

工业化、土地市场和农业投资

Michael Carter 姚 洋*

摘要 本文扩展了农地产权方面的经验研究文献,将转让权纳入分析之中。本文的理论模型证明,在不完全劳动力市场下,随着工业化的深入,残缺的转让权将导致农户对土地投资的后悔效应。本文利用面板数据的计量分析在很大程度上证明了后悔效应的存在。

关键词 土地转让权,农业投资,农业绩效

以往对地权的研究集中在地权稳定性和土地投资之间的关系上,本文将土地转让权纳入分析的视野。我们首先利用一个两期理论模型证明,在工业化过程中,如果劳动力市场不完全,受到限制的土地转让权被我们称为“后悔效应”的原因抑制农业投资;而且,随着工业化步伐的加速,这种抑制作用将越来越严重。“后悔效应”与工业化和不完整的土地转让权之间的相互作用密切相关。随着工业化的加速,农户预期他们将把一部分劳动力转移到工业中去。如果土地转让权是完整的,则农户不会因此减少他们的土地投资,因为一旦他们真的要转移到工业中去,他们就可以通过土地市场回收土地投资的回报。但是,倘若土地市场是不完备的,则农户会预期土地投资的价值无法完全通过土地交易实现,他们事先就会减少土地投资。我们这里的工作和白斯理(Besley, 1995)的工作相近,但是有一点差别。白斯理认为不完备的土地市场降低家庭找到交易对象的概率,然而,这在一个村庄环境里是不太可能的:如果一个家庭想出租土地,它总是可以找到想租入土地的人的,尽管这种人可能很少。与此不同,我们认为不完备的土地市场对土地交易附加了额外的成本,因此一个农户无法在土地市场上完全实现土地投资的收益。这个假设比白斯理的更合理一些。

本文利用一组面板数据所进行的模拟最大似然估计(Simulated Maximum Likelihood Estimation)证实了后悔效应的存在。我们的分析还发现,传统的地权稳定性效应在重要性程度上低于转让权的作用,这个发现对中国农地制

* Michael Carter, 威斯康星大学麦迪逊分校农业与应用经济学系;姚洋,北京大学中国经济研究中心。通信作者及地址:姚洋,北京市北京大学中国经济研究中心,100871,电话(010)62753103, E-mail: yyao@ccer.pku.edu.cn。作者感谢世界银行和福特基金会对本研究的支持。Gershon Feder 对本研究的一个早期版本做了广泛的评论。我们还要感谢 Klaus Deininger、Hanan Jacoby、Pedro Olinto、世界银行讨论会以及1998年美国农业经济学协会年会的参加者的评论。本文中任何错误和观点都由作者负责,与作者的工作单位和提供资助的机构无关。

度的进一步改革具有参考价值。

本文的余下部分是这样安排的。下面的第一部分建立了理论模型,证明非农就业的增长和受到限制的转让权将导致投资的后悔效应的出现。第二部分讨论计量模型和模拟最大似然估计方法。模拟最大似然估计可以解决面板数据的农户固定影响问题。第三部分使用浙江和江西 40 个村庄 397 户水稻生产家庭的有效数据对计量模型进行了模拟最大似然估计。第四部分总结全文,讨论本文结论对土地制度进行进一步改革的启发意义。

一、理论模型

如果劳动力市场是完美的,也就是说不存在代理成本和其他与雇佣劳动有关的成本,那么对土地转让的限制的重要性就会很小:只要存在完美的劳动力市场,则不愿耕种土地的家庭只需雇佣他人来耕种,而有多余劳动力的家庭就会向他人提供劳动力。在现实中,劳动力市场会因为各种原因(如存在代理成本等)而变得不完美。本部分发展了一个两期模型,证明当劳动力市场不完备时,土地转让权潜在地影响土地投资积极性。在模型的第一期中,家庭进行投资决策并在农业和非农业之间配置可变生产要素;在第二期开始之前,存在两个村庄层次上的冲击,一个是土地再分配冲击,另一个是非农工作机会增长冲击;在第二期,家庭决定新一轮的要素配置决策。

(一) 技术、制度和冲击

每个家庭的总的劳动时间禀赋为 \bar{L} , 承包地数量为 T^c 。在两期的每一期中,家庭将它的劳动力禀赋在农业生产 (L^f)、家庭副业活动 (L^s) 以及乡镇企业工作 (L^w) 之间进行分配。这些活动以如下方式产生收入:

$$F(K, T^f, L^f), \quad (1a)$$

$$g(L^s) \text{ 和} \quad (1b)$$

$$\omega L^w, \quad (1c)$$

其中 K 为土地投资, T^f 为实际耕种的土地, $F(\cdot)$ 是规模报酬不变的生产函数,且交叉偏导为正(例如 $F_{LK} > 0$),而副业活动生产函数 $g(\cdot)$ 的劳动力回报递减 ($g' > 0, g'' \leq 0$)。(1a) 式和 (1b) 式两个生产函数中的劳动力投入以有效劳动单位度量。因为家庭是这两个生产过程的剩余索取者,所以对于家庭劳动力,劳动时间和劳动强度是相同的。为简单起见,我们将假设家庭在这两个过程中都不雇佣劳动。我们假设乡镇企业就业存在工作配给,一

个家庭在乡镇企业的劳动时间受到限制¹，即 $L_t^w \leq \bar{L}_t^w$ ， $t=1, 2$ 。家庭在做出任何决定以前就确定地知道第一期的工作配额，但是在第一期时对第二期的工作配额不确定，但是知道它由下式给出：

$$\bar{L}_2^w = \bar{L}_1^w + \theta, \quad (2)$$

其中 θ 是在第二期开始时实现的工作机会增长的冲击，由于工业化的推进，这个参数是非负的，分布区间为 $[0, \bar{\theta}]$ ，概率密度函数为 $\phi(\theta|\xi)$ 。条件参数 ξ 表示一个村庄工资性就业的前景，它的变动将引起密度函数的变动，更高的值意味着村庄在一阶随机优势的意义上存在更好的工资性工作前景，即 $\partial\phi(\theta|\xi)/\partial\xi < 0$ ， $\forall \theta$ ，其中 Φ 是 ϕ 所对应的累积密度函数。

在第一期，家庭没有存量土地投资，所有的投资都是以 r_K 的价格购买得到。投资均匀地分布在土地上。为了避开租借土地的投资激励问题，我们假设土地所有者向承租人提供一个折扣 $k_1 v_k$ ，其中 k_1 是承租人在单位面积土地上的投资， v_k 是折扣价格。接下来的承租人为有投资的土地支付一个溢价。

