

# 产权管制放松与中国经济转轨绩效

何一鸣, 罗必良

(华南农业大学经济管理学院, 广州 510642)

**[摘要]** 基于信息成本约束的政府放松对分散决策单位的产权管制会带来资源配置的激励机制和行为角色的重大变化。由于市场分散性决策的信息成本过高成为政府资源权利配置的约束条件, 所以政府应逐渐放松对配置资源权利管制的范围, 并让位于分散决策单位进行产权运用和调配。产权管制放松对经济转轨绩效的影响显著, 是提高中国经济绩效的关键因素。

**[关键词]** 产权管制; 管制放松; 制度绩效; 经济转轨; 中国奇迹

**[中图分类号]** F121 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-596X (2009) 09-0010-06

## 一、引言

在转轨经济学中, 渐进与激进模式的孰优孰劣, 一直是国内外经济学界争论不休的话题, 并形成了两种截然不同的观点: 一种是以斯蒂格利茨 (Stiglitz)、麦金农 (McKinnon)、钱颖一和罗兰 (Qian and Roland) 等人为代表的渐进派, 强调渐进转轨的稳定性和社会成本最小化的绩效提高路径;<sup>[1][2][3]</sup> 另一种是以科尔奈 (Kornai)、李普顿和萨克斯 (Lipton and Sachs)、威廉姆森 (Williamson) 等人为代表的激进派, 但俄罗斯近十年的经济衰退表明, 激进派的解释乏力, 他们更难以解释中国的事情。<sup>[4][5][6]</sup> 但这些模型从不同维度加深了人们对经济转轨的认识。

一般的, 只要对财产权利集合中的任何一个或多个子权利的运用实施限制甚至删除, 则属于本文

“产权管制”定义的范畴。该定义同时也可以作为区分计划经济系统、市场经济系统和转轨经济系统的一个标尺: 当排斥他人使用资源并自由协约 (转让或交易) 而从中获取收入的权利被外部权威剥夺时, 则是计划经济系统的情况; 相反, 如果财产权利均由分散决策的个人所控制, 那么便构成了所谓的市场经济系统; 至于转轨经济系统, 从其字面意思理解它介于前面两个经济系统之间。总之, 计划经济系统的产权管制程度最强, 转轨经济系统次之, 而市场经济系统最弱。这样, 产权管制放松既是一个产权集合中的全部或部分真子集从被剥夺或删除到被部分或全部地重新赋予并界定的动态过程, 也是一个产权管制程度不断减弱从而是计划经济系统向市场经济系统过渡的阶段。若产权束被部分或全部地重新赋予拥有如何最佳运用资源信息的分散的决策个人, 则停留在公共领域里的租金耗散将会相对减少, 制度绩效因而得到改进。

**[收稿日期]** 2009-05-12

**[基金项目]** 国家社会科学基金项目“合作机理、交易对象与制度绩效”(07BJY100)

**[作者简介]** 何一鸣 (1981-), 男, 广东广州人, 华南农业大学经济管理学院博士研究生;  
罗必良 (1962-), 男, 湖北监利人, 华南农业大学经济管理学院院长, 教授, 中山大学管理学院博士生导师, 管理学博士。

感谢匿名评审人提出的修改意见, 笔者已做了相应的修改, 本文文责自负。

## 二、理论模型

在林毅夫模型 (Lin model)<sup>[7]</sup> 的研究基础上, 结合前面的理论逻辑, 笔者假设政府追求产权管制净收益最大, 其行为方式是:

$$\max_{e_g} R(e_g) - C(e_g, n) \quad (1)$$

式中, 产权管制收益  $R = tY$ , 平均产权管制租金(收益)率  $t(0 < t < 1)$  为式(1)的外生参数;  $Y$  和  $n$  分别是全社会的生产总值(总收入)和分散决策单位的数量;  $C$  和  $e_g$  分别是政府实施产权管制的成本和努力程度。此外, 假设  $C$  是二次可微且  $\frac{\partial C}{\partial e_g} > 0$ ,

