

集体决策中的理性模型和政治模型 ——关于中国农地制度的案例研究

姚 洋 *

摘 要 本文以中国农村为背景,试图发展一种可以检验集体决策过程是理性模型还是政治模型的方法。这一检验的新颖之处在于,它将集体决策与要素的相对稀缺性相联系。本文为两个模型推导出了不相容的假说,并用中国83个村庄的面板数据进行了经验检验。结果表明,两个模型均未被拒绝,但在更高级的检验中,政治模型略胜一筹。这表明中国农村的真实决策过程可能是理性模型和政治模型的混合体。

关键词 集体决策, 经济效率, 制度变迁

长期以来,集体决策的效率问题一直是公共选择领域的一个重要话题。经验研究通常检验两个相对立的模型,在此我们称之为“理性模型”和“政治模型”。在第一个模型中,集体决策体被描述为通过追求集体福利最大化而获得经济效率;在第二个模型中,个体从自己的偏好出发,通过一个政治过程决定集体行动,因而往往无法达到经济效率。在公共选择文献中,已经出现了多种旨在识别不同经济、政治环境下的真实决策模型的检验方法(参阅 Murdoch, et al., 1991 及其参考文献)。

在制度经济学文献中,理性模型与效率假说密切相关。后者首先由道格拉斯·诺斯及其合作者们提出,他们论证并用历史证据证明,制度演进的方向是增加社会经济总剩余(例如, North and Thomas, 1973; North and Weingast, 1989)。效率假说的具体形式之一是诱导性制度变迁假说,这一假说首先由拉坦和速水佑次郎提出(Ruttan and Hayami, 1984),但在 North 和 Thomas(1973)中已经有所体现。它说的是:如果一种要素的相对稀缺程度增加,其所有权就应当更加个人化。但是,诺斯和速水在他们的近期工作中都表示,效率假说没有考虑制度变迁背后的政治过程(North, 1990; Hayami, 1997)。然而,下面的问题依然存在:如果我们考虑政治过程,制度变迁是否还有效率?在最近一项理论研究中, Yac(2002)证明,效率假说不能被任何运作良好且只认可序数效用的政治过程所实施。然而现实中的政治过程可能受到种种限制,制度变迁因此依然可能是有效率的。本文将对这种可能性进行经验研究。

我们采用一组中国农村83个村庄从1981—1993年的数据,来对理性模型和政治模型进行检验。这个检验的新颖之处在于,它将集体决策与决策过程中

* 北京大学中国经济研究中心。通讯地址:北京市北京大学中国经济研究中心, 100871; 电话: (010) 62753103; Email: yyao@ccer.pku.edu.cn。我感谢 Michael Carter 和林毅夫对本文一个早期版本的评论。

的个体所面对的一般要素稀缺性相联系。本文因此具有以下两方面的贡献。

首先,本文扩展了公共选择领域中检验集体决策中的理性模型和政治模型的文献。在公共选择的文献中,对于这两个模型的检验主要围绕公共支出展开。如果公共支出水平和中位投票者的收入相关联,那么就可以认为公共选择采用的是多数原则(即政治模型成立);如果公共支出水平与国家(或社会团体)的总收入相关联,那么就可以认为理性模型被采用(Murdoch, et al., 1991)。在本文的案例中,我们所研究的问题是不连续的制度安排,而其收益和成本又很难度量,因此通常的检验方法无法应用。我们为这样的不连续选择问题提供了一种检验方法,并将集体决策和经济参数相联系。这种联系本身即是对公共选择文献中对于决策模型的检验的一种扩展。其次,我们模型化了诱导性制度变迁假说,并用经济计量方法对其加以检验。尽管这一假说被广泛接受,但它从未被模型化;同时,对于它的检验也仅仅停留在案例的层次上(如 Hayami and Kichuchi, 1981)。通过将检验置于严格的经济计量框架中,本文填补了这一空白。¹

另外,本文扩展了对中国农地制度演变模式的研究。Gaynor 和 Putterman (1993)提供了对中国农村土地分配规则的较早研究,他们的研究支持了理性村庄模型。Brandt 等(Brandt, et al., 1998)为中国农地制度的选择建立了清晰的模型并加以检验,但他们的研究仅仅以理性村庄为前提,并且没有对其他集体决策模型进行检验。我们的经验结果不仅展示了农地制度演变的模式,并且为了解中国村庄的决策模型提供了线索。

在下面的第一节中,我们将首先简要地介绍中国农村的农地制度和村庄的决策过程。目前中国农村农地制度的一个主要问题是不定期的土地调整。尽管当土地租赁市场缺位时,土地调整可以充当土地市场的角色,但调整意味着投资激励的损失。

在第二节中,我们建立了关于土地调整的集体决策的理性模型。这一模型将村庄视为一个理性的主体,其目标是最大化村庄中各农户农业产出剩余的总和。这一模型暗含一个可检验的假说,即土地禀赋较紧张的村庄倾向于选择不进行土地调整。这一结论与诱导性制度变迁假说是一致的。另一假说是,较完善的土地市场将减少土地调整的可能性。

在第三节中,我们接着讨论了农地制度选择的多数原则(政治)模型。多数原则是最平均主义的政治过程,因此与理性模型形成最好的对照,后者在本质上是权威主义的。由多数原则所导出的假说是,土地的调整与该村的土地禀赋无关,但与该村农户的偏好的分布有关。这是 Yac(2002)的一个特例,在那篇文章里我证明,效率假说与任何运转良好的政治过程都是不兼容的。不过,政治模型同样预测,土地市场的改善将降低土地调整的可能性。

¹ Lir(1995)和 Yac(2000)将个体要素禀赋与农户在要素市场中的参与度相联系。而诱导性制度假说将制度变迁和社会中的一般要素禀赋相联系。

在第四节中，两个模型所导出的假说被嵌入一个计数（count data）计量模型中加以检验。我们研究一个村庄在两个时期中（1981—1988年、1989—1993年）土地调整的次数，并首先将这两个时期合起来对一个普通计数模型和一个门槛模型（the hurdle model）进行了估计，然后采用模拟最大似然估计（simulated maximum likelihood method）的面板技术，对两个时期的数据再次进行估计。结果表明，两个模型均未被完全拒绝，但是政治模型在面板估计中更稳定。最后，第五节对文章进行了总结。

一、中国农地制度和村庄决策的简要回顾

20世纪80年代早期的农村改革解散了公社体系，恢复了以家庭为单位的耕作方式。这场改革的一个直接而意料之中的结果是农业产量的惊人增长（Lin, 1992；McMillan, et al., 1989）。改革的另一间接而多少有些意料之外的结果是，虽然存在土地集体所有制的限制，但农村制度获得了向不同方向演变的自由空间（Liu, et al., 1998）。这与改革的分散性质有相当大的关系。在公社时代，土地所有权、生产计划和劳动力配置等权利都集中到了公社或更高的行政单位，而农村改革确立了村庄集体作为村庄土地的惟一所有者的地位，因此，决定村庄农地制度的权利也转移到了村庄本身。

在本文中，我们仅仅考虑农地制度的一个方面，即和土地调整相关的地权稳定性。在目前的集体—农户混合农地制度体系下，土地调整是对村庄人口变化的反应。这背后的动机可能是出于对平等的考虑，也可能是对农地利用效率的考虑。如果要素市场存在缺陷，土地的调整将家庭的土地/劳动力比例调整到接近村庄平均数的水平，从而可以获得静态的交易收益。然而，土地调整越多意味着土地所有的个人化程度越低，从而降低了家庭对其土地进行投资的激励。其结果是，长期的动态效率受到损害（Carter and Yao, 1999；Li, Rozelle, and Brandt, 1998），这就是所谓的农地稳定性效应（Feder and Onchan, 1987；Besley, 1995）。

