤地块差异性有关, 而不是家庭一致性。然而, 他们的研究缺乏特定于农场或植物的土壤数据, benjamin (1995年) 也是如此, 他认为忽略土壤变量解释了印度尼西亚农村地区的反比关系。

第三种解释还假定逆关系是由于统计问题而产生的。Lamb (2003) 解释了测量误差如何在规模和生产率之间引入虚假的逆关系。如果测量大小时有误差, 则此测量误差将成为回归中误差项的一个组成部分。但是, 如果测量误差与大小呈负相关, 那么在回归中, 规模上的系数就会向下倾斜, 这可能会导致人们推断规模和土地生产率之间存在着统计上显著的反比关系。例如, 如果较小地块和农场的调查对象系统地过度报告其农场或地块的规模 (也许是因为土地是衡量声望的标准), 那么人们很可能会发现规模和生产力之间存在虚假的反比关系。在这种情况下, 反向关系只是一个统计异常。

本文使用一个独特的数据集重新审视了国际发展中的这一核心问题, 该数据集 (据我们所知) 首次包括对每个家庭的多个地块详细的土壤质量测量, 以便同时进行测试农业规模与生产力的反向关系的原因，是由因素市场的不完善导致家庭间影子价格的变化, 未观察到的土壤质量造成的, 两者兼而有之, 或者两者都不是。利用马达加斯加的横截面、植物水平数据, 我们估计生产和产量函数, 其中包含详细的土壤质量测量 (即碳、氮和钾百分比; 土壤 ph 值; 以及淤泥、沙子和粘土)。内容), 以及家庭级固定效果, 以控制未观察到的影子价格。我们发现, 只有很小一部分的反向生产力-大小关系是由明显的因素市场的缺陷, 驱动变化的家庭持有或村庄特定的影子价格, 并没有任何反向关系似乎可归因于土壤质量测量的遗漏。这些结果突出表明, 测量误差或家庭内部分配效率可能导致我们的数据中观察到的大部分反向关系。

本文的其余部分按如下方式进行了组织: 在第2部分中, 我们讨论了数据并提供了描述性统计数据。第三部分介绍了经验框架, 并讨论了我们的识别策略以及在检验我们的主要假设时使用的两种方法。在第4节中, 我们提出了我们的估计结果, 并测试是否由于土壤质量测量的遗漏、未观察到的房屋特定阴影因子和产量价格, 或者这两种主流解释都没有产生相反的关系经常观察到的现象。第5节结束。

**数据和统计**

为了研究大小与生产力之间反比关系的性质和原因, 理想的数据集将包括每户几个地块、每个村庄几个家庭和几个村庄的数据。此外, 这一理想的数据集将随着时间的推移至少两次观测这些地块, 并由于肥力动态, 将包括对每个时期的精确土壤质量测量。如果有这样的数据集, 人们可以控制地块、家庭和村庄之间未观察到的异质性以及土壤质量。遗憾的是, 不存在此类数据集。然而, 我们能够相当接近一个横断面数据集, 其中包括详细的社会经济和土壤测量在地块一级。

本文件中使用的数据是作为美国国际开发署 basis 合作研究支助方案项目的一部分收集的, 该项目于2002年在马达加斯加开展。这项调查在两个中部高地市镇2的17个村庄进行, 特别侧重于农业家庭。村庄和家庭被随机挑选;本文利用数据中提供的家庭和地块层面的信息, 重点研究水稻。由于大米是马达加斯加的主要作物, 特别是在这些中部高地地区, 任何市场的不完善都很可能反映在普通家庭的水稻作物上。

这些数据的独特之处在于, 对于稻田的子样本, 在每个地块内随机选择的位置进行了5个土壤岩心样本的深度15-20 厘米, 并混合在一起创建一个复合土壤样本。这些样本随后被送往肯尼亚内罗毕的世界农林中心土壤实验室进行湿化学和光谱分析。从300个家庭的稻田中总共采集了 1 176个样本。所有 1, 176个土壤样本都经过了光谱分析, 234个进行了湿化学分析。后一种方法可以精确测量碳、氮、钾、粘土、淤泥和沙子含量以及每个地块的土壤 ph 值。然后, 湿化学分析的结果 (即碳、氮、钾、粘土、淤泥和沙子含量的估算值以及234图的土壤 ph 值) 被用作使用主要成分分数的归因变量从光谱分析中得出的因变量。3这些归责如表 a1 所示。附录对土壤分析协议作了较为详细的描述;这种方法的效用的验证可以在谢泼德和沃尔什 (2002) 中找到。

表1列出了描述性统计数据。平均收益率地块约为每公顷3.7 公吨大米, 大大高于全国每公顷约2.1 公吨的平均水平 (minten & barrett, 2008年)。这些地块很小。平均地块只覆盖了16个地区, 4个生产的大米略多于600公斤。平均稻田由116个人小时工作, 分布在四类劳动 (成人、儿童、雇用和对等帮助劳动) 中, 并获得7个小时的吃水权力, 通常由泽布牛提供。