$$\frac{\partial C}{\partial n} > 0。$$

为分析方便, 不妨进一步假设单个分散决策单位的生产函数为柯布-道格拉斯型:

$$y_i(e_i, x) = A e_i^\alpha x^\beta \quad (2)$$

$(0 < \alpha < 1, i = 1, \dots, n)$

式中,  $e_g$  和  $x$  分别为分散决策个体的劳动积极性投入和其他要素投入, 而且, 总生产函数是规模报酬不变的, 即  $\alpha + \beta = 1$ , 从而得到:

$$\begin{aligned} Y(ne_i, nx) &= A (ne_i)^\alpha (nx)^\beta \\ &= A (n^\alpha e_i^\alpha) (n^\beta x^\beta) \\ &= A n^{\alpha+\beta} e_i^\alpha x^\beta \\ &= A n^{\alpha+\beta} e_i^\alpha x^\beta A n e^{\alpha+\beta} e_i x^\beta \\ &= A n e_i^\alpha x^\beta = n(A e_i^\alpha x^\beta) \\ &= n y_i (i = 1, \dots, n) \end{aligned} \quad (3)$$

政府最优化问题的一阶条件是:

$$\frac{\partial R}{\partial e_g} - \frac{\partial C}{\partial e_g} = 0 \quad (4)$$

值得注意的是, 在该模型中, 我们视  $n$  为外生变量, 但从动态的角度看, 它却是随时间的推移而不断增加。这是理解产权管制放松的关键, 因为, 将式

(4) 相应于  $n$  和  $e_g$  的隐函数  $f(n, e_g) = \frac{\partial R}{\partial e_g} - \frac{\partial C}{\partial e_g}$  求微分:

$$\frac{de_g}{dn} = \frac{\frac{\partial}{\partial n} \left( \frac{\partial C}{\partial e_g} \right)}{\frac{\partial}{\partial e_g} \left( \frac{\partial R}{\partial e_g} \right) - \frac{\partial}{\partial e_g} \left( \frac{\partial C}{\partial e_g} \right)}$$

$$= \frac{\frac{\partial}{\partial n} \left( \frac{\partial C}{\partial e_g} \right)}{nt \frac{\partial}{\partial e_g} \left( \frac{\partial Y}{\partial e_g} \right) - \frac{\partial}{\partial e_g} \left( \frac{\partial C}{\partial e_g} \right)} \quad (5)$$

根据产权管制的约束条件, 当分散决策单位的数量增加时, 政府对其进行产权管制更加困难或成本更高, 所以  $\frac{\partial}{\partial n} \left( \frac{\partial C}{\partial e_g} \right)$  为正。其经济学含义是由于分散决策个体数量的上升, 政府增加对财产权利的管制会导致管制的边际成本上升, 故分子大于0。此外, 由于我们假设政府是理性行为主体, 其产权管制净收益最大化的必要条件是其目标函数的二阶条件小于零, 因此  $\frac{\partial}{\partial e_g} \left( \frac{\partial R}{\partial e_g} \right) - \frac{\partial}{\partial e_g} \left( \frac{\partial C}{\partial e_g} \right) < 0$ , 因而式(5)的符号取负。这样, 我们得到一个重要命题:

命题1 随着分散决策单位数量的增多, 政府实施产权管制的努力程度将下降。

该结论的经济学含义是, 分散决策单位数目的增多对全面的产权管制会带来严重的信息与监督问题, 这构成了政府实施产权管制的约束条件:

(1) 信息成本。经济中总是包含着不同性质的分散决策单位的运作, 产权管制下政府要为每个不同的分散决策单位统一安排和计划资源的调配, 就必须对其投入品和产出品进行详细而准确的调查和预测, 其中所耗费的信息成本必然是高昂的。(2) 监督成本。控制和使用一组资源权利束, 政府需要委托其代理人即分散决策单位的管理集团具体执行, 但后者常常出于自身利益的考虑利用信息优势偏离前者的目标, 前者便要耗费大量资源用于监督后者的机会主义行为。因此, 产权管制成本的沉重负担导致它最终无法维持过去的产权管制结构, 从而不得不放松对资源配置权利的管制。换言之, 放松产权管制是政府在约束条件下的最优选择。