中国农村的政治决策是行政命令与群众参与的混合体（Oi and Rozelle, 2000）。在经济上，村集体仍然控制着很大一部分的村庄资源，并为村民创造了实实在在的福利（Putterman, 1997；Liu, et al., 2002）。村庄政权与村庄经济的结合产生了被 Oi（1995）称为“地方国家社团主义”（local state corporatism）的现象，意为村庄的运作如同企业运作一般。在政治上，党在村庄中依然十分活跃，并且，党对共同富裕的强调加强了正在复苏的传统价值观念（Friedman, Pickowicz and Selden, forthcoming）。其结果是，中国农村的政治中权威的作用依然很重要。另一方面，从20世纪80年代末期以来，村民选举逐渐推广。²选

²《村民委员会组织法》于1988年由全国人民代表大会通过，并于1998年正式生效。在这期间，村民选举已经进行了试验。

举至少从理论上赋予了村民们选择本村村委会的权利。在现实中,一些案例表明,选举所产生的村委员会对村庄中党的优势地位构成了重大挑战(Liu, et al., 2002)。因此,中国农村政治是一个权威控制体系与草根民主的混合体。在某种程度上,前者有利于(但并不必然导致)集体决策的理性模型的实现;后者有利于(同样,并非必然导致)政治模型的实现;因此,我们可以预期我们的经验检验将得出一个混合的结论。

二、理性模型

在这一节里,我们以中国农村的土地调整问题为背景,建立集体决策的理性模型。在正式建模之前,让我们先对模型的主要组成部分及其直觉思想进行一个简要的回顾,这样做对了解我们下文的模型将会有帮助。

在我们的模型中,村庄具有如下特点:不完善的土地市场、同一的不变规模报酬的农业生产技术以及土地的可能调整。农户各自分散决定其土地投资和农业生产,而理性的村庄在农户对土地进行投资之后而生产尚未开始的间隙,决定是否进行土地调整。这一时间安排的目的,在于刻画缺乏保障的农地制度对土地投资的负面影响。理性村庄权衡三方面的因素以决定是否进行土地调整。首先,土地调整使各家庭人均土地量接近于村庄整体的人均土地量,因此弥补了由于土地市场不完善所造成的土地配置效率的损失。换言之,土地调整替代了土地市场,从而获得了静态的交易收益。不过,土地行政调整并不能够达到与完善的土地市场完全一样的结果,这是因为,村庄对未来人口冲击的预测是不准确的。这就引出了第二个需要考虑的因素,我们称之为调整误差。第三个因素与农地制度缺乏保障性引起的投资损失相关。对土地调整的预期打击了农户对他们的土地进行投资的积极性,因此存在动态的效率损失。这就是在有关产权的文献中常被研究的地权稳定性效应。调整误差相对较小,在比较分析中可以忽略不计。由于土地边际产出递减,而土地投资是对土地的替代,因此,地权稳定性损失随着村庄土地禀赋的增加而减小。交易收益随村庄土地资源禀赋的增加可能增加、减少或保持不变,这依赖于生产函数的弹性。

不过,当村庄土地资源较少时,地权稳定性损失比交易收益更大(考虑一个极端的情况:村庄土地拥有量几乎为零,若投资也很少,那将无甚可交易)。当村庄土地量变大时,情况刚好相反,(如果土地禀赋原本就很高,那么增加投资的意义就不大了)。其结果是,即使交易收益随着村庄土地量的增加而降低,土地调整的价值也随着土地禀赋的增加而增加。下面的模型将严格地推导出这个结论。

(一)没有土地调整的情形

我们通过考虑没有土地调整的情形来介绍模型的假设。假设一个村庄由

N 个农户构成, 每个农户均面对一个两时期的决策问题。一开始, 每个农户拥有劳动力(人口) L_{1i} , $i = 1, 2, \dots, N$ 和相同的人均土地 τ_1 。假定 τ_1 由村庄预先决定, 这很可能是上次土地调整的结果。农户在第一期决定对其土地的投资, 仅在第二期进行农业生产。在第二期初, 农户将遭遇一个人口冲击, 从而各户的人均土地拥有量产生变化。各农户拥有相同的不变规模报酬的生产技术, 我们将在稍后给出它的具体定义。

在上述情形下, 只要土地或劳动力市场是完善的, 就不需要进行土地调整, 因为农户可以在任一市场上通过交易将其土地/劳动力比例调整到全村的土地/劳动力比例上。在现实中, 这两个市场都是不完善的。³ 描述这种不完善性的途径之一, 是像 Carter 和 Yac (2002) 所做的那样, 放弃不变规模报酬技术的假定, 同时假定不完善性以交易成本的形式表现。另一途径是, 在两个以上的市场中引入不完善性(如 Feder, 1985)。为了使简洁起见, 我们假定不存在劳动力市场, 并且土地市场的不完善性表现为 Carter 和 Yac (2002) 所假定的形式, 也就是说, 表现为额外的交易成本。这一假定当然不能反映中国农村的实际, 事实上, 非农产业的增长是中国经济增长的主要部分。不过, 就本文的目的而言, 这一假设与其他承认土地和劳动力市场均不完善的假设是等价的。

我们以 K_i^N 表示没有土地调整时第 i 个农户的土地投资额(在本文中, 我们将始终以上标 N 表示没有土地调整的情形, 以 R 表示有土地调整的情形)。这样, 在第一期末, 有效土地量变为 $L_{1i}\tau_1 + K_i^N$ ⁴。我们假设土地投资只使用劳动力, 其货币成本为 $L_{1i}c(k_i^N)$, 其中 $k_i^N = K_i^N/L_{1i}$ 是投资强度, $c(k_i^N)$ 是每单位劳动力的成本, $c(\cdot)$ 是递增的凸函数。

在第二期开始时, 该村遭遇人口变化的冲击, 对于各农户而言, 该冲击是随机的。以 L_2 和 L_{2i} 表示全村实现的人口和第 i 个农户的人口。如果没有土地调整, 各户的要素禀赋将会变得各不相同。以 τ_2^N 和 τ_{2i}^N 表示全村和第 i 个农户在第二期实现的人均土地量, 它们分别是

$$\tau_2^N = \sum_i (L_{1i}\tau_1 + K_i^N)/L_2 \quad \text{和} \quad \tau_{2i}^N = \ell(\tau_1 + k_i^N), \quad (2.1)$$

其中, $\ell_i = L_{1i}/L_{2i}$ 。

农户用其所拥有的土地和劳动力进行农业生产。一个典型农户的不变规模报酬技术生产函数为 $L_{2i}f(\tau_{2i}^N)$, 其中 $f(\cdot)$ 是一个递增和严格凹的函数。

农户的目标是最大化其两期的期望收入。这一最大化问题可以分为两步进行求解。在第二期, 农户决定其生产。它可以在村里租入或租出土地, 土地租金 r 是外生给定的。这是一个简化了的假定, 但我们将看到, 这并不会影响

³ 许多调查结果一致表明, 中国农村中仅有 5% 左右的农户进行土地交易 (Brandt and Turner, 1998; Kung, 2001)。另外, 农村劳动力市场以非农就业的配给为特点 (Yao, 1999)。

⁴ 我们也可不采用此处的假设, 而采用土地和投资的乘积的形式。如果我们仍然以投资和土地复合而形成的有效土地量为衡量标准, 则采用后一种假设并不影响我们的主要结果。

我们的主要目的。除 r 外, 每单位土地交易还需承担由于土地市场的不完善所造成的额外交易费用 c (例如, 由于政府限制土地租赁而产生的费用)。自然地, 我们假定 c 小于 r 。我们以 t_{2i}^N 表示第 i 个家庭的耕作强度 (即人均耕作土地量)。这样, 土地交易的额外成本为 $c | t_{2i}^N - \tau_{2i}^N | L_{2i}$ 。农户的问题可以表示为:

$$\text{Max}_{t_{2i}^N} \pi_{2i} = [f(t_{2i}^N) - r(t_{2i}^N - \tau_{2i}^N) - c | t_{2i}^N - \tau_{2i}^N |] L_{2i}. \quad (2.2)$$