家庭对其土地禀赋有完全的当期使用权和剩余索取权。但是为了和中国的制度现实相匹配，家庭对土地的产权在两个维度上受到制约。第一，家庭向其他家庭转让土地的能力可能受到限制。我们将家庭对其土地的转让权表示为 M ，更高的 M 值意味着更少的限制（更加自由的转让权）。为了刻画限制转让的经济影响，我们假设，对转让权的限制相当于对每一个单位的交易土地施加一个额外的成本：租出的土地为 $c^O(M)$ （ $c^O < 0$ ），租入的土地为 $c^I(M)$ （ $c^I < 0$ ）。对于给定的租金率 r^t ，出租 R^O 单位土地的净回报为 $R^O(r^t - c^O(M))$ ，而租入土地的总成本为 $R^I(r^t + c^I(M))$ 。我们假设个人预期第一期的转让权水平将延续到未来。第二，除了受限的土地转让权，家庭还面临地权的不稳定性。我们假设当土地损失冲击发生时，村庄中所有的土地都被重新分配，家庭保有任何从前分配的的土地的概率为零，于是家庭将损失所有的固定投资。将重新分配冲击的概率表示为 $q(S)$ ，其中 S 是产权稳定性（或者对重新分配的豁免权）的水平且 $q'(S) < 0$ 。重新分配冲击在第一期未发生，它独立于非农就业增长冲击。

（二）第一期问题和投资积极性

给定刚才描述的技术、制度和冲击的结构，家庭第一期的投资和生产问题为：

¹ 参见 Yao (1999)。

$$\begin{aligned}
 \text{Max}_{L_1^f, L_1^s, R_1^f, R_1^O, K_1} \quad & \pi \equiv F(K_1, T_1^f, L_1^f) + \omega \bar{L}_1^w + g(L_1^s) - r_k K_1 - R^l(r_1^l + c^l(M_1)) \\
 & + R^O(r_1^l - c^O(M_1)) + \beta E[\pi_2^*(K_1)] \\
 \text{s. t.} \quad & L_1^f + L_1^s \leq \bar{L} - \bar{L}_1^w, \\
 & R_1^O \leq T^c, \\
 & T_1^f = T^c + R_1^l - R_1^O, \\
 & L_1^f, L_1^s, R_1^l, R_1^O \geq 0.
 \end{aligned} \tag{3}$$

其中 β 为折现因子, π_2^* 为下面详细描述的第二期问题的最大值函数, 预期由就业机会增长冲击和土地再分配冲击的联合分布所决定。假设劳动力变量存在内点解, 那么这个模型将得到下列一阶条件:

$$\begin{aligned}
 f_l - \tilde{\omega} &= 0, \\
 f_k - r_1^k + \beta r_2^k &= 0, \\
 -f + (r_1^l - c^O(M_1)) &\leq 0; \quad R_1^O \frac{\partial \pi_1}{\partial R_1^O} = 0, \\
 f - (r_1^l + c^l(M_1)) &\leq 0; \quad R_1^l \frac{\partial \pi_1}{\partial R_1^l} = 0,
 \end{aligned} \tag{4}$$

其中不变规模报酬假设被用来将 $F(K_1, T_1^f, L_1^f)$ 重写为 $T_1^f f(k_1, l_1)$, l 和 k 为单位面积上的农业劳动力和投资密集度。 $\tilde{\omega} \equiv g'(\bar{L} - (\bar{L}_1^w + L_1^f))$ 为劳动力的内生影子价格, 而

$$\begin{aligned}
 \tilde{r}_2^k &\equiv \beta (\partial E \pi_2^* / \partial K_1) = \{\beta q (\partial E(\pi_{211}^*) / \partial K_1)\} + \{\beta (1 - q) \partial E(\pi_{210}^*) / \partial K_1\} \\
 &= \beta (1 - q) \partial E \pi_{210}^* / \partial K_1
 \end{aligned} \tag{5}$$

为第一期投资在第二期的预期影子价格。式中, π_{211}^* 和 π_{210}^* 分别表示再分配冲击实现或不实现时第二期的条件最大值函数。当再分配冲击发生时, 我们假设个人失去全部他们在第一期进行了投资的土地, 于是第一期的投资对第二期收入没有影响, 于是(5)式中第一个大括号内的部分为零。

我们接下来对投资的分析将经常用到对 \tilde{r}_2^k 的分析。(4)式明显地告诉我们, 第一期的投资是 \tilde{r}_2^k 的增函数:

$$\partial k_1 / \partial \tilde{r}_2^k > 0. \tag{6}$$

类似地, 我们可以容易地从(5)式中看出 \tilde{r}_2^k 是 q (土地损失的概率) 的严格减函数, 因此, 投资水平伴随着土地损失概率的增加而降低。

第一期的最大化问题将农户家庭分为三种截然不同的类型，即土地租入者 ($R_1^I > 0; R_1^O = 0$)，土地租出者 ($R_1^I = 0; R_1^O > 0$) 以及自给自足者 ($R_1^I, R_1^O = 0$ 并且 $T_1^f = T^c$)。自给自足家庭的特征是：

$$(r_1^f - c^O(M_1)) < f(k_1^{A*}, l_1^{A*}) < (r_1^f + c^I(M_1)), \quad (7)$$

其中 $f(k_1^{A*}, l_1^{A*})$ 表示一个自给自足家庭的土地的边际产出， l_1^{A*} 和 k_1^{A*} 表示相应的最优要素密集度。请注意，之所以存在自给自足家庭，是因为租入和租出价格之间存在差异。考虑到中国土地分配中的平等主义，大部分家庭在土地市场上都属于这种自给自足类型就不足为奇了。在下面的理论分析中，我们将把主要的注意力集中在最初处于自给自足地位的家庭，然后再简要地考虑在第一期中租入或租出土地的家庭。

(三) 投资后悔效应

第一期投资在第二期的影子价格取决于家庭在第二期的选择。我们假设在第二期家庭不再进行进一步的投资，而只是将劳动力和土地在各种竞争性的使用途径中进行配置。在家庭进行第二期决策以前，就业机会增长冲击 θ 就实现了。对于在第一期处于自给自足状态的家庭而言，这个冲击将增加他们在第二期中租出土地的概率，因为他们的部分劳动力可以找到工业就业机会。² 如上面所提到的，第二期中出租的土地有一个基于投资在这片土地上投资的溢价，于是改良之后的土地在第二期的真实出租价格为 $r_2^f + k_1^* v_k$ ，其中 k_1^* 为最优的第一期单位面积投资数量。为简单起见，我们假设 v_k 等于由第一期的自我耕种转变为在第二期租入土地的那个边际家庭的投资的边际产出，也即 $v_k = f_k(l_2^{O*}, k_1^{A*})$ ³

