

## 改革中的过度投资需求和效率损失 ——中国分省固定资产投资案例分析

秦 朵 宋海岩\*

**摘 要** 本文的中心议题是投资效率。我们从基于标准生产函数的投资需求模型出发,从投资需求所处的非均衡状态入手来讨论投资效率。投资需求的非均衡状态由实际投资与理论投资间的偏离来定义。我们将投资效率分成投资的配置效率和投资的生产效率两个方面,并将配置效率与经济制度因素联系起来。我们使用样本期为1989—2000年的中国分省面板数据作为模型分析的实例。分析的重心是中国的过度投资需求在多大程度上是由总投资的配置效率欠佳所造成的。从实例分析中我们发现,资本价格对投资需求几乎无影响,而扩张性的中央与地方财政却对投资需求有着强烈的影响。我们还发现,各省过度投资间存在彼此攀比的网络效应。然而,一旦将这些制度因素分离开来,投资配置效率还是渐有改善的。同时,地区间投资不均的程度也不断有所下降。从投资的生产效率指标估值看,东部沿海省份的效率一般高于西部省份的效率,这是与地区经济的发展水平基本一致的。

**关键词** 总投资,配置效率,面板数据

### 一、引 言

固定资产投资在中国经济发展中的关键作用是无可置疑的。然而,审视以往十年中国固定资产投资的走势,就不难发现一些令人关注的现象。首先,固定资产投资的年均增长率高于GDP的年均增长率。由图1可见,1990—2002年间固定资产的年均实际增长率高达14%左右,而同期GDP的年均实际增长率仅约10%。显然,这种增长趋势是难以持久的。过高的投资可能导致资本生产率下降。于是我们不禁要问,中国固定资产投资究竟效率如何?其次,资本形成速度的波动很大(见图1)。总投资过程的波动越大,其社会成本也就会越高<sup>1</sup>,而且对稳定物价和保持经济平稳都无益处。另外,固定资产投资的增长水平在20世纪90年代中期急剧下降,使国内银行的总储蓄量首次超出总贷款量(见图1)。于是我们不禁要问,这是否意味着国内的“投资饥渴症”<sup>2</sup>的结束?如是,则这是否又意味着中国的投资需求开始变得对市

\* 秦朵,英国伦敦大学玛丽女王学院;宋海岩,英国萨里大学管理学院。通讯作者及地址: Duo Qin, Department of Economics, Queen Mary College, University of London, London E1 4 NS, UK. 电话: 0044-207-882 5546; Email: d. qin@qmul. ac. uk. 作者感谢 G. Fella 和姚洋对本文所做的有益的评论与建议。

<sup>1</sup> 这一点已从 Sur(1998) 和 Song *et al.*(2001) 论文得到证实。这两篇论文的模式估计结果表明,中国固定资产投资相对于其长期均衡状态的调整速度相当缓慢。

<sup>2</sup> Korna(1980)指出“投资饥渴症”是中央计划型经济的特点之一。

场更为敏感,亦即投资变得更富有效率了?最后,我们从图1、图2还可看出,银行存款的过剩似乎鼓励了中央及各级政府扩大财政赤字。与传统的中央计划投资体制相比,现在这种政府计划投资和企业自主投资的混合体系是否效率更高?