在一个理想的世界里, 交易成本不存在, c 等于零, 上述问题产生标准解: 任何农户的 t_{2i}^N 都与该村人均土地禀赋 τ_2^N 相等。当交易成本存在时, 农户就分为三类: 租入者、自给自足者和租出者, 三者的土地边际产出为 (细节请参阅 Carter and Yao, 2002):

$$\begin{cases} \text{租入: } f'(t_{2i}^N) = r + c \\ \text{自给自足: } r - c < f'(\tau_{2i}^N) < r + c \\ \text{租出: } f'(t_{2i}^N) = r - c \end{cases} \quad (2.3)$$

自给自足者的耕作强度是其土地禀赋 τ_{2i}^N , 所有的租入者和租出者分别拥有相同的耕作强度。三类农户的耕作强度不同, 表明整个村子存在资源配置的损失。

回到第一期, 农户的问题是:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{k_i^N} \pi_i &= E\pi_{2i}(\tau_{2i}^N) - L_{1i}c(k_i^N), \\ \text{s.t. } \tau_{2i}^N &= \ell_i(\tau_1 + k_i^N). \end{aligned} \quad (2.4)$$

在这个问题中, 期望是对第二期的人口而言的。一阶条件为:

$$E[f'(t_{2i}^N) - c'(k_i^N)] = 0. \quad (2.5)$$

基于我们对 $\alpha(\cdot)$ 和 $f(\cdot)$ 的假定, 二阶条件满足。在此方程中, 对于租入者、租出者和自给自足者, $f'(t_{2i}^N)$ 分别等于 $r + c$, $r - c$, $f'(\tau_{2i}^N)$ 。因此, 所有租出者和租入者的投资强度分别与同类农户相等, 而自给自足的农户则具有不同的强度。在完美的土地市场中, 所有农户的 $f'(t_{2i}^N)$ 都相等, 则他们的 k^N 也将没有差别。我们将这个投资强度记为 k^N 。在 (2.5) 式中对 τ_1 求全微分, 容易证明, 对所有农户而言, k_i^N (因此, k^N) 是 τ_1 的递减函数, 但是, 其导数小于 1; 因此, 对所有农户而言, 第二期的土地禀赋仍然随第一期土地禀赋的增加而增加, 全村加总也是如此, 这就是说, $\partial \tau_2^N / \partial \tau_1$ 是正的。

(二) 土地调整

理性村庄被定义为一个 (假想的) 主体, 其目标是最大化各农户的剩余之

和。我们假定村庄在第一期末考虑是否进行土地调整。这一时间安排反映了人口变化是连续的、而土地调整却是间歇性的这一事实；⁵ 另外，它还引进了地权的不确定性。我们假定，每个农户所面对的人口冲击具有相同的概率分布，并且，这个分布是公共知识。这后一个假设避免了均衡结果的微小扰动。有了这些补充假定，我们模型里的所有农户就都能充分预见未来村庄对土地调整的决策，从而在第一期相应地调整他们对土地的投资。我们以 k_i^R 表示存在土地调整时第 i 个农户的投资强度。

当土地调整发生时，村庄在第二期的实现人均土地禀赋是：

$$\tau_2^R = \frac{1}{L_2} \sum_i L_{1i} (\tau_1 + k_i^R). \quad (2.6)$$

当村庄决定进行土地调整时，它将使每个农户的人均土地尽可能地接近于 τ_2^R ，因为这是完善的土地市场下将会达到的耕作强度。由于村庄第二期的人口冲击不确定，因此村庄只能根据期望行事。让我们假定村庄以一种简单的方式对未来人口进行预测：它首先预测各农户的未来人口，然后将这些预测值加总，从而得到整个村庄人口的预测值。以 L_{2i}^E 和 L_2^E 分别表示第 i 个农户和全村庄的人口预测值。于是，第 i 个农户获得的土地量为 $\sum_i L_{1i} (\tau_1 + k_i^R) (L_{2i}^E / L_2^E)$ ，其实现的人均土地是：

$$\tau_{2i}^R = \frac{1}{L_{2i}^E} \frac{L_{2i}^E}{L_2^E} \sum_i L_{1i} (\tau_1 + k_i^R) = \frac{L_2}{L_{2i}^E} \frac{L_{2i}^E}{L_2^E} \tau_2^R. \quad (2.7)$$

因此，一个农户的实现人均土地是否等于 τ_2^R ，就取决于村庄对人口进行预测的准确程度。

土地调整并非全无损失，这损失是由第一期投资的减少而引起的。此时一个农户在第一期的问题是 (2.4) 式的一个修订版，差别仅仅是以 τ_{2i}^R 代替 τ_{2i}^N 。新的一阶条件为：

$$\frac{L_{2i}^E}{L_2^E} Ef'(t_{2i}^R) - Ec'(k_i^R) = 0. \quad (2.8)$$

由于比例 L_{2i}^E / L_2^E 远小于 1，比较 (2.8) 和 (2.5) 式，我们将立刻得到： $k_i^R < k_i^N$ 对任何 i 都成立。这是很显然的，因为当土地调整发生时，农户的得益仅仅是其土地投资的一个比例 (L_{2i}^E / L_2^E)。注意，即使人口预测完全正确， k_i^R 对于不同的农户也是不同的。

(三) 诱导性制度选择

如我们已经假定的，理性村庄的目标是最大化所有农户的利润之和。因为

⁵ 相关数据见第四节。

它不了解未来的人口冲击,村庄对土地调整和不调整所达到的期望剩余进行比较。让我们以第 i 个农户实现的耕作强度来标识其实现的利润,因此其利润函数分别为:

$$\pi_i(t_{2i}^N) = L_{2i} [f(t_{2i}^N) - r(t_{2i}^N - \tau_{2i}^N) - c | t_{2i}^N - \tau_{2i}^N | - \ell_i \alpha(k_i^N)] \quad (2.9)$$

和

$$\pi_i(t_{2i}^R) = L_{2i} [f(t_{2i}^R) - r(t_{2i}^R - \tau_{2i}^R) - c | t_{2i}^R - \tau_{2i}^R | - \ell_i \alpha(k_i^R)] \quad (2.10)$$

两式分别对应无土地调整和有土地调整时的情形。另外,我们知道,如果没有土地调整而土地市场完善,或者有土地调整而人口预测准确时,所有农户的耕作强度将相等。让我们考虑一种人口预测准确且土地市场完善的假想情形。在此假想情形之下,对应于有土地调整和无土地调整的情形,各农户分别具有相同的耕作强度 τ_2^N 和 τ_2^R 。那么,第 i 个农户在此假想情形下的利润分别为:

$$\pi_i(\tau_2^N) = L_{2i} [f(\tau_2^N) - r(\tau_2^N - \tau_{2i}^N) - \ell_i \alpha(k_i^N)] \quad (2.11)$$

和

$$\pi_i(\tau_2^R) = L_{2i} [f(\tau_2^R) - \ell_i \alpha(k_i^R)] \quad (2.12)$$

注意,如果进行土地调整时人口预测准确,第二期就不需要土地交易了。

我们将理性村庄的(实现的)土地调整的选择价值定义如下:

$$V = \sum_i \pi_i(t_{2i}^R) - \sum_i \pi_i(t_{2i}^N) \quad (2.13)$$

若 V 为正值,村庄将选择进行土地调整;反之选择不进行。显然,所有农户都能完全预见到这一决策规则。其结果是,均衡要么是各个农户选择投资强度 k_i^R , 村庄进行土地调整,要么是各个农户选择投资强度 k_i^N , 而村庄不进行土地调整。为便于分析,我们将 V 分解为三个部分:

$$\begin{aligned} V = & \left[\sum_i \pi_i(\tau_2^N) - \sum_i \pi_i(t_{2i}^N) \right] - \left[\sum_i \pi_i(\tau_2^R) - \sum_i \pi_i(t_{2i}^R) \right] \\ & - \left[\sum_i \pi_i(\tau_2^N) - \sum_i \pi_i(\tau_2^R) \right] \end{aligned} \quad (2.14)$$