在没有土地再分配冲击发生的情况下，第一期自给自足家庭在第二期的选择问题为：

$$\begin{aligned} \pi_{2|0}^*(K_1) &\equiv \text{Max}_{L_2^f, L_2^s, K_2^O} F(L_2^f, K_2, T_2^f) + g(L_2^s) + w\bar{L}_2^E \\ &\quad + R_2^O(r_2^f - c^O(M_2) + v_k k_1^{A*}) \\ \text{s. t.} \quad K_2 &= K_1 - R_2^O k_1^{A*}, \\ T_2^f &= T^c - R_2^O, \end{aligned}$$

² 请注意，在一般均衡中，就业机会冲击的累积局部效应将是增加土地的供给、降低地租并诱导部分自给自足家庭租入土地。在这里的理论分析中，我们忽略这些复杂化因素。

³ 更现实的做法可能是假设投资价格是出租者和承租者之间谈判过程的结果，因此 v_k 将处于他们两个人自我耕种时投资的边际产出之间。

$$\begin{aligned} L_2^f + L_2^s &\leq \bar{L} - \bar{L}_2^E, \\ \bar{L}_2^E &= \bar{L}_1^E + \theta, \\ L_2^f, L_2^s, R_2^O &\geq 0. \end{aligned} \quad (8)$$

其中 k_1^{A*} 为自给自足家庭在第一期选择的投资水平。对于在第二期仍处于自给自足状态的家庭,下列条件必然成立:

$$(r_2^t - c^O(M_2) + v_k k_1) < f(l_2^A(\theta) k_1^{A*}). \quad (9)$$

因为 θ 的增加将产生和家庭劳动力禀赋减少相同的作用,因此(9)式右边土地的边际产出随 θ 单调递减。此式界定了 θ 的一个临界值 $\bar{\theta}$, 在这一点上,家庭在自给自足和出租土地之间无差异:

$$f(l_2^A(\bar{\theta}) k_1^{A*}) = r_2^t - c^O(M_2) + v_k k_1^{A*}. \quad (10)$$

大于 $\bar{\theta}$ 的冲击将使自耕土地的回报严格小于出租土地的回报。使用隐函数定理我们可以轻易地从(10)式中推导出:

$$\frac{\partial \bar{\theta}}{\partial T^c} < 0, \quad \frac{\partial \bar{\theta}}{\partial M_2} < 0. \quad (11)$$

这两个结果很直观。拥有较多土地禀赋的家庭本来就处于向土地出租者变化的地方,因此较小的就业增长冲击就可以把他们从自给自足状态送入土地出租者的行列⁴,较自由的转让权降低交易成本,因此也使得家庭更愿意出租土地。

就业机会冲击只通过投资在第二期的预期影子价格来影响第一期的投资。使用临界冲击 $\bar{\theta}$ 和假设 $v_k = f_k(l_2^{O*} k_1^{A*})$, (5) 式中表示的预期影子价格可以表示为:

$$\bar{r}_2^k = \beta(1-q) \left[\int_0^{\bar{\theta}} f_k(l_2^A(\theta) k_1^{A*}) \mathcal{H}(\theta; \xi) d\theta + \int_{\bar{\theta}}^{\bar{\theta}} f_k(l_2^{O*} k_1^{A*}) \mathcal{H}(\theta; \xi) d\theta \right], \quad (12)$$

其中第一个积分项表示在让家庭仍处于自给自足状态的冲击下的预期影子价格,第二项表示当就业冲击使得家庭选择出租土地时的预期价格。因为 l_2^{O*} 既不依赖于土地禀赋又不依赖于就业冲击⁵, 所以(12)式中第二个积分项简化为:

⁴ 注意劳动力禀赋和土地禀赋起的作用恰恰相反,很直接地,我们就可以得到 $\partial \bar{\theta} / \partial \bar{L} > 0$ 。

⁵ 从直觉上来讲,一旦一个家庭进入土地市场,他将面临一个给定的土地价格,于是他将在国际上调整土地耕种面积从而市场上存在惟一的要素密集度(更严格的证明参见 Carter 和 Yao 1999b)。

$$[1 - \Phi(\tilde{\theta}, \xi)] f_k(l_2^{O*}, k_1^{A*}). \quad (13)$$

根据(11)式中对 $\tilde{\theta}$ 的定义,必然有 $l_2^A(\tilde{\theta}) = l_2^{O*}$ 以及

$$f_k(l_2^A(\tilde{\theta}), k_1^{A*}) = f_k(l_2^{O*}, k_1^{A*}). \quad (14)$$

使用(13)式和(14)式两个式子,并将(12)式中第一个积分进行分部积分,我们得到下面的第一期投资的期望影子价格:

$$\tilde{r}_2^k = \beta(1 - q) \left[f_k(l_2^{O*}, k_1^{A*}) - \int_0^{\tilde{\theta}} \Phi(\theta; \xi) \lambda f_k(l_2^A(\tilde{\theta}), k_1^{A*}) \right]. \quad (15)$$

投资的期望影子价格越大,则第一期的投资越高。因此我们可以使用(15)式来研究影响第一期投资决策的关键因素。首先,因为 $\partial f_k^A / \partial T^c = f_{kl}^A \partial l_2^A / \partial T^c < 0$,由(12)式,我们有:

$$\frac{\partial \tilde{r}_2^k}{\partial T^c} = \beta(1 - q) \int_0^{\tilde{\theta}} \frac{\partial f_k(l_2^A, k_1^{A*})}{\partial T^c} \Phi(\theta; \xi) \lambda d\theta < 0. \quad (16)$$

此式表明投资的影子价格随自给自足家庭的土地禀赋而减少。用农户模型文献的语言来表达,此式表明了农户决策的不可分性。此结果反映了这样一个事实(即使不存在概率意义上的就业机会增长,这个结果仍然成立,参见Carter and Yao, 2002):拥有较多土地禀赋的家庭的投资密度相对较低,因为他们的(影子)劳动力成本较高。⁶