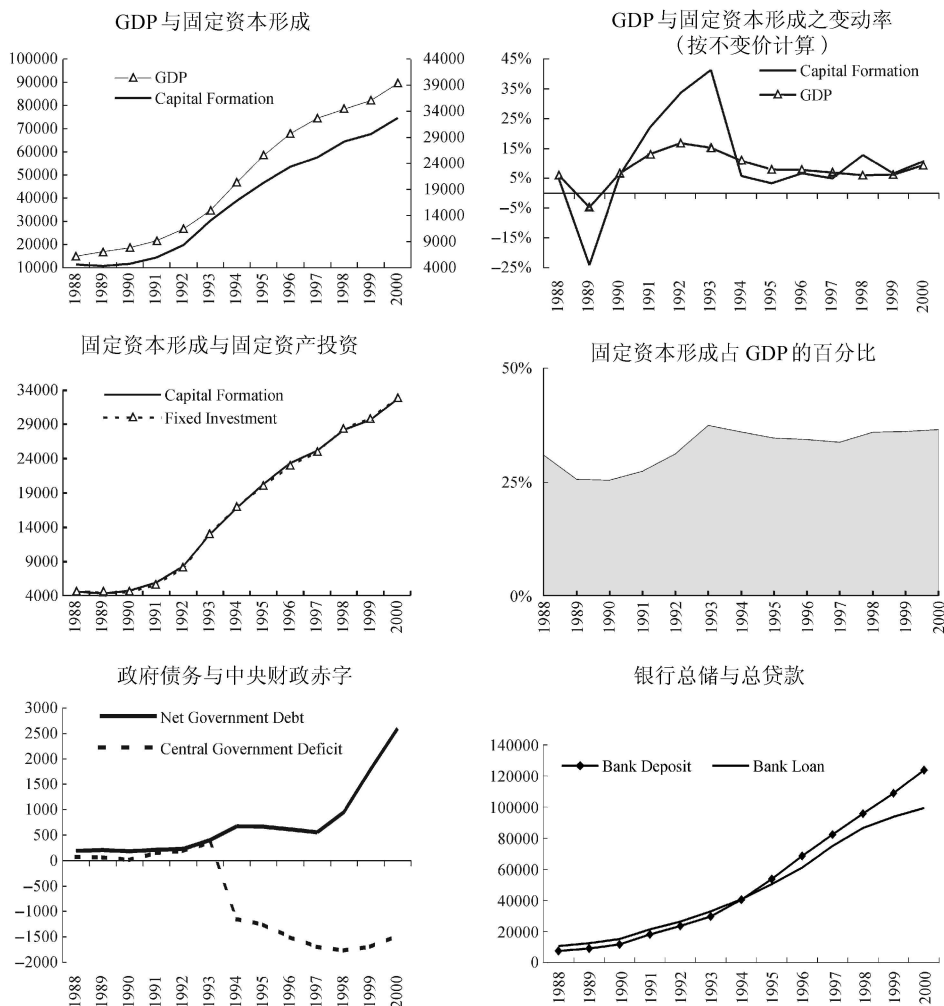
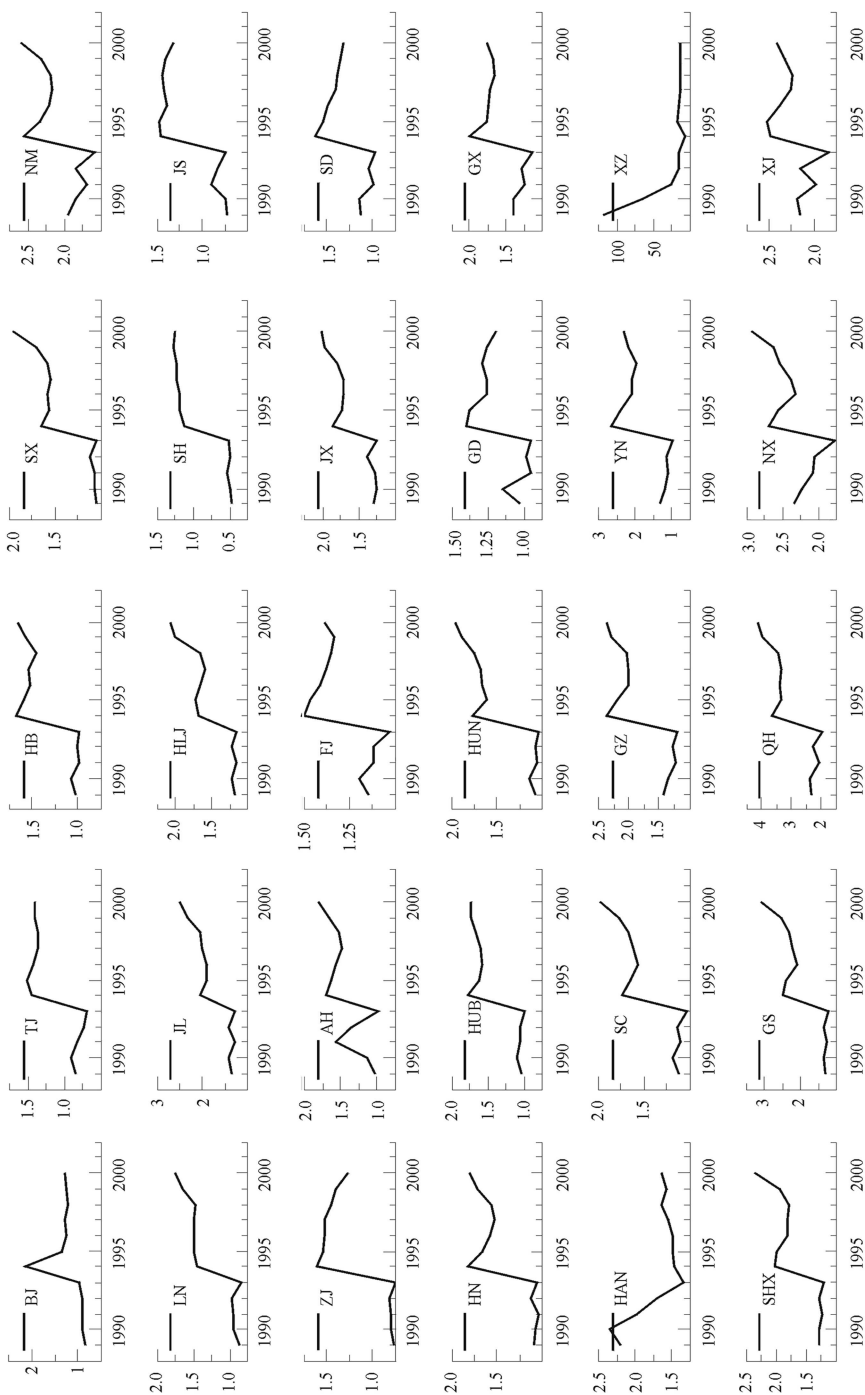