第一个括号代表了由于土地市场不完善而未能获得的潜在的交易收益;其值一定是非负的,因为拥有是否进行交易的选择权至少不会带来任何害处。我们将它记为 A 。第二个括号表示由于村庄对人口增长的预测不准确而引起的土地调整的差错所带来的损失。我们将它记为 E 。最后一个括号表示由于地权的不稳定性所引起的动态效率损失。由于 τ_2^R 小于 τ_2^N , 这是一个正值。我们将它记为 S 。因此,选择价值的期望 EV 为:

$$EV = EA - EE - ES \quad (2.15)$$

我们的兴趣在于村庄的原始土地禀赋 τ_1 如何对 EV 产生影响。因为 E 值趋向于很小，同时它也不太可能随村庄土地禀赋而变化，因此我们在进行比较静态分析时对它忽略不计。接下来，注意 A 可以表示为

$$A = [L_2 f(\tau_2^N) - L_2 \alpha k^N] - \sum_i \{L_{2i} [f(t_{2i}^N) - c |t_{2i}^N - \tau_{2i}^N|] - L_{1i} \alpha k_i^N\}. \quad (2.16)$$

利用包络引理，我们得到：

$$\frac{\partial EA}{\partial \tau_1} = E[f'(\tau_2^N)L_1 - \sum_i f'(t_{2i}^N)L_{1i}] - \alpha(L_1^L - L_1^T). \quad (2.17)$$

在式中， L_1^L 和 L_1^T 分别表示第二期土地租出者和租入者在第一期的总人数。如前所述，对于农户中的土地租入者、租出者、自给自足者， $f'(t_{2i}^N)$ 分别等于 $r+c$ ， $r-c$ ， $f'(\tau_2^N)$ 。另外， $f'(\tau_2^N)$ 等于 r 。根据这些结果，(2.17) 式可以简化为

$$\frac{\partial EA}{\partial \tau_1} = E[f'(\tau_2^N)L_1^A - \sum_{i \in A} f'(t_{2i}^N)L_{1i}], \quad (2.18)$$

其中 A 表示自给自足的农户， L_1^A 表示这一类农户在第一期的总人口。括号中的表达式为该农户以村庄人均土地计算时的土地边际产出之和与各自实际土地边际产出之和的差值。⁶ 如果我们不对生产函数的形式作进一步的规定，其符号是不确定的。然而，我们所需要的条件相当简单：我们只要求 f''' 不改变符号即可。如果 f''' 是负的，则 f' 是凹的，因此括号内的表达式为正值；如果 f''' 是正的，则情况正相反；如果 f''' 为零，则表达式的值也为零。

根据和上面相似的过程，并再次利用包络引理，我们得到：

$$\frac{\partial ES}{\partial \tau_1} = E[f'(\tau_2^N) - f'(\tau_2^R)]L_1 < 0. \quad (2.19)$$

我们得到这个不等式是因为 τ_2^N 大于 τ_2^R 。这意味着，如果 f''' 是非正的， EV 将随村庄原始土地禀赋量的增加而增加。不过，即使 EA 随 τ_1 的增加而减少，这个结果也不会改变。图 1 说明了这一点。我们以 τ_1 为横轴画出曲线 EA 和 ES 。当 τ_1 很小时，土地投资决定了一个农户在第二期的有效土地量，而此时土地投资在没有和有土地调整之间的差距相应变大（我们在前面已经证明，投资强度是 τ_1 的单调减函数），所以，当 τ_1 趋近于零时， $\sum_i \pi_i(t_{2i}^N)$ 将最终变得大于 $\sum_i \pi_i(\tau_2^R)$ ，而 EA 小于 ES 。当 τ_1 很大时，投资强度越来越小，原始土地禀赋因此占主导地位， $\pi_i(\tau_2^N)$ 和 $\pi_i(\tau_2^R)$ 的差距变得无足轻重，因此 EA 大于

⁶ 村庄与自给自足农户的平均土地量之间可能有差别。不过，考虑到自给自足的农户倾向于那些土地量接近于村平均水平的农户，假定这两个平均值相等也是合理的。

ES。这样,EA与ES之间的差距由负变正,并随 τ_1 的增加而增加。这带给我们理性村庄模型的第一个可检验的假说:

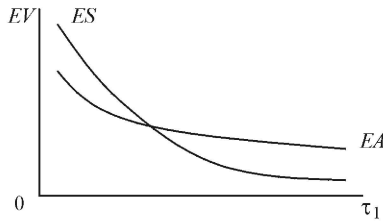


图1 理性村庄土地调整的期望选择价值

假说 R 土地禀赋较紧张的村庄更倾向于不调整土地。

这一假说基本上是对诱导性制度变迁假说的一个规范的证明。Yad(2002)在更一般化的经济环境中证明了这一假说,假说 R 可看做他所证明的结果的一个特例。

理性村庄模型的另一个含义是和土地市场的交易成本有关。首先注意 $\pi_i(\tau_2^N)$ 和 $\pi_i(\tau_2^R)$ 并不随着交易成本参数 c 变化,这是因为他们都是基于没有交易成本的假定计算的。于是,我们得到

$$\partial EV/\partial c = E \left[\sum_{i \in M_N} |t_{2i}^N - \tau_{2i}^N| L_{2i} - \sum_{i \in M_R} |t_{2i}^R - \tau_{2i}^R| L_{2i} \right], \quad (2.20)$$

其中 M_N 和 M_R 分别表示不存在和存在土地调整的情形下参与土地交易的农户的集合。因为土地调整不会留下较大的残余土地交易量(在没有土地调整差错时,其值为零),第二项必小于第一项。因此 $\partial V/\partial c$ 是正的。因此我们有以下假说:

假说 M 一个更完善的土地市场将起到对土地调整的替代作用。

三、政治模型

我们选择多数原则作为政治决策的过程,因为它是现实生活中最常见的,并和理性模型形成鲜明对照。土地调整的时间仍被安排在第一期与第二期之间。因为每个农户对未来人口的冲击掌握相同的信息,因此所有农户将以相同的准确率预测到多数原则产生的结果。其结果是,均衡依然是要么各个农户选择投资 k_i^R ,且土地调整发生,要么各农户选择投资 k_i^N ,且土地调整不发生。进一步,我们可以采用类似的方式,定义个体农户的(实现的)土地调整的选择价值如下:

$$V_i = [\pi_i(\tau_2^N) - \pi_i(t_{2i}^N)] - [\pi_i(\tau_2^R) - \pi_i(t_{2i}^R)] - [\pi_i(\tau_2^N) - \pi_i(\tau_2^R)]. \quad (3.1)$$

如果

$$EV_i = EA_i - EE_i - ES_i \quad (3.2)$$

为正值，一个农户就会投票选择进行土地调整，否则他投票选择不进行调整。其中， A_i 、 E_i ，和 S_i 分别代表个人的收益、调整误差和地权稳定性损失。如前所述，交易收益是非负的，调整误差也是如此。然而，地权稳定性损失可能为负，也就是说，一些农户可能通过调整获益。这是因为，调整意味着将全村农户的土地混合集中，每户将获得平均数，因而即使由于地权缺乏保障而导致调整之后的可分配的蛋糕变小了，那些土地投资强度较小的农户仍然可能通过调整获益。和以前一样，我们将在比较静态分析中忽略 E_i 。⁷

为了对多数原则的结果进行分析，我们需要一个对农户的政治偏好进行排序的测度。我们选择 τ_{2i}^N ——即不存在土地调整时第二期的土地禀赋量——作为这一测度。我们这么做是因为 τ_{2i}^N 综合了由于纯粹的人口冲击和土地市场不完善所形成的不同农户的偏好差别。一个问题是， τ_{2i}^N 是在投票之后才实现的。但是，这并不要紧，因为均衡时每个农户均能完美地预见到投票结果和各户的分配情况，所以，在一个给定的均衡中，时间差别是无关紧要的。接着，我们首先注意到， EA_i 的大小依赖于 τ_{2i}^N 和 τ_2^N 之间的距离，距离越大， EA_i 也越大。为了证明这一点， EA_i 可以表达为

$$EA_i = E\{ [f(\tau_2^N) - f(t_{2i}^N)] - \ell_i [c(k^N) - c(k_i^N)] - r(\tau_2^N - t_{2i}^N) + c | t_{2i}^N - \tau_{2i}^N | \} L_{2i}. \quad (3.3)$$