参与水稻生产的普通家庭约有7人, 其中一半是受扶养人。7% 的户主是女性, 约11%的户主是单身, 约4% 是男性, 7% 是女性。最后, 普通家庭只拥有约三分之一公顷的土地。至于地块本身, 大多数地块都是灌溉的, 45% 的土地由大坝 (春季) 提供灌溉。平均每块土地价值约35美元, 总共超过550美元。6平均地块的碳、氮、钾含量分别为2.4%、0.2% 和0.2%。土壤平均 ph 值为 5.07, 表明酸度较高。最后, 平均地块含有28.1% 的粘土、26.4% 的淤泥和45.2% 的沙子。

这些简单的描述性统计数据提供了第一个指示是土壤质量的地块间变化可能不会在这些数据中的逆大小--生产力关系中起主要的解释作用。这些稻田的酸相对均匀, 土壤有机质含量较低 (碳含量反映), 砂和粘土含量高, 也就是说, 生长条件不理想。

然而, 在估计下一节中讨论的回归之前, 研究两种粗略的方法来确定数据中是否确实存在反向大小--生产力关系, 将是有益的。

为了做到这一点, 我们首先计算了产量和耕地面积之间的相关系数。这一统计数据在1% 的水平上是负的, 在统计上是有显著意义的, 在水平上计算时等于 0.40, 在对数中测量时等于0.58。

图1显示了检验逆关系是否成立的第二种粗糙方法, 该方法用 hastie 和 Tibshirani (1990) 的广义方法显示了水稻产量对数对耕地面积对数的非参数回归结果加法模型更平滑, 相关的95% 置信区间。在这种情况下, 回归线的斜率表示收益率相对于图形大小的无条件弹性, 这几乎在整个条件域中的任何地方都是负的。通过这两种粗糙的方法中的任何一种, 都有大量的初步证据表明, 这些数据中存在着反向生产率大小关系。

**实证分析**

解释了反向农场规模-生产力关系是简单的。让因变量 yijk 作为村庄 k 中家庭 j 种植的地块 i 的农业产出, 假设 Xijk 是研究人员观察到的解释变量的载体, 即可能影响影响的输入和家庭特征生产。因为我们对地块大小特别感兴趣, 让 Aijk 代表耕地面积, Xijk 包括通常的非土地生产投入 (如劳动力和资本), 以及村庄虚拟变量控制当地市场价格、气候条件,等。假设恒定返回到比例, 我们可以将所有变量转换为每公顷的术语, yijk 表示作物产量 (即单位面积的产量), xijk 表示单位面积的输入应用率。然后, 可以将生产函数指定为

yijk b0 1xijk 二 yijk0 1

其中 c1 是定义大小-收益率关系的感兴趣的参数, b1 是要估计的系数的向量, eijk 是错误项。确定反向关系的特定解释成立的经验策略如下。首先, 人们会估计一个假设的解释变量或变量 (例如, 村庄或家庭固定效应代表村庄或家庭一级市场缺陷的影响; 土壤质量测量)。变量假说)。拒绝零假设 h0:γ1=0, 支持备则假说 ha: γ1 < 0 ，将是赞成逆关系的证据。然后再加上其他解释变量并重新估计关系, 以便再次检验零假设, 以确定 (i) γ1 的估计是否已趋于零;(ii) 无效不能再被拒绝;或 (iii) 两者兼而有之。在迄今为止的文献中, 反向大小-生产率关系的基本解释如下。

第一种解释依赖于特定家庭的市场缺陷, 这些缺陷导致关键投入或产出的影子价格 (即边际效用或生产率) 在家庭之间是异质的。如果土地持有量与劳动力等投入的不可观察的特定家庭影子价格正相关，将影响最佳投入利用率从而影响生产率，导致规模与单产的关系将是负的(feder, 1985年)。这表明, 人们需要控制家庭之间未被观察到的异质性, 这种异质性可能产生于不可贸易的异质禀赋, 也可能产生于风险偏好、地点或其他家庭之间影响交易成本和风险溢价的其他属性 (de janvry, fafchamps, & sadoulet, 1991年)。在第一个假设下, 真正的潜在关系是

其中 λ2jk 表示在 xijk 中不受控制的所有特定家庭, mijk 是一个标准的误差项。如果特定于家庭的市场失灵解释了反向大小-生产力关系, 那么使用 λ2jk 控制家庭固定效应应该导致无法拒绝假设 γ2=0即使参数估计从等式(1)中拒绝无效支持备则假设。在市场不完善的论点下, 在所有家庭和村级变量被控制的情况下, 地块水平收益率的变化应该与地块大小无关, 这些变量导致市场不完善已被控制。