图1 资本投资, GDP和其他经济总量时序(单位:100百万元人民币)

近年来经济文献中有关中国总投资效益的讨论虽不少,但尚缺乏对以上问题有明确严谨的解答。讨论的方式不是以概述现实经济现象为主,就是将某种现象用理论模型来概括。两种方式结合的论证分析几乎没有。例如,王小鲁和樊纲(2000)把现实经济中局部尚存的投资短缺现象、投资结构的失衡、政府主导的投资行为、银行体制下的软性贷款及现存大量低效率的国有企业都归结于投资项目效率低下的原因。同时,他们也列举了一些表明改革以来



注：我国在 1994 年引入了新的税收体系。由于 1994 年后，中央会向地方返还一部分税收收入，因此地方财政的数据不能完全反映地方财政的收入水平。此图只能反映地方财政赤字的变化趋势而不能准确反映财政赤字变动的大小。

图 2 各省的财政支出与财政收入之比

投资效率不断提高的现象,如资本形成率的不断上升,以及私有部门和外国投资者在投资中所占比率的不断上升。张军(2002)把以往总投资高于GDP的增长视为投资的过度,并用中国的全要素增长率在整个20世纪90年代一直在放慢、投资的回报率正在逐渐减少等实证分析来表明投资过度的严重性。他认为,投资过度会降低投资的效率,对于经济的长期发展不利。他把过度投资的原因归结于经济体制的扭曲。Zhang和Zou(1996)对改革进程中中国财政分权体制对经济的影响作了专门地实证分析。他们发现,中国财政分权的程度越高,各省的增长水平就越低。他们因此得出结论,财政分权可能导致国家对基础设施的投资不足,从而制约经济的快速增长。Young(2000)对改革分权问题进行了更为广泛深入的研究。他指出,财政分权会导致国内市场的分割,从而降低资源配置的效率。但是,并不是所有的研究都否定财政分权改革的效益。例如,Huang(1996)详细分析了在投资控制方面中央与地方政府的政治经济关系及其在经济改革进程中的变化过程。他认为,中国目前的行政体制实际上是一种联邦制:地方政府负责经济事务,中央政府负责政治事务。这种体制能够减少合作成本,提高政府管理经济的水平。上述列举的实证分析之所以结论不一,主要原因在于缺乏一个统一的模型框架来定义总投资效率和解释影响效率的基本因素,特别是制度因素。在讨论联邦化的经济作用问题上,Qian和Roland(1998)的理论模型研究是一个开拓性尝试。他们的模型展示了联邦化对经济的正负两个方面的作用。一个方面,联邦体制会引起各地区间相互竞争,以导致地区间投资的扭曲。但另一个方面,联邦体制会增强政府机构间的相互制约,从而对国有企业的软约束行为起硬化作用。遗憾的是,Qian和Roland的理论模型推论尚未得到数据的严谨实证。