因此，对应于农户中的土地租入者、租出者和自给自足者， $\partial EA_i / \partial \tau_{2i}^N$ 分别等于 $-cEL_{2i}$ 、 cEL_{2i} 和 $E[r - f'(\tau_2^N)] L_{2i}$ 。因为 $r = f'(\tau_2^N)$ ，对于 τ_{2i}^N 小于 τ_2^N 的自给自足农户， $\partial EA_i / \partial \tau_{2i}^N$ 是负的；对于 τ_{2i}^N 大于 τ_2^N 的自给自足农户， $\partial EA_i / \partial \tau_{2i}^N$ 是正的。图2显示了这些结果。在图中， EA_i 是一条U形曲线，在 τ_2^N 处达到最低点。在以 τ_2^N 为中心的中间地带是自给自足者，最左端是土地租入者，最右端

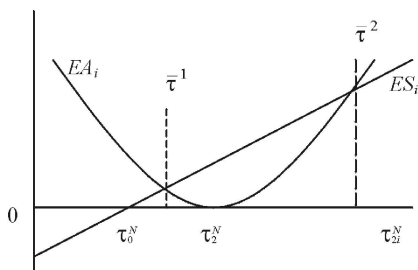


图2 土地调整的个人选择价值

⁷ 对于我们将要得到的结果，加入 E_i 只会加强我们的结果。

是租出者。对于后两类农户, EA_i 变为直线。注意任何自给自足农户的斜率都不能超过土地租入者或租出者的斜率, 因为 $f'(\tau_2^N)$ 处于 $r-c$ 和 $r+c$ 之间。

接着来看 ES_i 。我们首先注意到它是 τ_{2i}^N 的单调增函数, 其斜率为 $rE(1 - L_{2i}/L_2)$ 。在没有土地调整的情形下, τ_{2i}^N 的边际产出是其市场价格 r ; 在有土地调整时, 由于土地混合在一起, 边际产出变为 rL_{2i}/L_2 。这就是我们有这个斜率的原因。其结果是, 存在某个值, 不妨称之为 τ_0^N , ES_i 在 τ_0^N 处等于零。

我们接着利用图2来说明投票的结果。在图中, ES_i 与 EA_i 可能相交两次, 一次交于 $\bar{\tau}^1$, 另一次交于 $\bar{\tau}^2$ 。注意, $\bar{\tau}^1$ 必然小于 τ_2^N , 但大于 τ_0^N ; 同时, $\bar{\tau}^2$ 必然大于 τ_2^N , 但如果 c 不超过 $rE(1 - L_{2i}/L_2)$, $\bar{\tau}^2$ 可能不存在。一般而言, 农户可以分为三类。第一类包括那些土地拥有量小于 $\bar{\tau}^1$ 的农户。他们出于两个可能的原因, 乐于进行土地调整。其一, 他们中的所有人都预见到, 若存在土地市场, 他们将成为土地租入者, 而土地调整将使他们免费得到土地。其二, 他们中的大部分农户(那些处于 τ_0^N 左边的)也希望在土地调整之后得到全村的平均土地量, 从而获益。第二类是那些土地拥有量处于 $\bar{\tau}^1$ 和 $\bar{\tau}^2$ 之间的农户。他们反对土地调整, 因为他们通过交易可获得的收益小于他们损失的投资。第三类是那些土地拥有量大于 $\bar{\tau}^2$ 的农户。因为他们的土地拥有量相对于全村平均水平如此之高, 对他们而言, 通过交易获得的收益处很高, 但土地交易的成本又很高, 所以他们转而要求土地调整。不过, c 大于 $rE(1 - L_{2i}/L_2)$ 的可能性很小, 因此这类农户也许并不存在。例外的情形是当人口冲击的分布过度不均匀, 因此平均土地拥有量 τ_2^N 远远大于中位土地拥有量(这种情形只可能发生在少数家庭遭遇了相当大的人口损失的时候, 如女儿们的出嫁)。

多数原则导出的最为重要的结果是, 投票结果与村庄的原始土地禀赋无关。这可以直接由等式(3.3)和(3.4)来证明。前一个等式表明, τ_1 增加的结果仅仅是以 L_1/L_2 的比例平行移动曲线 EA_i , 而其形状保持不变; 后一个等式也表明, 当 τ_1 增加时, τ_0^N 也以 L_1/L_2 的比例增加。⁸ 其结果是, 每一类的农户数量并未改变。因此, 我们得到了政治模型下关于土地调整的假说:

假说 P 在多数原则下, 土地调整的选择与村庄的土地禀赋无关, 而与该村农户偏好的分布有关。

对照 Yao(2002)得到的不可能性的结果, 假说 P 不应该令人吃惊。Yao(2002)证明, 制度变迁的效率假说不能被任何只承认序数效用且满足若干弱的、普遍成立的性质的政治过程所实施。因此假说 P 是这一结果的一个特例。

所以, 在假说 R 和假说 P 之间进行的检验, 也就是在理性模型(其结果为效率假说)和政治模型之间的检验。然而, 拒绝假说 R 并非是政治模型成立的证明, 因为假说 P 也意味着多数原则下的集体决策依赖于村庄偏好的分布。

⁸ 请看式(2.1)所定义的 τ_1 和 τ_2^N 之间的关系。

在我们的经验检验中，我们将定义一个变量，以对该假说的这一方面进行检验。

然而，政治模型也暗含了假说 M。这是因为，当交易成本参数 c 降低的时候， EA_i 曲线变得平坦，于是减少了偏好进行土地调整的农户的数量。在极端的例子中，改善了的土地市场可能推翻多数原则的结果。这种情况发生于当人口冲击的分布不对称， τ_2^N 很大，因此调整在多数原则下获胜的时候。在这种情形下，变平的曲线对减少偏好于调整的农户的数量具有显著的作用，所以投票结果可能发生变化。因此，对假说 M 的证实并非对理性村庄模型的证实。

四、经验检验

在本节里，我们将通过一个嵌入的经济计量模型，对三个假说 R, P, M 进行检验。我们的数据来源于 83 个村庄 1981—1988 年和 1989—1993 年关于土地调整的决策。在下文中，我们首先讨论检验策略，然后讨论计量模型，最后陈述检验结果。

（一）检验策略

假说 R 可以通过村庄土地原始禀赋量的显著性和符号来检验。对 R 的拒绝加强了假说 P 成立的可能性，但不能视为假说 P 成立的证明，因为假说 P 也意味着土地调整决策对村庄的偏好分布是敏感的。不幸的是，我们没有土地禀赋分布的数据。⁹ 作为替代，我们采用土地调整决定是否需要通过村民大会这个虚拟变量来表征这项决策的村民参与度。由假说 P 可知，参与面越广，则调整的决议就越难通过，因为参与农户越多意味着偏好越具有多样性。因此，假说 P 可以由我们所构造的参与虚拟变量的显著性和符号来检验。同样地，对假说 P 的拒绝也不能视为假说 R 成立的证明，但加强了 R 成立的可能性。另外，我们采用一个变量来表示村庄土地交易的自由程度。这一变量将用于检验假说 M。如我们的理论所表述的，M 成立可同时视作理性模型或政治模型成立的证据。那么，对 M 的拒绝可视为对两个模型的拒绝。