诚然, 在产权管制放松后, 那些拥有关于资源不同用途的信息的分散决策单位有动力把资源配置到对其评价最高价值之处。在此逻辑下, 我们利用上述模型对产权管制放松的经济效应做进一步分析。

首先, 由式(2)和式(3)得到:

$$y_i(e_i, x) = \frac{Y(ne_i, nx)}{ne_i} e_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (6)$$

式中,对分散决策个人*i*以外的其他人的劳动投入总量设定为 $E_{-i}$ ,则有:

$$y_i(e_i) = \frac{e_i}{E_{-i} + e_i} \quad (7)$$

于是,对式(7)求 $e_i$ 的一阶偏导数,得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial y_i}{\partial e_i} &= \frac{E_{-i}Y(e_i + E_{-i}, nx)}{(e_i + E_{-i})^2} \\ &+ \frac{e_i}{e_i + E_{-i}} \frac{\partial Y(e_i + E_{-i}, nx)}{\partial e_i} \\ &= \frac{[(n-1)/n]ne_iY(ne_i, nx)}{(ne_i)^2} \\ &+ \frac{e_i}{ne_i} \frac{\partial Y(e_i + E_{-i}, nx)}{\partial e_i} \\ &= \frac{n-1}{n} \frac{Y(ne_i, nx)}{ne_i} \\ &+ \frac{1}{n} \frac{\partial Y(ne_i, nx)}{\partial (ne_i)} \quad (i = 1, \dots, n) \end{aligned} \quad (8)$$

显然,  $\frac{\partial y_i}{\partial e_i}$  是  $n$  的函数, 从而对式(8)求  $n$  的一阶偏导数, 再利用  $\alpha + \beta = 1$  ( $0 < \alpha, \beta < 1, i = 1, \dots, n$ ) 得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial n} \left( \frac{\partial y_i}{\partial e_i} \right) &= A e_i^{\alpha-1} x^\beta [(\alpha + \beta - 1)n^{\alpha+\beta-2} \\ &+ (\alpha - 1)(\alpha + \beta - 2)n^{\alpha+\beta-3}] \\ &= A e_i^{\alpha-1} x^\beta [(1-1)n^{1-2} \\ &+ (\alpha - 1)(1-2)n^{1-3}] \\ &= A e_i^{\alpha-1} x^\beta [0 - (\alpha - 1)n^{-2}] \\ &= (1 - \alpha) A e_i^{\alpha-1} x^\beta n^{-2} < 0 \end{aligned} \quad (9)$$

然后,由式(5)除以式(9)得到:

$$\frac{\partial}{\partial n} \left( \frac{\partial y_i}{\partial e_i} \right) < 0 \quad (10)$$

于是,由式(10)得到命题2:

命题2 当规模报酬不变时,产权管制放松将引起分散决策个体的单位劳动激励的边际产量提高。

该命题的经济学解释是,产权管制放松促使分散决策单位现在能够相互自由协约和进行权利交易,协约各方的收入索取权被重新赋予,从而激励它们运用唯有它们才拥有的私人信息把资源配置到最有价值的用途上。

如果进一步把这里的分散决策单位具体划分为

国有企业和地方政府,则产权管制放松的具体形式可以界定为政府放松对国有企业产权管制和中央政府放松对地方政府产权管制。这样,根据这两类产权管制形式的性质以及上述命题的结论,可以得到相关的两个推论:

推论1 在政府放松对国有企业产权管制中,政府放松对国有资产权利的管制,大幅节约了过去因资源权利扭曲配置所引起的内生交易成本,从而改善了资源低效配置的状况。

推论2 在中央政府放松对地方政府产权管制中,中央政府放松对地方政府的财权和事权的管制,下放剩余控制权给地方政府,激励拥有信息优势的各级地方政府发展地方经济。

### 三、实证检验

根据前面的理论分析结论以及关于产权管制放松的两个推论,笔者首先提出与推论相对应的两个理论假说,并收集中国的历史数据对假说进行验证,再利用计量经济史的“反设事实假设”方法实证分析产权管制放松的两个变量对经济转轨绩效的影响。