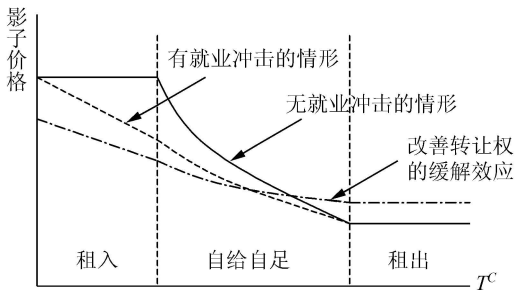


图1 家庭土地禀赋和投资的影子价格

图1示意了这个结果。两条垂直虚线界定了三种市场参与模式的禀赋范围,中间是自给自足家庭,左边是租入家庭,右边是租出家庭。图中实曲线表示无非农就业冲击的情形,两条虚曲线表示有非农就业冲击的情形,两者的具体涵义稍后讨论。式(16)表明,投资的影子价格随土地禀赋的增加而

⁶ 按照同样的逻辑,劳动力禀赋的增加将产生和土地禀赋增加相反的效应,即 $\partial \tilde{r}_2^k / \partial \bar{L} > 0$ 。

减少。注意,对于自给自足家庭而言,即使不存在就业冲击,这个不可分性结果也是成立的。我们这里的新结果是下式:

$$\frac{\partial r_2^k}{\partial \xi} = -\beta(1-q) \int_0^{\bar{\theta}} \frac{\partial \Phi(\theta; \xi)}{\partial \xi} df_k(l_2^A(\theta), k_1^{A*}) < 0. \quad (17)$$

在推导此式的过程中,我们用到了 $df_k(l_2^A(\theta), k_1^{A*}) < 0$ 这个结果。此式表明了投资后悔效应,在图1里,这表现为影子价格曲线由实线的位置整体下移到细碎虚线的位置。随着非农就业前景看好(即 ξ 增加),家庭在下一期会发生劳动力短缺,因此不能充分地利用第一期的投资;如果非农就业冲击足够大,家庭就会“后悔”第一期所做的投资。

后悔效应和土地市场的不完善密切相关。如果土地市场是完备的,则土地价格就是外生给定的,不会受就业冲击的影响。直观地讲,如果土地市场是完备的,则不会存在第一期投资不能在第二期充分利用的问题,因为家庭总是可以通过土地市场换得依据当时情况为合理的回报。可以想象,当转让权变得更自由之后(更大的 M),不可分性和后悔效应都会下降。对(16)式和(17)式求微分得:

$$\frac{\partial r_2^k}{\partial T^c \partial M_1} = \frac{\partial \bar{\theta}}{\partial M_2} \frac{\partial f_k(l_2^A(\theta), k_1^{A*})}{\partial T^c} \Phi(\bar{\theta}; \xi) > 0. \quad (18)$$

$$\frac{\partial^2 r_2^k}{\partial \xi \partial M_1} = -\frac{\partial \bar{\theta}}{\partial M_2} \frac{\partial \Phi(\bar{\theta}; \xi)}{\partial \xi} df_k(l_2^A(\theta), k_1^{A*}) > 0. \quad (19)$$

从直觉上说,这种缓解效应成立的原因,在于更自由的转让权会使家庭受到就业冲击和土地禀赋作用的范围缩小,从而减缓投资在第二期的使用价值萎缩的程度。注意这种缓解效应的一个含义是,它意味着尽管自给自足家庭不参与土地市场,但是投资的影子价格仍然对转让权很敏感。在图1中,缓解效应表现在影子价格由细碎虚线变为断续虚线。如图所示,得到改善的转让权使影子价格和农户土地规模之间的关系变得更加水平,即更接近无可分性问题的情形。⁷

我们可以使用相似的方法,对租入家庭的投资后悔效应进行分析。当不存在工业就业冲击时,租入家庭投资的影子价格就是第二期的土地租金加上交易成本,不会随其土地禀赋而变化(图1)。但是,当存在工业就业冲击时,租入家庭的行为就和自给自足家庭类似了,因为此时一个第一期的租入家庭

⁷ 值得注意的是,较自由的转让权对自给自足家庭的投资的影子价格的直接影响是不确定的。在图1中,土地禀赋较低的家庭的影子价格下降了,土地禀赋较高的家庭的影子价格上升了。自由的转让权的作用是使每个家庭的影子价格都相等,从而使总的社会福利上升。

有可能在第二期变成自给自足家庭，他在第一期的投资决策因此被自给自足家庭的行为所“污染”了；而且，这种“污染”随就业冲击的增大而加强。在图1中，这表现为租入家庭的投资的影子价格也随土地禀赋的增加而降低。同时，和自给自足家庭一样，较自由的土地转让权减缓影子价格对土地禀赋的依赖。⁸

租出家庭的情况要简单得多。无论是否存在工业就业冲击，它的投资的影子价格总是等于土地租金减去交易成本，因此与其土地禀赋无关。这是因为，就业冲击对一个租出家庭的作用是使他更愿意出租土地，因此不会让他受到自给自足家庭的“污染”。

以上讨论的是家庭投资的期望影子价格是如何受后悔效应的影响的。由于第一期土地投资随期望影子价格增加，我们的分析对家庭的土地投资一样适用。因此，根据本部分的讨论，我们有如下两个可供检验的命题：

命题1（投资后悔效应） 当土地市场不完备且存在非农就业增长冲击的时候，租入土地和自给自足家庭的土地投资随土地禀赋和预期非农就业冲击的增加而下降，租出土地家庭则不受影响。

命题2（自由转让权的缓解效应） 投资后悔效应随土地交易自由度的增加而减缓，即租入土地和自给自足家庭的土地投资随土地禀赋和预期非农就业冲击的增加而下降的速度减缓。

二、计量模型

这一节将设计用来检验前面一节所得到的三个命题的计量模型和估计方法。面板数据方法是我们估计思路的核心，我们将用它来控制对投资具有影响的潜在的个人和村庄因素。因为这个方法对村庄和个人的固定影响进行了控制，我们只能依赖家庭行为在时间维度上的变动来确定产权对投资的影响。尽管统计上偏于保守，但是这种方法从本质上避免了将产权的影响与潜在的村庄和个人特征的效应相混淆的情况。

（一）内生分类模型

基于家庭对土地租赁市场的参与，第一节理论模型得到了关于不同类型家庭的投资及要素配置的若干命题。因此，我们的第一步是描述家庭的土地市场参与。和理论讨论相匹配，离散的租赁模式由下面的内生分类模型（类似于续惯 probit 模型）决定：