文献中的第二种解释涉及的土壤质量 Qijk 是计量经济学家没有观察到的, 但个别农民都知道的。如果由于种植了较好的土壤而使地块面积与土壤质量成反比, 那么, 由于农民根据土壤质量调整生产中可观察到的投入数量, 这与产量呈正相关, 而与地块大小呈负相关, 由于省略了相关变量偏差, 产量与地块大小之间出现了虚假的估计关系。在第二个假设下, 真正的关系是这样的

yijk b0 3xijk 二 c3jk 二/yijk 二 gijk;0 3

其中Φ是土壤质量对生产力的边际影响和 η是误差项。这意味着, 在 eqn. (1) 中, εijk "在这种情况下, 土壤质量的遗漏会导致真实大小的普通最小二乘 (ols) 估计--生产力关系向下偏置, 即E（γ1） < γ3, 使之看起来是一个相反的大小-生产力关系, 但它事实上不是。这在控制这两种解释的扩展规范中也是如此:

其中ωijk 是随机误差项, 要估计的参数在这个扩展的规范中可能与更低的 eqn. (1) 或随后的两个方程不同, 每个方程只允许一个非嵌套的解释。嵌套测试策略旨在确定什么是最有效的解释逆大小-生产力关系因此涉及到从简单的 eqn (1) 依次到更具包容性的规范, 以确定是否以及何时停止拒绝零假设,γ=0。本文的目标是直接、单独和联合地检验因素市场的缺陷和省略的土壤质量解释。上一节中描述的数据特别适合于首次将这两种经常观察到的逆大小--生产力关系直接相互关系--的解释进行处理。

我们采用两种不同的估计方法来实施这一经验策略。第一个涉及估计一个 cob–douglas生产函数在地块水平上，首先回归产量的自然对数对生产投入的自然对数 (即,成人, 儿童, 雇用和相互帮助的劳动;畜力), 家庭变量 (即家庭规模、受扶养人比率、户主是否为女性和户主是否单身的虚拟变量)、地块变量 (即灌溉来源虚拟变量),地块价值和耕地总面积。由于显而易见的原因, 我们将这个简单的回归标记为生产函数。人们可能会有理由担心可变投入 (如劳动力和畜力) 的预期内生性。我们包括这种基于生产函数的方法, 这既是因为前面关于反向关系的文献中的许多使用它, 从而提高了与以前的结果的可比性, 而且因为它服务于作为对第二种基于收益率的方法的稳健性检查, 如下所述。

然后, 我们遵循前面概述的战略, 即根据下一次估计相同的生产功能进行评估, 将家庭固定效应包括在内, 以控制家庭对非贸易品的禀赋以及家庭和村庄一级的市场不完善。第二种模型允许直接检验市场缺陷假设, 以解释反向生产率-大小关系。在第三个模型中, 我们单独测试土壤质量解释, 我们放弃了家庭的固定效应, 而是包括植物级土壤质量变量 (即碳、氮和钾百分比; 土壤 ph 值; 以及粘土、淤泥和沙子百分比)。在生产函数法下的第四个也是最后一个模型中, 我们既包括家庭固定效应, 也包括植物级土壤质量测量, 估计同时控制这两个市场缺陷的嵌套回归规范和土壤质量。

在第二种方法中--Assuncßa ̃o 和 braido (2007)—we 首先估计了一个同样的简单模型, 将样本视为一个集合截面, 并回归了耕地上的地块产量的自然对数, 村级固定变量, 控制地块价值, 总农场面积, 家庭特征和灌溉来源。然后我们估计了第二个模型, 旨在检验市场缺陷假设, 现在包括家庭固定效应, 这显然需要去除家庭特征和家庭种植的总面积。第三种模型与生产函数法一样, 去除家庭固定效应, 加入了地块特征, 以检验土壤质量假设。第四个模型嵌套前两个模型。

因此, 我们的经验策略包括首先测试最受限的逆关系, 然后再观察一旦家庭固定效应、土壤质量测量或两者兼而有之, 逆关系是否消失。更正式地, 我们在所有规范中测试零假设 γ=0 与备则假设ha: γ< 0。反向生产力关系可以说是省略精确测量土壤质量的结果, 如果并且只有当 (i) 我们拒绝了原假设的无效, 即 c < 0 在省略对解释的控制时, 包含家庭固定效应变量，遗漏土壤质量变量 (ii) 我们未能拒绝 null γ=0, 所有这些控制包括在内时。作为稳健性检验, 我们遵循生产函数和产量方法来执行此操作。这些数据使我们能够首次利用这一估计战略来不完善的市场和土壤质量直接测量结果作出解释, 并使用对土壤质量的直接衡量, 而不仅仅是粗略的代用指标。

**实证结果**