这里,我们从微观经济学出发,将标准的投资需求模型扩展改造,使之适用于讨论转型经济下的总投资效益问题。我们将投资效率分成投资的配置效率与固定资产的生产效率,并侧重讨论如何识别和分离出制度因素对投资配置效率的作用。我们将模型用于分析中国三十个省份从1989年到2000年的面板投资数据。<sup>3</sup> 本文的论述顺序是:第二节介绍标准的投资需求理论模型,以明确投资之配置效率与资产之生产效率的量化定义;第三节将模型扩展,在解释投资配置效率的模型中引入转型经济的制度因素;第四节是对模型实例估计检验结果的分析;最后一节则是我们对模型结果的总结。

## 二、投资的效率损失:基础理论模型框架

效率属于规范经济学的概念,它在微观经济学中有着严格的定义。然而

<sup>3</sup> 我们将北京、天津和上海三个直辖市记为省。而重庆仍然看作四川省的一部分,因为它是刚刚才成立的。

在宏观经济学中，要想严格地定义和度量效率就比较困难，特别是在讨论转型经济的宏观问题更是如此。因此，在对中国的过度投资需求进行讨论时，很少有人使用严格定义的效率尺度来评价现实经济。常用的经验尺度是生产率，如资本的生产率及其变化率、资本和劳动的比率等等。但是这些尺度并不适用于我们所真正关注的问题，即在转型经济中资金配置的供需不适当。<sup>4</sup> 这里，我们从微观经济学中的效率概念出发，试图将它转变成一个可用数据实例分析评价的尺度。一般假定，一个处于完善市场环境下的经济主体会用成本最小化的方式来确定其适度的投资需求水平。我们便将过度投资定义为实际投资水平对这个适度投资的偏离。我们近而将这一偏离与两种效率的损失联系起来，即投资的配置效率和投资品的生产效率。至于如何评价转型经济体制所可能引起投资效率的损失问题，我们将在下一节集中讨论。

据标准的福利经济学，完善市场的均衡是经济处于最有效的状态。据此定义，我们可用在第  $t$  时期实际的投资水平  $I_t$  对于理想投资水平  $I_t^*$  的偏离程度作为投资效率损失的尺度。我们令：

$$\zeta_t = \ln I_t - \ln I_t^* , \quad (1)$$

$\zeta_t > 0$  表示过度投资， $\zeta_t < 0$  则表示投资不足。Caballero *et al* (1995) 将  $\zeta_t$  称为“受制约的”投资率，并利用协整的方法来估计  $\zeta_t$ （亦即设  $\ln I_t$  协整于  $\ln I_t^*$ ）。协整关系意味着  $\zeta_t$  为弱平稳过程，即过度投资与投资不足都不是可永久持续的状态。这里，我们采纳同样的方法，并把理想投资水平  $I_t^*$  设为投资需求的均衡水平，把  $\zeta_t$  解释为实际投资水平相对于均衡水平的非均衡偏差。我们的主要目的是通过建立解释此非均衡偏差的模型来探讨和估计促成投资效率损失的各种原因，并将这些原因归为不同种类的效率损失。

显然，估计式(1)中  $\zeta_t$  的关键在于估计理想投资水平。根据微观企业理论，我们将这一水平与生产过程对资本投入的有效需求联系起来。也就是说，我们将在给定生产规模下能满足成本最小化的资本投入设为最有效的资本投入，并将这一投入定义为投资需求的均衡水平。我们还沿用微观企业理论的方法，将资本投入的有效性分解为两种。一种是生产过程中的有效性，它衡量资本在生产中被有效利用的程度。该程度主要取决于企业的技术和管理水平。<sup>5</sup> 我们在这里把这种效率简记为 PE。另一种是资金配置上的有效性，它取决于管理者如何根据生产的供需状况对未来投资所作的决策。我们把这种效率简记为 AE。（有关这两种效率的分析细节，可参见 Färe and Primont，