我们对理性模型和政治模型的检验策略在文献中具有两个突出的特征。首先，我们将检验扩展到收益与成本均较难以衡量的二元集体决策。就某种程度而言，二元集体选择在制度选择中很普遍，我们的检验策略因此弥补了此类集体决策的空白。第二，我们的检验策略将经济参数与集体决策模式相联系。这一联系为效率假说的检验提供了一个清晰的结构。在文献中，这一检验通常通过案例研究进行（例如，Hayami and Kichuchi, 1981），而我们的检验是通过调查数据和精确的计量模型进行的。尽管诱导性制度变迁理论同样也将经济参数与制度选择相联系，然而它仅仅从理性模型中推导而来，对政治模型未置一词。

⁹ 取得这样的数据需要对一个村庄土地拥有量进行完备的调查，成本很高。

(二) 计量模型

就我们的问题和数据而言,记数模型是最恰当的计量模型。在我们的样本期间,许多村庄从未进行过土地调整,因此普通的计数模型未必有效。因此,我们将同时估计计数模型的一个变体—门槛模型。为了利用数据的面板结构所提供的潜力,我们也将采用模拟最大似然估计法(SML)对两个模型的进行估计。

假设 A_{jt} 表示第 j 个村庄在时期 t 发生的土地调整的次数。那么, A_{jt} 等于 $a \in \Gamma = \{0, 1, 2, 3, \dots\}$ 的可能性可以用泊松分布来表示:

$$P(a, \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^a}{a!}, \quad \text{如果 } a \in \Gamma, \\ = 0, \quad \text{其他.} \quad (4.1)$$

其中 λ 是 A_{jt} 的期望和方差。根据通常的做法,我们假定 λ 是一组自变量线性组合的指数函数:

$$\lambda = \exp(X_{jt}\beta), \quad (4.2)$$

其中 X_{jt} 是一组描述村庄特性的变量, β 是 X_{jt} 的参数向量。上述泊松模型的对数似然函数较为简单:

$$L^P = \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^J [a_{jt} X_{jt}\beta - \exp(X_{jt}\beta)], \quad (4.3)$$

其中 T 是时期数, J 是村庄数。

一般的泊松模型是对零和正整数的结果同等对待。在有大量的零观测值时,这样的处理方法,如 Mullahy(1986) 所指出,是造成泊松模型过度分散的原因。Mullahy 提出了一个门槛模型来处理这样的问题。这一模型对我们的情形特别适用,因为 42% 的村庄从未进行土地调整。Mullahy 将数据产生过程分为两个部分。第一部分决定是否观察到一个正的观察值:

$$P(a = 0) = \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^a}{a!} = e^{-\lambda_1}, \quad (4.4)$$

$$P(a > 0) = 1 - P(a = 0) = 1 - e^{-\lambda_1}, \quad (4.5)$$

其中 λ_1 是这一具体过程中泊松分布的参数。第二部分决定在正值被观察到的条件下,一个特定的正值被观察到的概率:

$$P(a | a > 0) = \frac{\lambda_2^a}{(e^{\lambda_2} - 1)a!}, \quad \text{如果 } a \in \Gamma_+, \\ = 0, \quad \text{其他.} \quad (4.6)$$

其中 λ_2 是新的参数。和 λ 一样, λ_1 和 λ_2 仍均可被估计出来。门槛模型的对

数似然函数（通过抑制那些不包含待估计参数的部分）是

$$L^H = \sum_{t=1}^T \left\{ \sum_{j \in J_0} [-\exp(X_{jt}\beta_1)] + \sum_{j \in J_+} \ln[1 - \exp(-\exp(X_{jt}\beta_1))] \right\} + \sum_{t=1}^T \sum_{j \in J_+} \{ a_{jt} X_{jt} \beta_2 - \ln[\exp(\exp(X_{jt}\beta_1)) - 1] \}, \quad (4.7)$$

其中 J_0 和 J_+ 分别表示每一期中零值和正值的观测值的集合。

上述模型并未考虑对任何跨时期研究都很主要的村庄的固定影响。特别地， A_{jt} 的平均数可能不能够由被观察到的村庄特性单独地刻画。为了处理这个问题，我们可以将 λ_{jt} 展开为

$$\lambda_{jt} = \exp(X_{jt}\beta + \sigma_v v_j). \quad (4.8)$$

其中， v_j 服从标准正态分布，是这个村庄的固定影响， σ_v 是一个有待估计的参数。这一展开式将村庄的固定影响处理为一个从一个已知分布中导出的随机实现。我们可以使用和线性分类模型中的一阶差分相近的方法，把村庄的固定影响分解为确定和随机的两个部分：

$$v_j = \bar{X}_j \delta + \sigma_u u_j, \quad (4.9)$$

其中 \bar{X}_j 是 X_{jt} 两期的平均数， δ 是待估计的参数向量， u_j 服从标准正态分布， σ_u 是有待估计的参数。也就是说，村庄的固定影响的平均水平可用村庄两期的平均特性来刻画，它的方差是 σ_u^2 。那么， λ_{jt} 变为

$$\lambda_{jt} = \exp(X_{jt}\beta + \bar{X}_j \delta + \sigma_u u_j). \quad (4.10)$$

根据这一公式，对 β 中各参数的估计只使用相应变量的跨时期的变化。如同在任何线性面板模型中一样，若变化偏小，就会影响估计的可信性。

一个估计策略是在给定 u_j 的条件下，估计式 (4.3) 和 (4.7) 构成的最大似然函数。由于 u_j 未知，我们可以采用 Gouriéroux 和 Monfort (1993) 提出的 SML 方法。根据这一方法，我们首先根据 u_j 的已知分布模拟一组它的实现值，然后最大化与这些实现值相对应的似然函数值的平均数的对数。Gouriéroux 和 Monfort 证明，相对较少的模拟实现值就可以为获得渐近一致的估计。在我们的估计中，我们使用 20 个模拟实现值。

(三) 数据和变量

我们的数据来源于两个重叠的村庄和农户调查，其中，1988 年以前的数据是 1989 年收集的，1993 年的数据是 1994 年收集的。¹⁰ 这项调查覆盖了 4 个省 8 个县的 83 个村庄。这 8 个县 的分布是：浙江 3 个县，江西 2 个县，河南 1 个

¹⁰ 这两项调查由国务院发展研究中心实施，威斯康星大学麦迪逊分校农地制度中心提供协助。

县,吉林2个县。在83个村庄中,30个来自浙江,11个来自江西,10个来自河南,32个来自吉林。这4个省和8个县的选择并非基于随机原则,挑选它们是为了代表具有不同的种植模式、土地禀赋、非农就业机会以及经济发展水平的地区。村庄则是国家统计局农调队的样本村庄,因此是随机的。表1说明了四省样本村庄的基本特征。

根据调查的时期,我们考察1981年和1988年的村庄特征(X_j)分别对1981—1988年和1989—1993年期间土地调整的次数的影响。用起始年份的数据作为解释变量避免了内生性问题,同时也与我们的理论模型一致。表2提供了每段时期内每个省的平均和最高土地调整次数。可以看到,第二段时期的平均调整次数明显高于第一段时期。这可能是因为第一段时期农业改革刚刚完成,改革所释放的能量还没有耗尽。

表1 样本省份的基本特征

	1981				1993			
	浙江	江西	河南	吉林	浙江	江西	河南	吉林
人均耕地量(亩)	0.9	2.3	1.8	4.7	0.8	2.1	1.6	4.6
人均净收入(元)	272.3	248.8	82.9	344.6	767.2	422.8	428.4	548.6
工业产值百分比	33.0	9.0	0.0	1.0	69.0	10.0	0.0	2.0
工业工资(元)	443.8	185.9	n.a.	65.6	1182.6	254.9	n.a.	96.5
粮食订购(公斤/亩)	280.0	201.0	114.0	189.0	306.0	266.7	88.7	285.1

表2 样本省份的土地调整次数

	1981—1988		1989—1993		1981—1993	
	平均数	最大值	平均数	最大值	平均数	最大值
浙江	0.37	2	0.43	1	0.8	3
江西	0.73	2	1.36	4	2.09	5
河南	0.80	1	0.90	1	1.70	2
吉林	0.03	1	0.53	1	0.56	1
全部样本	0.34	2	0.65	4	0.99	5