⁸ 具体分析参见 Carter and Yao (1999) 附录 1。

$$R_{it} = \begin{cases} \text{租入}(R_{it}^I > 0, R_{it}^O = 0), & \text{如果 } f_{it} > r_{jt} + c^I(M_{jt}), \\ \text{自给自足}(R_{it}^I, R_{it}^O = 0), & \text{如果 } r_{jt} - c^O(M_{jt}) \leq f_{it} \leq r_{jt} + c^I(M_{jt}), \\ \text{租出}(R_{it}^I = 0, R_{it}^O > 0), & \text{如果 } f_{it} < r_{jt} - c^O(M_{jt}), \end{cases} \quad (20)$$

其中 $c^I(M_{jt}) = c_0^I + c_1^I M_{jt}$ 和 $c^O(M_{jt}) = c_0^O + c_1^O M_{jt}$ 分别为租入和租出的交易成本, 他们是村庄 j 在 t 年的土地转让权的函数。另外, f_{it} 是第 i 个家庭在 t 年潜在的自给自足时的土地边际产出:

$$f_{it} = Z_{it}\gamma + [v_i^R + \epsilon_{it}^R], \quad (21)$$

这里边际产出 f_{it} 被分解成三部分: 可观察变量 Z_{it} , 一个不随时间变化的潜在变量 v_i^R (刻画了家庭的农业技术、土地质量等), 和一个随机扰动因子 $\epsilon_{it}^R \sim N(0, \sigma_R^2)$ 。

接下来定义投资模式。因为我们样本中的一部分家庭没有做任何投资, 因此对土地投资进行 Tobit 设定是必须的。我们首先将意愿或者名义单位面积投资 k_{it}^* 设定为:

$$k_{it}^* = \begin{cases} X_{it}\beta^I + v_i^K + \epsilon_{it}^K, & \text{如果 } R_{it}^I > 0, \\ X_{it}\beta^A + v_i^K + \epsilon_{it}^K, & \text{如果 } R_{it}^O, R_{it}^I = 0, \\ X_{it}\beta^O + v_i^K + \epsilon_{it}^K, & \text{如果 } R_{it}^O > 0, \end{cases} \quad (22)$$

其中 X_{it} 为一组家庭和村庄变量, v_i^K 为不随时间变化的家庭固定效应, $\epsilon_{it}^k \sim N(0, \sigma_k^2)$ 为随机扰动因子。和理论讨论中一样, 上标 I 、 A 和 O 分别表示租入、自给自足和租出类型。真实或者被观察到的投资 k_{it} 由下面这个规则决定:

$$k_{it} = \begin{cases} k_{it}^*, & \text{如果 } k_{it}^* > 0, \\ 0, & \text{其他。} \end{cases} \quad (23)$$

式(20)一式(23)所组成的方程组是我们所要估计的。这里的困难主要来自于对家庭固定影响 v_i^R 和 v_i^k 的估计, 直接对这个方程组进行最大似然估计无法得到对这些固定影响的一致性估计(Hsiao, 1986)。为此, 我们按照 Mundlak (1978) 的方法将 v_i^R 做如下变换:

$$v_i^R = \bar{Z}_i \delta_R + \theta_R u_i^R, \quad (24)$$

其中 \bar{Z}_i 是第 i 个家庭的 Z_{it} 在时间上的平均值, 同时我们假设 $u_i^R \sim N(0, 1)$ 。换句话说, \bar{Z}_i 是一个工具变量。使用上式和(21)式, (20)式中的分类排序

关系可以表达为：

$$R_{it} = \begin{cases} \text{租入,} & \text{如果 } \epsilon_{it}^R > b_{it}, \\ \text{自给自足,} & \text{如果 } a_{it} \leq \epsilon_{it}^R \leq b_{it}, \\ \text{租出,} & \text{如果 } \epsilon_{it}^R < a_{it}, \end{cases} \quad (25)$$

其中，

$$\begin{aligned} a_{it} &= r_{jt} - c^O(M_{jt}) - (Z_{it}\gamma + \bar{Z}_i\delta_R + \theta_R u_i^R), \\ b_{it} &= r_{jt} + c^I(M_{jt}) - (Z_{it}\gamma + \bar{Z}_i\delta_R + \theta_R u_i^R). \end{aligned}$$

类似地，我们将 v_i^k 表示为：

$$v_i^K = \bar{X}_i\delta_K + (\theta_K u_i^K + \theta_{RK} u_i^R), \quad (26)$$

其中，我们假设 $u_i^K \sim N(0, 1)$ 。一般而言， v_i^K 和 v_i^R 是相关的。我们假设 $(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K) \sim N(0, \Sigma_{RK})$ ，其中

$$\Sigma_{RK} = \begin{bmatrix} \sigma_R^2 & \rho_{RK}\sigma_R\sigma_K \\ \rho_{RK}\sigma_R\sigma_K & \sigma_K^2 \end{bmatrix}.$$

使用这里以及前面所做的假设，我们可以写出完整的关于方程组 (20) 式—(23) 式的内生分类回归的似然函数。如附录 I 所示，三种不同的土地租赁模式和两种投资模式共同产生了六个不同的似然函数（如零投资的自给自足家庭、正投资的土地出租家庭等等）。由于涉及多重积分，我们这里采用模拟方法来进行回归。

(二) 模拟最大似然估计法

我们参照高勒劳克斯和蒙福特 (Gourieroux and Monfort, 1993) 的工作，采用模拟最大似然法来估计我们的系统。我们无法观察到家庭 i 隐含的不随时间变化的因子 $u_i = (u_i^R, u_i^K)$ ，因此使用蒙特卡洛方法模拟对它们模拟 H 次。对于 u_i 的每一个模拟值（记作 u_{ih} ），我们都可以写出这个模拟的条件似然函数。附录 I 中给出了六种模式的条件似然函数。用 $L_{ith}^J(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K | u_{ih})$ 表示处于模式 J ($J=1, \dots, 6$) 的 k_{it} 观察值基于模拟 u_{ih} 的条件似然函数值，我们可以将家庭 i 的条件似然函数表示为：

$$L_{ih}(\Omega | u_{ih}) = \prod_{J=1}^6 \left(\prod_{t|k_{it} \in J} L_{ith}^J(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K | u_{ih}) \right), \quad (27)$$

其中 Ω 为包括系统中所有参数的向量。那么家庭 i 的模拟平均对数似然函数

为：

$$\bar{L}_i(\Omega) \equiv \ln \left[\frac{1}{H} \sum_{h=1}^H L_{ih}(\Omega | u_{ih}) \right]. \quad (28)$$