<sup>4</sup> Bai *et al* (1997) 指出，当一个混合经济中的厂商不完全是利润最大化的经济个体时，经济中全要素生产率的提高并不一定表示资源配置效率的提高。

<sup>5</sup> 不少人将这种生产过程中的有效性称为“技术效率”。这里，我们没有采纳这一术语，是为了强调企业管理在生产过程中的重要性。我们相信，这一点对于中国的企业是尤其重要的。

1995 和 Greene, 1997)。具体地, 我们先将投资写成资本的函数:

$$I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}, \quad (2)$$

式中的  $\delta$  表示资本的有效折旧率。我们再将  $K^*$  定义为生产处于长期均衡时的资本投入量。于是有:

$$I^* = \delta K^*, \quad (3)$$

下一步, 我们取一个简单的、只包括资本  $K$  和劳动力  $L$  两个投入变量的齐次生产函数:

$$Y = f(K, L, \Delta). \quad (4)$$

式中的  $\Delta$  表示生产中的技术进步因素, 它将构成衡量生产效率 PE 的尺度。由于我们所关心的是在长期情况下的非均衡投资状态, 我们假定生产函数(4)具有规模报酬不变的特性。

根据微观经济学, 均衡状态时的技术替代率应等于均衡时投入要素价格之比:

$$\frac{\partial Y / \partial K}{\partial Y / \partial L} = \frac{P_k^*}{P_l^*}. \quad (5)$$

因此, 我们可利用实际相对价格和均衡相对价格之比来构造评价配置效率 AE 的尺度:<sup>6</sup>

$$Z_{kl} = \frac{P_k / P_l}{P_k^* / P_l^*} = \frac{Z_k}{Z_l}, \quad Z_j = \frac{P_j}{P_j^*}, \quad j = l, k. \quad (6)$$

显然, 当  $Z_{kl} = Z_k = Z_l = 1$  时, AE 达到最优。值得注意的是, 式(6)所示的价格扭曲包含两种情况: 要素自身价格的扭曲和要素相对价格的扭曲。即使劳动力价格和资本价格同时存在扭曲状态, 只要要素价格的扭曲程度相同, 依然会有  $Z_{kl} = 1$ 。这意味着, 要素自身价格的扭曲要比要素间相对价格扭曲更为基本。不过, 由于所有价格都是相对的, 我们可把要素自身价格的扭曲看成是该要素价格相对于一般价格水平变动的偏离。在实证研究中, 均衡价格  $P_j^*$  是不可观测的。不少文献将式(6)中的  $Z$  指标设为对投入要素价格的某种修正参数集。估计这一参数集的方法有直接和间接两种。直接的方法是通过由成本最小化约束下的生产函数求得其对应的二级价格空间, 在此空间下估计价格的修正参数。这种方法比较常见。间接的方法是避开价格, 而在生产要素原空间内, 利用投入要素的距离函数, 即实际要素需求与在成本最

<sup>6</sup> 在不少的实证性论文中, 式(5)中的均衡价格之比被实际价格之比所替代。这时, 衡量式(6)中 AE 的理想价格是 企业所面临的影子价格, 而不是市场均衡价格。例如 Banos-Pino *et al* (2001)。

小约束下的有效要素需求间的差距，对  $Z$  作某种参数估计（参见 Atkinson and Cornwell, 1994，以及 Atkinson and Primont, 2002）<sup>7</sup>

这里，我们最为关心的是投资的配置效率，因此采用间接的方法，在生产要素原空间估计测度投资的配置效率  $Z_I = I/I^*$ 。回顾式（1）就不难看出， $Z_I$  其实是  $\zeta$  的指数函数，亦即：

$$\ln Z_I = \ln I - \ln I^* = \zeta. \quad (7)$$

这表明，我们可用投资需求的协整关系来作为测度投资配置效率的指标。于是，测度投资配置效率的问题就转化成了设定和估计投资需求之长期协整关系的问题。

下面，我们采用标准的生产模型来求导投资需求式。我们设均衡时的生产函数（4）为具有规模报酬不变特征的常数性技术替代率形式（通常简称为 CES 模型），即：

$$Y^* = \Lambda [ \alpha K^{*\rho} + (1 - \alpha) L^{*\rho} ]^{1/\rho}, \quad 0 \neq \rho = 1 - \frac{1}{\sigma} < 1, \quad (8)$$