村庄特征分为两部分。第一部分包括我们所关心的三个变量:村人均土地量(亩),参与虚拟变量(需要村民大会通过则等于1,否则等于0)以及土地市场的自由度,我们将用它们检验假说R,P和M。最后一个变量的构建构成如下:首先,1988年的数据来自向村干部提出的关于土地租赁自由程度的问题。对这个问题有四类回答,从较多限制到较少限制依次为:不允许土地租赁;只允许租赁口粮田,不允许租赁责任田;若承租者负担土地税和其他规定费用,则允许;无条件允许。我们将这四种回答标以1,2,3,4的代码,作为土地市场自由度的指数,这样,更高的数值就代表土地租赁市场更大的自由度。不幸的是,1981年没有问同样的问题。为获得完整连续的数据,我们假定当时所有村庄都不允许土地租赁。既然当时农业改革刚刚开始,资本主义活动

依然在相当程度上被禁止，这一假定尽管不能反映村际差异，却离事实相去不远。

第二部分包括四个控制变量。它们是人均纯收入（按 1981 年价格计算，单位：元），村庄工业劳动力比例，每亩土地的粮食订购任务（公斤/亩），以及表示时期的虚拟变量。前两个变量用以刻画农户收入中非农收入的相对重要程度。村庄的人均收入较高，通常是由于更多的工业活动，这样的村庄倾向于较少地进行土地调整，因为土地作为收入来源的重要性降低了。收入也可以控制村庄对平等的考虑，我们将在本节的结尾讨论这个问题。粮食订购任务是一种 1994 年以前征收的实物税。订购任务越高，土地的价值就越低，因而我们预期粮食订购任务较高的村庄倾向于不调整土地。时期虚拟变量对 1989—1993 年期间记为 1，对 1981—1988 年期间记为 0。它用以刻画两个历史时期的不同特点；特别地，它可以矫正由于两段时期所包含的年数不同而带来的问题。

（四）检验结果

我们首先将两个时期的数据合在一起，分别估计一般的泊松模型和门槛模型。表 3 列出了估计结果。除常数项外，门槛模型中 β_2 的估计都不显著。这可能是由于正观察值缺少变化而造成的。在有正的观察值的村庄当中，87% 有过一次土地调整，10% 有过 2 次，其余的有过 3 次或更多。因此，我们将只讨

表 3 泊松模型与门槛模型的混同估计（样本数：166）[#]

	泊松模型	门槛模型	
		β_1	β_2
常数项	-0.587* (0.318)	-0.192 (0.418)	-1.501* (0.854)
人均土地量(亩)	0.064** (0.020)	0.092** (0.046)	0.039 (0.033)
参与虚拟变量	-0.198 (0.265)	-0.519* (0.296)	0.889 (0.777)
土地市场自由度	-0.211* (0.115)	-0.362** (0.140)	-0.052 (0.347)
人均收入(1000元)	-1.182* (0.661)	-1.786** (0.746)	-1.207 (2.185)
工业劳动力比例	0.463 (0.519)	0.685 (0.589)	-1.389 (2.121)
粮食订购(公斤/亩)	-13.781* (7.945)	-25.552** (9.608)	33.456 (23.834)
时期虚拟变量	1.571** (0.423)	2.750** (0.541)	-0.499 (1.098)
平均对数似然值	-0.762	-0.667	

注：# 括号中为估计值的标准差，由海塞矩阵的逆矩阵求得。

* 表示 10% 显著水平，** 表示 5% 显著水平。

论 β_1 。四个控制变量的估计值在两个模型中的表现是相同的。如同所料,高的人均收入和粮食订购任务会降低一个村庄进行土地调整的意愿。时期虚拟变量显著为正,反映了表2所显示的情况。工业劳动力比例并不显著,可能是因为这个变量与人均收入紧密相关,而后者效果更显著。

至于对三个假说的检验,两个模型展示了不同的结果。泊松模型证实了假说 R 和 M,拒绝了假说 P,然而门槛模型证实了所有三个假说。为决定哪个模型更好,我们对泊松模型的过度分散性进行了一项基于回归的检验(Greene, 1997)。这一检验很简单。它将 $z_{ji} = [(a_{ji} - \hat{\lambda}_{ji})^2 - a_{ji}] / (\sqrt{2\hat{\lambda}_{ji}})$ (其中 $\hat{\lambda}_{ji}$ 是 λ_{ji} 的估计值) 对一个常数或 $\hat{\lambda}_{ji}$ 本身进行回归,估计系数的 t 检验也就是对过度分散的检验。我们把 z_{ji} 对 $\hat{\lambda}_{ji}$ 的回归作为这项检验。泊松模型的 t 检验值是 13.37,所以过度分散不存在的假说被拒绝,因而门槛模型是更好的模型。三个假说均被证实表明,在描述村庄集体决策过程时,理性模型与政治模型都有用,但我们会发现,在面板回归中,政治模型的表现更好一些。

表4给出了泊松模型和门槛模型的面板估计结果。在控制变量中,收入和时期虚拟变量依旧保持显著,但粮食订购任务变为不显著。泊松模型拒绝了所有三个假说,而门槛模型接受了假说 P,拒绝了假说 R 和 M。就门槛模型更好地表达了数据的产生过程而言,政治模型是更适宜于表述集体决策过程的模型。不过,这一结论面临两个问题。第一,既然门槛模型拒绝了假说 M,看来

表4 泊松模型与门槛模型的面板估计(样本数:166)[#]

	泊松模型		门槛模型	
			β_1	β_2
常数项	-1.046 (0.721)		-1.126 (0.959)	-3.051** (1.493)
人均土地量(亩/人)	0.362 (0.296)		0.103 (0.619)	0.503 (6.217)
参与虚拟变量	-0.612 (0.394)		-1.023* (0.565)	0.454 (1.106)
土地市场的自由度	-0.160 (0.206)		-0.466 (0.321)	-0.224 (0.528)
人均收入(1000元)	-1.900* (1.088)		-3.788** (1.624)	-2.318 (2.628)
工业劳动力比例	-0.297 (1.308)		-0.113 (1.816)	-2.317 (2.930)
粮食订购(公斤/亩)	-12.921 (17.757)		-29.782 (23.623)	17.253 (42.593)
时期虚拟变量	2.053** (0.714)		4.366** (1.396)	0.351 (1.521)
平均对数似然值	-0.744			-0.635

注: # 括号中为估计值的标准差,由海塞矩阵的逆矩阵求得。对 δ 的估计未列出。

* 表示 10% 显著水平, ** 表示 5% 显著水平。

理性模型与政治模型都应被拒绝。第二，这一结论依赖于面板估计比混同估计更好这个前提条件。对面板估计和混同估计的似然率检验表明，检验值为10.6，小于 $\chi(6)$ 在10%置信度上的临界值。¹¹那么，面板估计相对于混同估计在显著性方面上并未有所改善。因此，我们从检验中所能得出的最好结论是：中国农村真实的决策模型是理性模型与政治模型的混合体。

（五）讨论

在第一节里，我们所提供的证据表明，中国农村的决策过程是权威命令和群众参与的混合体。在我们的数据所覆盖的时期中，村民选举刚刚开始，而绝大多数村干部是由乡政府任命的，因而权威性的特征可能更明显。其结果是，他们不需要过多屈服农户的偏好，而是拥有较大空间按自己的意愿行事。在村干部的议程中，向国家提供粮食并维持村庄收入的增长是十分重要的，就此而言，村干部可能会采取行动以使整个村庄遵从经济理性。那么，一个有意义的问题是20世纪90年代中期以来村民选举的推广是否改变了村干部的独立性？