高勒劳克斯和蒙福特证明，即使 H 不是很大，上述模型也是对真实的似然函数的一个优良近似，并可以得到对参数的一致性估计。我们这里取 H 等于 25。

三、计量结果

本文的目的是分析快速工业化条件下土地转让权对土地投资的影响。在本部分里，我们首先简要介绍一下数据和变量的定义，然后给出计量结果。

(一) 变量定义和描述统计

为了估计前面一部分中发展出来的模型，我们使用浙江和江西 40 个村庄总计 397 个农户在 1988 和 1993 两年的数据。表 1 给出了计量分析中使用的关键变量的描述统计结果。在 1988 到 1993 年期间，尽管标准差显示投资密集度（用投入在打井、修建灌溉和排水渠、使用有机肥、平整土地和提高土壤质量上的劳动时间来度量）波动性在增强，但是它上升的幅度很小。

所有权对投资的影响当然是我们研究的焦点。为了构造转让权和产权稳定性指标，我们使用因子分析中的主变量法由多指标变量构造出对稳定性和转让权的一维度量指标，它们被标准化为一个标准正态变量，较大的变量值表示更高的稳定性和更自由的转让权。

构造转让权因子的基础是三个指标：土地使用权的可转让程度、土地出租的自由度以及土地是否可以继承（详见 Liu *et al.* 1998）。自 1988 年以来，土地转让权受到的限制正在减少，我们可以看到因子得分从 -0.4 上升到 0.4。地权稳定性因子的基础也是三个指标：家庭人口减少是否导致家庭拥有土地减少，家庭人口增加是否导致拥有土地的增加以及实行家庭联产承包责任制以来土地调整的频率（每年平均调整的次数）。该因子的得分在 1988 年到 1993 年这个时间区间中实际上减小了，部分反映了 1988 到 1993 年间发生了更多的土地分配。另外，在 1993 年，更多的村庄报告将根据人口变动进行土地的重新分配。

在我们理论部分对后悔效应的证明中，有三个变量非常关键：就业冲击 ξ 、土地禀赋 T 和劳动力禀赋 \bar{L} 。假设家庭对未来非农就业机会增长的预期是适应性的，我们使用当前的非农就业比率（从事非农工作的人数和全村总劳动力数量之比）来衡量第一个变量。这个指标包括在当地非农部门工作的人

和在其他地方工作的移民。在这段时间中这个变量的样本均值从 34% 上升到了 38%。⁹ 因为土地和劳动力禀赋扮演着相反的角色，所以我们在回归中使用家庭土地/劳动力比率 $\tau^c = T^c/\bar{L}$ 。请注意 τ^c 效应的符号和 T^c 相同。如表 1 所示，在我们所研究的时间段内，家庭土地/劳动力比率下降幅度很可观。

表 1 样本描述

	1988 年	1993 年
投资	6.3	6.4
（劳动投入时间/亩）	[10.6]	[9.9]
产权	-0.42	0.23
转让权因子	[1.01]	[1.05]
产权稳定性因子	0.25	-0.44
	[0.87]	[1.08]
土地市场参与率	17%	18%
（租出、租入土地的家庭占有所有家庭的比例）	[38%]	[38%]
禀赋		
村庄土地稀缺度（人均土地亩数）	3.0	2.7
	[1.8]	[1.8]
家庭禀赋		
土地/人口数（亩）	2.3	2.2
	[1.7]	[2.1]
土地/劳动力数（亩）	4.1	2.3
	[3.7]	[1.9]
非农就业比率	34%	38%
（村庄非农劳动力的比率）	[31%]	[33%]
控制变量		
村庄非农工资水平	8.6	16.9
（元/天）	[6.9]	[6.1]
家庭平均年龄	32	34
	[5.0]	[6.1]
家庭平均受教育程度	5.4	5.7
（在校年数）	[1.6]	[1.5]
地块数	9.1	9.9
	[9.8]	[11.2]
平地百分比	86%	96%
	[69%]	[60%]

注：方括号中数字为标准差。

⁹ 在对这个变量的定义中，非农工人定义为在非农业中工作了 4 个月以上的人，而劳动力定义为 16 至 60 岁的男性和 16 至 55 岁的女性。

在分析需要的其他变量中,存在疑问最多的是土地租金 r_{jt} 。由于1988年的调查没有租金数据,因此我们用村庄虚拟变量和村庄土地稀缺程度指标(人均农业用地)来控制租金的差异。正如我们在表1中看到的一样,在这一段时间中土地的稀缺程度稍有提高(相对于劳动力)。在其他因素不变的情况下,我们预期土地稀缺变量降低土地租金。

表1中还包含其他变量。用来衡量家庭土地边际产出的变量是土地/劳动力禀赋比率、家庭平均教育年数、家庭成员平均年龄、家庭耕种土地的地块数、耕种土地中平地的比率以及村庄中的工业工资。家庭平均年龄用来刻画家庭在农业方面的经验,虽然它的影响有可能是不能确定的。地块数用来说明土地分割带来的可能的无效率。最后,村庄工业工资刻画了劳动力的机会成本。除了这些变量,我们还加入了年度虚拟变量(1988=0,1993=1)。

(二) 估计结果

正如第二部分所讨论的,我们用面板数据方法控制了潜在的特定家庭影响因素。考虑到这种方法给数据带来的沉重负担,我们假设在不同的土地市场参与模式中,影响土地投资的控制变量(参见表1)的效应在不同的类型中相同。这些系数的估计值在附录II中给出。毫不意外的,在使用面板估计方法时,这些随时间变动微小的变量大部分在统计上并不显著。村庄的工业就业比率和家庭土地的地块数是两个例外。前者在租赁类型决定方程中高度显著且符号为负,后者在投资方程中为负,意味着当家庭地块数变大时投资会减少。但有意思的是,它在分类方程中显著为正,这意味着更多的地块数提高土地边际产出。这一发现的原因需要进一步的探索,在这里我们无意为之。多余参数(预测隐含效应的 δ) 在这里没有报告。它们中有很多都是显著的,这说明观察变量在家庭之间的差异包含显著的解释能力。由于这些差异和隐含、不随时间变化的因素存在着完美的共线性,所以我们不用它们来确定我们所感兴趣的结构性效应。

表2总结了和后悔效应以及较自由的转让权所产生的缓解效应有关的主要发现。命题1中的后悔效应在统计上得到了相当有力的支持。可分性和禀赋依赖检验证实了理论模型的预测。对于土地出租家庭,投资不受土地禀赋的影响。对于另外两种土地市场参与模式的家庭,禀赋比率对投资密度有显著的负影响。特别地,对于土地租入家庭,不可分性的存在说明了投资后悔效应的存在。