#### (一) 假说的提出及其指标设计

1 产权管制放松影响中国经济转轨绩效的两个理论假说。这两个假说分别为:

假说一 非国有经济比重变化对经济转轨绩效具有正效应。

假说二 中央政府放权程度变化对经济转轨绩效具有正效应。

2 变量选取、指标设计与资料来源。根据假说,本文选取的变量有两类:一是国内生产总值GDP作为经济转轨绩效( $Y$ )的刻画;二是非国有经济比重( $S$ )和中央政府放权程度( $G$ ),它们分别由两组指标进行描述(见表1)。数据的时间跨度为1952—2006年。其中,1952—1998年的数据主要来源于《新中国五十年统计资料汇编》,1999—2006年的数据来自2000—2007年的《中国统计年鉴》。

表1 解释变量的指标设计

解释变量名称	指标构成	指标定义
非国有经济比重 (S)	1- [(1) + (2)] / 2	(1) 国有工业总产值比重= 国有工业总产值/工业总产值
		(2) 国有工业职工比重= 规模以上国有及国有控股工业企业全部从业人员平均人数/规模以上工业企业全部从业人员平均人数
政府放权程度 (G)	1- [(3) + (4)] / 2	(3) 财政支出比率= 财政总支出/国内生产总值
		(4) 行政管理支出比率= 行政费用/财政一般预算支出

(二) 假说的计量检验结果分析

1. 平稳性检验。由于直接对数据进行回归可能造成伪回归的问题，从而影响我们实证分析的准确性，所以，我们先检验各时间序列的平稳性。为保证结论的稳健性，本文同时采用 ADF 进行单位根检验，结果见表 2。由表 2 可知，当我们将各个序列的水平值进行检验时，检验结果均表明不能拒绝“存在单位根”的原假设，说明各序列均是非平稳的；当对各个序列的一阶差分进行检验时，结果显示各变量序列均在 5% 显著性水平下拒绝原假设。所以，我们可以断定样本中的各个序列均为非平稳的 I(1) 过程。这样，不能采用普通回归分析方法检验它们之间的相关性，而应该用协整方法进行检验。

表2 单位根检验

时间序列	ADF 检验			
	ADF 统计值	MacKinnon 临界值	检验类型	平稳性
Y	2.992502	-3.4952	c, t, 1	否
ΔY	2.575187	-1.9470	0, 0, 1	是
S	-2.021679	-3.4952	c, t, 1	否
ΔS	-5.722117	-3.4969	c, t, 1	是
G	-1.677016	-2.9167	c, t, 1	否
ΔM	-5.550944	-2.9178	c, t, 1	是

说明：(1) 零假设是变量存在单位根，检验的统计值的绝对值大于临界值则拒绝零假设，变量序列是平稳的。MacKinnon 临界值为显著性为 5% 的临界值。

(2) 检验形式 (c, t, l) 中的 c, t, l 分别表示模型中的常数项、时间趋势和滞后阶数。

2. 协整关系检验。从上面的分析我们知道，Y, S 和 G 均为非平稳的序列，而它们的一阶差分形式为平稳序列，用 Johansen 方法检验变量之间是否存在协整关系，结果见表 3。

表3 Y, S和G的Johansen协整关系检验结果

变量组	似然比估计值	5% 临界值	1% 临界值	零假设
Y 和 S	32.45120	12.53	16.31	没有协整向量**
	0.206559	3.84	6.51	至少有一个协整向量
Y 和 G	31.21866	15.41	20.04	没有协整向量**
	0.937648	3.76	6.65	至少有一个协整向量