我们的理论和经验检验未讨论的一个问题是平等问题。仅仅出于对平等的考虑，村集体就可能进行周期性的土地调整。从理论上说，政治模型无法推导出对平等的诉求，因为这一模型把个别农户作为原子性决策单位来对待，他们相互竞争以满足自己的偏好。同时，平等也是与理性模型不相容的，因为最大化剩余之和并非平等的目标。然而，公平性考虑的确需要集中的决策过程。在此过程中，决定公平性考虑的最重要因素也许是村庄的收入分布。但是，要对此进行经验检验是困难的，因为收入分布的数据很难得到。另一个灵敏性稍弱，但相当有意义的指标是村平均收入。一般而言，高的平均收入同样意味着较贫穷的那部分人口的收入也相对较高。我们因此可以预料，当平均收入较高时，公平问题就不那么紧迫了。如果是这样的话，那么我们的经验检验对平等问题有较好的控制。事实上，在我们所有的回归中，村平均收入都显著为负。因此，我们的结果似乎表明，在中国农村农地制度的选择过程中，对平等的考虑起了重要作用。连同我们先前关于理性模型与政治模型的结论，这一暂时性的结论进一步支持了我们的看法：中国农村的实际决策模型是数个模型的复杂混合体。

五、结 论

本文提出了在中国农地制度选择问题的背景下，对集体决策的理性模型和政治模型进行检验的经济计量方法。这一方法将两个模型的结果与决策主体所面临的一般要素的稀缺性相联系。类似的检验也以可应用于制度变迁的其他案例。我们的方法提供了由集体决策的政治模型所产生的竞争性假说，从而

¹¹ 村庄的固定影响未包含常数项和时期虚拟变量，因而 δ 中有六个参数。

补充了诱导性制度变迁假说。同时,这一方法将集体决策与一般要素稀缺性相联系,因此也补充了公共选择的相关文献。

我们的经验结果表明,中国农村的集体决策过程是理性模型、政治模型以及其他可能的模型的混合体。以我们在第一节里的回顾观之,这一结果并不意外。中国农村正处于从权威命令和封闭的社区向民主和开放的社区的急剧转变过程之中。这一转变是怎样发生的?其长期前景如何?它将怎样影响当地的经济和社会生活?对这些问题的回答将产生激动人心的研究。

参 考 文 献

- [1] Bauhoff, S. and Y. Yao, "Testing the Tenure Security Effect in a General Equilibrium Setting." Memo, 2002.
- [2] Besley, T., "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana." *Journal of Political Economy*, 1995, 103, 903—937.
- [3] Brandt, L., S. Rozelle, and M. Turner, "Local Government Behaviour and Property Rights Formation in Rural China." Paper presented in the International Conference on Land Tenure and Agricultural Performance in Rural China, Beijing, China, May 1998.
- [4] Carter, M. and Y. Yao, "Specialization without Regret—Transfer Rights, Agricultural Productivity, and Investment in an Industrializing Economy." World Bank Policy Research Working Paper 2202, October 1999.
- [5] Carter, M. and Y. Yao, "Local versus Global Test of Separability in Farm Household Models." *American Journal of Agricultural Economics*, August 2002.
- [6] Feder, G., "The Relation between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints." *Journal of Development Economics*, 1985, 18, 297—313.
- [7] Feder, G. and T. Onchan, "Land Ownership Security and Farm Investment in Thailand." *American Journal of Agricultural Economics*, 1987, 69, 311—320.
- [8] Friedman, E., P. Pickowicz, and M. Selden, *Revolution, Resistance and Reform in Village China*. New Haven: Yale University Press, forthcoming.
- [9] Gaynor, M. and L. Putterman, "Productivity Consequences of Alternative Land Division Methods in China's Decollectivization: An Econometric Analysis." *Journal of Development Economics*, 1993, 42, 357—386.
- [10] Gourieroux, C. and A. Monfort, "Simulation-Based Inference: A Survey with Special Reference to Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 1993, 59, 5—33.
- [11] Greene, W., *Econometric Analysis*. Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 1997.
- [12] Hayami, Y. and M. Kikuchi, *Asian Village Economy at the Crossroads: An Economic Approach to Institutional Change*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1981.
- [13] Hayami, Y., *Development Economics: From the Poverty to the Wealth of Nations*, Oxford: Oxford University Press and Clarendon Press, 1997.
- [14] Kung, J., "Property Rights, Specialization, and the Development of Land Rental Markets in Rural China." Paper presented in the workshop on "Opportunities and Constraints in China's Rural Transition: A Critical Appraisal of Two Decades of Reform and Development", Hong Kong University of Science and Technology, June 9—10, 2001.
- [15] Li, G., S. Rozelle, and L. Brandt, "Tenure, Land Rights, and Farmer Investment Incentives in China." *Agricultural Economics*, 1998, 19, 63—71.
- [16] Lin, J., "Rural Reform and Agricultural Growth in China." *American Economic Review*, 1992, 82, 34—51.

- [17] Lin , J. , “ Endowments , Technology , and Factor Markets : A Natural Experiment from China 's Institutional Reform. ” *American Journal of Agricultural Economics* , 1995 , 77 , 231—242.
- [18] Liu , S. , M. Carter , and Y. Yao , “ Dimensions and Diversity of Property Rights in Rural China : Dilemmas on the Road to Further Reform. ” *World Development* , 1998 , 26 , 1789—1806.
- [19] 刘一皋、王晓毅、姚洋,《村庄内外》,石家庄:河北人民出版社,2002年。
- [20] McMillan , J. , J. Whalley , and L. Zhu , “ The Impact of China 's Economic Reform on Agricultural Productivity Growth. ” *Journal of Political Economy* , 1989 , 97 , 781—809.
- [21] Mullahy , J. , “ Specification and Testing of Some Modified Count Data Models. ” *Journal of Econometrics* , 1986 , 33 , 341—366.
- [22] Murdoch , J. , T. Sandler , and L. Hansen , “ An Econometric Technique for Comparing Median Voter and Oligarchy Choice Models of Collective Action : The Case of the NATO Alliance. ” *The Review of Economics and Statistics* , 1991 , 73 , 624—631.
- [23] North , D. and R. Thomas , *The Rise of the Western World* . Cambridge : Cambridge University Press , 1973.
- [24] North , D. and B. Weingast , “ Constitutions and Commitment : The Evolution of Institutions Governing Public Choice in Seventeenth-Century England. ” *Journal of Economic History* , 1989 , 49 , 803—832.
- [25] North , D. , *Institutions , Institutional Change and Economic Performance* , Cambridge : Cambridge University Press , 1990.
- [26] Oi , J. and S. Rozelle , “ Elections and Power : The Locus of Decision-Making in Chinese Villages. ” *China Quarterly* , 2000 , (162) , 513—539.
- [27] Oi , J. , “ The Role of the Local State in China 's Transitional Economy. ” *China Quarterly* , 1995 , (144) , 1132—1149.
- [28] Putterman , L. , “ On the Past and Future of China 's Township and Village-Owned Enterprises. ” *World Development* , 1997 , 25 , 1639—1655.
- [29] Ruttan , V. and Y. Hayami , “ Toward a Theory of Induced Institutional Innovation. ” *Journal of Development Studies* , 1984 , 20 , 203—23.
- [30] Yao , Y. , “ Rural Industry and Labor Market Integration in Eastern China. ” *Journal of Development Economics* , 1999 , 59 , 463—496.
- [31] Yao , Y. , “ The Development of the Land Lease Market in Rural China. ” *Land Economics* , 2000 , 76 , 252—266.
- [32] Yao , Y. , “ Political Process and the Efficiency Hypothesis. ” CCER Working Paper No. E2002001 , Peking University , 2002.

The Rational versus the Political Model in Collective Decision : The Case of Land Tenure Choice in Chinese Villages

YANG YAO

(Peking University)

Abstract A strategy is developed to empirically test the rational model against the political model

of collective decision in the context of land tenure choice in rural China. A novelty of the test is to link collective decision with relative factor scarcities. Competing hypotheses are developed for the two models and tested with panel data collected on 83 Chinese villages. The results show that neither model is strongly rejected although the political model fares slightly better in more sophisticated econometric testing. This suggests that the real decision in Chinese villages may be a mixture of the rational and the political models.

JEL Classification D78 , O12 , P32