尽管和后悔相应相关的结果都相对较强,但是我们没有发现支持命题2中的缓解效应的证据。从表2我们可以看到,虽然理论模型预测土地租入和自给自足家庭存在显著的缓解效应(系数为正),但是两种土地参与模式下转

让权和土地禀赋以及就业机会冲击之间的互动系数都不显著。

表 2 主要计量结果

效应	土地租赁模式		
	租入	独立	租出
不可分性 $\partial k / \partial \tau^c$	-0.06** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.02 (0.04)
纯粹后悔效应 $\partial k / \partial \xi$	-0.6 (0.46)	-0.90** (0.41)	1.89 (1.84)
后悔缓解效应：			
$\partial k / \partial \tau^c \partial M_1$	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.03)
$\partial k / \partial \xi \partial M_1$	-0.27 (0.24)	0.001 (0.08)	-0.07 (0.92)
产权稳定性效应 $\partial k / \partial S$		-0.01 (0.02)	

注：1. 括号中为由海塞矩阵计算得到的标准差。

2. * 在 10% 的显著水平上显著，** 在 5% 的显著水平上显著。

再来看看其他和产权相关的效应。我们发现，出租土地存在显著的交易成本，而比较自由的转让权可以显著地降低这些成本（附录 II）。但是，产权稳定性变量的系数很小，而且在统计上不显著（表 2）。

我们这里使用的保守估计方法发现了关于土地转让权影响投资和资源配置效率的证据。对于不参与土地市场的家庭，当土地禀赋增加时，投资密集度下降，这意味着监督和其他劳动力市场上存在交易成本。另外，我们的计量分析发现了阻碍土地投资的后悔效应，当土地租赁交易存在显著的交易成本，且村庄处于快速工业化的过程中时，这种效应很有可能出现。但是，我们没有确认较自由的转让权减缓这种后悔效应的作用。

四、结论及政策含义

尽管已有很多文献分析了产权稳定性对农业投资的影响，本文将研究的视野拓宽至土地剩余收入权和使用权的可转让性上。转让权的重要性可能随时间而变动。当家庭之间的要素禀赋差异较小时（这正是实行责任制初期时的情况），交易限制产生的成本很小。但是，当工业化带来日益显著的家庭经济专业化时，交易的潜在需要使投资后悔效应的经济成本上升了。而部门间均衡增长是可持续工业化战略的重要部分，至少在这个意义上，维持一个有益于农业投资和增长的制度环境显然是必需的。

当代中国为研究转让权和传统的产权稳定性效应提供了一个有趣和重要

的案例。工业化在整个国家不均匀但是迅速地展开；在产权稳定性和转让权方面，中国农村在时间上和空间上都表现出了巨大的多样性，这为对产权经济学进行更全面的研究开辟了一个空间。使用一个理论模型，本文推演出了两个和投资后悔效应相关的假说，我们的经验研究到了一组有趣的结论。和理论分析一致，投资和家庭禀赋之间的可分性对于土地租入家庭和自给自足家庭不成立，但对土地出租家庭成立。这种不可分性表示了常见的配置效率损失。然而，尽管我们在理论上预测转让权将会减缓后悔效应，但是计量上并没有发现这些显著的效应。最后，当对传统的产权稳定性效应和转让权效应同时进行估计时，前者就变得不显著了。

尽管最后这个结论可能来自我们过于复杂的计量模型，但是它的确提醒我们，不要抛开转让权而孤立地讨论地权稳定性的影响。在对中国一个偏远地区产权稳定性试验改革的分析中，龚启圣(Kung, 1999)发现，地权稳定性效应被高估了。

虽然根据本文的结论来提出制度设想是不成熟的，但是，这些结论确实具有某些启发性。一个启示是，当经济处于工业化过程中时，转让权具有压倒性的重要性。同时，我们的结论可能还暗示着一些可能的产权架构。特别地，如果土地调整是农村社会保障的一部分，且对投资形成的负面影响较小，那么，不完全的产权稳定性和自由的转让权的结合这样的产权体系可能是值得推荐的。

附录 I 条件似然函数

本附录给出了不同土地市场参与模式和投资模式所决定的六种似然函数。这里的每一个似然函数都是以一个特定的对 $u_h = (u_h^R, u_h^K)$ 的一个蒙特卡罗试验为前提的。但是为了避免混乱，我们只用依赖于模拟误差的那些项的下标 h 来表示这一条件。

	$k=0$	$k>0$
租入	$L_{ith}^1 = P(\epsilon_{it}^R > b_{it} \mid \epsilon_{it}^K \leq 0)$ $= \int_{-\infty}^{k_{it} - A_{ith}^1} \int_{b_{ith}}^{\infty} \varphi(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K) d\epsilon_{it}^R d\epsilon_{it}^K$ $= \Phi(k_{it} - A_{ith}^1 \mid \sigma_K, -b_{ith}, -\rho_{RK})$	$L_{ith}^2 = \int_{b_{it}}^{\infty} \varphi(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K) d\epsilon_{it}^R$ $= \frac{1}{\sigma_K} \Phi(\epsilon_{it}^K / \sigma_K) \int_{b_{ith}}^{\infty} \varphi(\epsilon_{it}^R \mid \epsilon_{it}^K) d\epsilon_{it}^R$ $= \frac{1}{\sigma_K} \left[\Phi\left(\frac{k_{it} - A_{ith}^1}{\sigma_K}\right) \left[1 - \Phi\left(\frac{b_{ith} - m_c}{\sigma_c}\right) \right] \right]$
租出	$L_{ith}^3 = P(\epsilon_{it}^R < a_{it} \mid \epsilon_{it}^K \leq 0)$ $= \int_{-\infty}^{k_{it} - A_{ith}^O} \int_{-\infty}^{a_{ith}} \varphi(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K) d\epsilon_{it}^R d\epsilon_{it}^K$ $= \Phi(k_{it} - A_{ith}^O \mid \sigma_K, a_{ith}, \rho_{RK})$	$L_{ith}^4 = \int_{-\infty}^{a_{ith}} \varphi(\epsilon_{it}^R, \epsilon_{it}^K) d\epsilon_{it}^R$ $= \frac{1}{\sigma_K} \Phi(\epsilon_{it}^K / \sigma_K) \int_{-\infty}^{a_{ith}} \varphi(\epsilon_{it}^R \mid \epsilon_{it}^K) d\epsilon_{it}^R$ $= \frac{1}{\sigma_K} \left[\Phi\left(\frac{k_{it} - A_{ith}^O}{\sigma_K}\right) \Phi\left(\frac{a_{ith} - m_c}{\sigma_c}\right) \right]$