说明：似然比估计值大于临界值表示在显著性水平下拒绝零假设，以下略。\* 表示在 1% 水平上显著。

表 3 的结果说明，在 1% 的显著性水平下，Y, S 和 G 之间存在协整关系，具有长期的直接作用机制。因此，可以对它们建立误差修正回归模型进行分析。

3. 基于误差修正回归模型的假说检验。对中国的非国有经济比重 (S)、政府放权程度 (G) 和 GDP (Y) 进行误差修正回归分析，结果见表 4。

表4 假说的检验结果

变量	假说 1	假说 2
ΔS (t)	3.020416**	—
ΔG (t)	—	33.78218**
ΔY (t-1)	1.091223*	1.083413**
ecm (t-1)	0.012265**	0.010066*
常数项	204.8584	240.9421
拟合系数	0.929191	0.929129
F 统计值	214.3326	214.1336

说明：(\*\*) 分别表示在 5% (1%) 水平上显著。

结果表明，在长期中，S 和 G 的变动可能导致 Y 的不断提高，从而实证结果与两个假说基本一致。

(三) 产权管制放松影响经济转轨绩效的“反设事实假设”分析

为了验证产权管制放松对经济转轨绩效的影响，我们首先把上述两个指标加权合成为一个管制放松综合指数  $R = (S + G) / 2$ ，然后观测其变化趋势 (见图 1)。

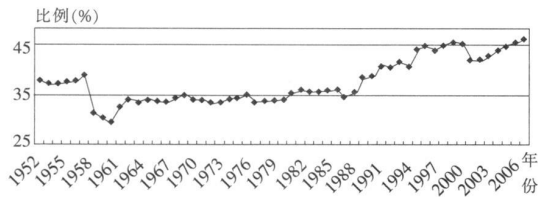


图1 中国管制放松综合指数变化趋势图(1952—2006年)

从图1可以看出,虽然产权管制放松综合指数在20世纪50年代初期出现过微小的提高(1952—1958年超过35%),但总体而言,只是在1979年之后,产权管制放松综合指数才开始出现明显的逐步上升趋势(1979—2006年,除1986年外,其他年份均高于35%)。根据这一趋势,在以上分析的基础上,笔者把中国的宏观生产函数分为两个(1952—1978年时期和1979—2006年时期),它们的估计方程具体见表5。

笔者进一步采用福格尔(Fogel)的“反设事实假设”方法<sup>[8]</sup>,把产权管制放松前后的劳均资本投入均值分别代入方程I和方程II,得到4个劳均国内生产总值(见表6)。

表5 总量生产函数的估计结果

被解释变量 $\ln(Y/L)$	方程 I (1952—1978年)	方程 II (1979—2006年)
解释变量	方程 I (1952—1978年)	方程 II (1979—2006年)
$\ln(K/L)$	0.540355* (0.044337)	0.946119* (0.011092)
拟合度	0.855937	0.996439
调整后的拟合度	0.850174	0.996302
F 检验	148.5351	7275.784
常数项	-0.644526 (0.184553)	0.864332 (0.022261)
实际样本容量	27	28

说明:(1)括号中的数值为标准差;(2)\*\*表示在5%水平上显著。

表6 产权管制放松对经济转轨绩效影响的反设事实假设下的投入—产出结果对比 单位:亿元

产出 \ 投入	1952—1978年劳均	1979—2006年劳均
	资本投入均值	资本投入均值
产权管制放松前的劳均GDP	0.204444	0.289941
产权管制放松后的劳均GDP	0.445889	0.822061

表6明显地反映出产权管制放松对经济绩效的影响效果。在要素投入相同的情况下,不同的产权

管制结构会导致不一样的产出效果,同样是1952—1978年的劳均资本投入,产权管制放松后的劳均产出是管制放松前的两倍多;如果把1979—2006年的劳均资本投入到一个产权管制的制度结构中,其人均产出竟只有原来的三分之一左右。按此逻辑,产出的提高是投入增加的结果,而投入的提高却是产权管制放松的结果,因为没有产权管制的放松,生产要素不可能根据其比较优势自由流动到对其评价最高之处,资源配置效率也得不到提高。因此,对于像中国这样的转轨国家而言,其经济绩效的增长是内生于政府对要素配置权利管制的放松。