续表

	$k=0$	$k>0$
自给 自足	$L_{ih}^5 = \text{Pr}(a_{ih} \leq \epsilon_{ih}^R \leq b_{ih}, k_{ih}^* \leq 0)$ $= \int_{-\infty}^{k_{ih} - A_{ih}^A} \int_{a_{ih}}^{b_{ih}} \varphi(\epsilon_{ih}^R, \epsilon_{ih}^K) d\epsilon_{ih}^R d\epsilon_{ih}^K$ $= \Phi(k_{ih} - A_{ih}^A) \Psi(\sigma_K, b_{ih}, \rho)$ $- \Phi(k_{ih} - A_{ih}^A) \Psi(\sigma_K, a_{ih}, \rho_{RK})$	$L_{ih}^6 = \int_{a_{ih}}^{b_{ih}} \varphi(\epsilon_{ih}^R, \epsilon_{ih}^K) d\epsilon_{ih}^R$ $= \frac{1}{\sigma_K} \Phi(\epsilon_{ih}^K / \sigma_K) \int_{a_{ih}}^{b_{ih}} \varphi(\epsilon_{ih}^R, \epsilon_{ih}^K) d\epsilon_{ih}^R$ $= \frac{1}{\sigma_K} \Phi\left(\frac{k_{ih} - A_{ih}^A}{\sigma_K}\right) \left[\Phi\left(\frac{b_{ih} - m_c}{\sigma_c}\right) - \Phi\left(\frac{a_{ih} - m_c}{\sigma_c}\right) \right]$

注： $\varphi(\cdot)$ 表示 ϵ_{ih}^R 和 ϵ_{ih}^K 的联合分布， Φ 表示双变量正态分布的累积分布函数且 $A_{ih}^I = X_{ih}^k \beta^I + v_{ih}^k$ 。 ϕ 表示标准正态分布的概率密度函数， $m_c = \beta_c \epsilon_{ih}^K$ 和 $\sigma_c = \text{sqr}(\sigma_{\sigma_R}^2 - \beta^2 \sigma_K^2)$ ，其中 $\beta_c = \rho_{RK} \sigma_R / \sigma_K$ 分别为条件分布 φ_c 的均值和标准差。 $A_{ih}^O = X_{ih}^k \beta^O + v_{ih}^k$ ， $A_{ih}^A = X_{ih}^k \beta^A + v_{ih}^k$ 。

附录 II 计量估计的完整结果

参数	租赁决策	投资方程
村庄的土地禀赋	-0.080 (0.352)	
交易成本变量		
租入家庭的常数项	-0.426 (0.894)	
租入家庭的转让权 (租入的门槛效应)	-0.063 (0.118)	
租出家庭的常数项	5.086** (0.917)	
租出家庭的转让权 (租出的门槛效应)	-0.586** (0.158)	
共享变量		
年度虚拟变量	-0.904** (0.258)	0.064 (0.050)
家庭土地禀赋	0.021 (0.047)	
平均受教育年数	0.093 (0.129)	0.016 (0.029)
平均年龄	0.002 (0.024)	0.001 (0.005)
地块数	0.060** (0.020)	-0.007** (0.003)
平地比率	0.028 (0.191)	0.006 (0.044)
村庄工业工资	-0.228 (0.195)	0.045 (0.052)
村工业劳动力比率	-3.110** (1.468)	

续表

参数	租赁决策	投资方程
产权稳定性	-0.105 (0.112)	-0.013 (0.024)
租入者 常数项		5.179** (0.330)
转让权		0.416** (0.176)
家庭土地禀赋		-0.061** (0.014)
村工业劳动力比率		-0.601 (0.466)
转让权×家庭土地禀赋		-0.012 (0.015)
转让权×全村工业劳动力比率		-0.273 (0.243)
村土地禀赋		0.162 (0.103)
自给自足 常数项		5.798** (0.253)
转让权		0.064* (0.037)
家庭土地禀赋		-0.032** (0.012)
村工业劳动力比率		-0.901** (0.408)
转让权×家庭土地禀赋		-0.007 (0.007)
转让权×村工业劳动力比率		0.001 (0.084)
村土地禀赋		-0.044 (0.072)
出租者 常数项		2.845 (1.794)
转让权		0.150 (0.723)
家庭土地禀赋		-0.023 (0.047)
村工业劳动力比率		1.892 (1.843)
转让权×家庭土地禀赋		0.006 (0.033)

续表

参数	租赁决策	投资方程
转让权×村工业劳动力比率		-0.068 (0.921)
村土地禀赋		0.466 (0.374)

注：1. 两期的总样本数为 794，每期的农户数目相同。括号中为由海塞矩证计算得到的标准差。

2. * 在 10% 的显著水平上显著，** 在 5% 的显著水平上显著。

参 考 文 献

- [1] Besley, T., "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 1995, 103, 903—937.
- [2] Carter, Michael and Yang Yao, "Local versus Global Tests of Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights", *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(3), 702—715.
- [3] Gourieroux, C. and Alain Monfort, "Simulation-Based Inference: A Survey with Special Reference to Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1993, 59, 5—33.
- [4] Kung, James K., "The 'Meitan Puzzle': Origins and Outcome of a Land Tenure System Ahead of its Time", working paper, Social Sciences Division, Hong Kong University of Sciences and Technology, 1999.
- [5] Mundlak, Y., "On the Pooling of Time Series and Cross-Section Data", *Econometrica*, 1978, 46, 69—85.
- [6] Putterman, Louis, "Does Poor Supervisability Undermine Teamwork? Evidence from an Unexpected Source", *American Economic Review*, 1991, 81(3), 996—1001.
- [7] Yao, Y., "Job Access and Wage Equity in Eastern China's Rural Industry", *Journal of Development Economics*, 1999, 59, 463—496.

Industrialization, Land Lease Markets, and Agricultural Investment

MICHAEL CARTER

(University of Wisconsin-Madison)

YANG YAO

(Peking University)

Abstract This paper broadens the empirical literature on property rights of land by moving beyond the study of tenure secure to include transfer rights into the analysis. Theoretically this pa-

per shows that in presence of imperfect labor markets transfer rights permit specialization in off-farm activities without investment-depressing “regret effects” that are likely to increase in importance as an economy industrializes and its population begins to specialize in non-agricultural activities. This paper’s econometric analysis of household level panel data from China largely corroborates these theoretical propositions.

JEL Classification O14 , O53 , Q15