#### 四、总结性述评

从产权管制放松的角度出发,本文利用一个简单的理论模型分析了政府放松对资源配置权利的管制所产生的制度绩效,从而解读出“中国奇迹”事实背后的内在机理和制度逻辑。笔者认为,分散性决策的信息成本过高成为政府产权管制的约束条件,所以政府逐渐把配置资源的权利下放给分散决策单位。这些分散决策单位比政府更加了解自身的需求,因而它们在市场中的信息成本要远远低于政府搜寻信息的成本,政府放松对分散决策个体从事社会经济事务和自由协约权利的管制,不但使分散决策单位获得从事生产决策和自由运用资源的权利以实现经济绩效提高,而且使政府因而获得财政收入的增加。从经济效益的角度看,在产权管制放松后,那些不仅拥有资源不同用途的信息的分散决策单位有动力把资源配置到对其评价最高价值之处,过去因产权管制而造成的资源配置扭曲也得到缓解。换言之,中国经济转轨绩效的提高内生于政府对要素最优用途配置权利管制的放松。

最后,值得注意的是,本文的主要思想是强调产权管制放松对中国经济转轨绩效的正效应,即把1978年作为产权管制放松的时间界线,在此之前是产权管制结构,之后是产权管制的放松。通过产权管制放松前后的绩效对比得出中国奇迹的答案是产权管制放松。事实上,对于像中国这样处于经济转轨过程中的经济体而言,不管是改革(国家放松对国有资产权利

的管制)、开放(国家放松对商品和资本的进入和流出管辖权的管制)还是分权(中央放松地方的财权和事权管制),其实质都是产权管制放松。所以,本文的政策含义是,如果要进一步推动中国经济的发展,国家就必须加大产权管

制放松的力度和步伐。在所有权不改变的前提下,当国家已经把产权(剩余控制权和剩余索取权)完整地下放给分散决策个体,让它们完全支配产权进行配置资源之后,就是产权管制放松的极限空间和临界边界。

#### 参考文献

- [1] J Stiglitz Whither Socialism? [M]. Cambridge: MIT Press, 1994
- [2] R McKinnon Gradual Versus Rapid Liberalization in Socialist Economies: The Problem of Macroeconomic Control [Z]. Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, 1994
- [3] Yingyi Qian, G Roland Federalism and the Soft Budget Constraint [J]. American Economic Review, 1998, 88 (5).
- [4] J Kornai The Place of the SBC Syndrome in Economic Theory [J]. Journal of Comparative Economics, 1998, (26).
- [5] D Lipton, J Sachs Privatization in Eastern Europe: The Case of Poland, Brookings Papers on Economic Activity, 1990, (2).
- [6] J Williamson What Should the World Bank Think about the Washington Consensus [J]. The World Bank Research Observer, 2000, 15 (2).
- [7] Lin Yifu The Household Responsibility System in China's Agricultural Reform [J]. Economic Development and Cultural Change, 1988, (36).
- [8] R Fogel Railroads and American Economic Growth: Essays in Econometric History [M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1964

(责任编辑:杨万东)

## DEREGULATION OF PROPERTY RIGHTS AND CHINA ECONOMIC TRANSITION PERFORMANCE

HE Yiming, LUO Biliang

(School of Economics and Management, South China Agriculture University, Guangzhou 510642, China)

**Abstract:** Deregulation of property rights has great effects on the incentive mechanism and behavioral change of resource allocation. Information costs of separate decision constrains government allocating resource of property rights, as a result, the government reduces the domain of resource of property rights at location and permits the separate individuals who know how to secure the best use of resources of property rights, which can improve the economic transition performance. What's more, deregulation of property rights has prominently affected economic performance, which confirms deregulation is the key contribution factor to the increasing of China's economic transition performance.

**Key words:** regulation of property rights; deregulation; institution performance; economic transition; China miracle