式中的  $\rho$  是对应于替代弹性系数  $\sigma$  的替代参数。对式（8）施成本最小化约束，即  $\min(P_k K + P_l L)$ ，我们便可得出对于资本要素  $K^*$  的均衡需求方程：

$$K^* = \alpha^\sigma \Lambda^{-1} Y^* \left( \frac{P_y}{P_k} \right)^\sigma, \quad (9)$$

式里的  $P_y$  为最小成本条件下的单位产出价格（参见 Varian 1992, Chapter 4）。据式（9）和式（3），我们可将（1）写成如下的长期协整式：

$$\zeta_t = \ln I_t - [ A + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln C_t ] \xrightarrow{\beta_1=1} \ln \left( \frac{I}{Y} \right) - [ A + \beta_2 \ln C_t ],$$

$$A = \ln \delta + \sigma \ln \alpha - \ln \Lambda. \quad (10)$$

式中的  $\beta_1$  为规模报酬系数的倒数，当规模报酬不变时， $\beta_1 = 1$ ； $\beta_2 = -\sigma < 0$ ， $A$  表示生产技术因素， $C$  则为以产出成本为单位的资本使用成本，其具体的表达式为：

$$C = \frac{P_k}{P_y} = \frac{(r + \delta) P_I}{(1 - \pi) P_y}. \quad (11)$$

式中的  $r$  为投资的真实利息率， $\pi$  为税率。为了估价比较不同企业的生产技术因素，我们需要采用面板数据。针对我们要用的中国三十个省份的面板数据，我们将式（10）改写为：

<sup>7</sup> 关于这两种方法之对偶性的详细讨论，可以参见 Färe and Primont (1995)。

$$\zeta_{it} = \ln I_{it} - [A_i + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln C_{it}] \quad i = 1, \dots, 30$$

$$\frac{\beta_1 = 1}{Y} \ln\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} - [A_i + \beta_2 \ln C_{it}], \quad A_i = \ln \delta_i + \sigma \ln \alpha_i - \ln \Lambda_i. \quad (10')$$

式(10')为我们提供了估计投资生产效率 PE 和配置效率 AE 的简便办法。让我们先来考虑 PE。据现有方法, PE 可以在参数  $A_i$  里所含的  $\Lambda_i$  中反映出来(如见 Greene 1997)。但要估算  $\Lambda_i$ , 就必须知道先估算  $\alpha_i$ 。通常可用式(8)来估计  $\alpha_i$ 。只有在  $\sigma=0$  或在  $\alpha_i = \alpha \forall i$  的特例下, 我们才不需要另行估计  $\alpha_i$ 。为了考虑技术变革对  $\Lambda_i$  的影响, 我们对  $\Lambda_i$  的函数形式做如下假设:

$$\Lambda_i = \exp\{\gamma_0 t + \gamma_i\} \quad (\text{普遍趋势加上个体因素}) \quad (12a)$$

$$\Lambda_i = \exp\{\gamma_0 t + \gamma_i\} \quad (\text{随机时间影响加上个体因素}) \quad (12b)$$

让我们再来考虑 AE。当  $\zeta_{it}=0$  时, 投资配置处于完全有效状态。从经济计量学角度出发, 通常把  $\zeta_{it}$  简单地看成是  $\ln I_{it}$  对于  $\ln Y_{it}$  和  $\ln C_{it}$  做回归所得到的误差项。然而, 这种做法具有概念上的缺陷。一方面, 它对残差项赋予经济学结构变量的解释(有关对残差项概念的一般讨论, 参见 Qin and Gilbert 2001), 而另一方面, 它又无法给我们提供关于配置效率是如何受经济结构因素的影响而损失的信息。由于配置效率是我们这里所最为关心的问题, 下面我们就对这一问题做专节讨论。

### 三、配置效率和制度约束

如前所述, 中国的过度投资需求主要是由改革期间市场不够完善而引起的资金分配供需不当。上一节的模型并没有考虑到这类经济体制因素的作用。因此, 我们从式(10')中的  $\zeta_{it}$  是得不出 AE 的低下是否源于引致市场非均衡的制度因素的结论的。该式对市场机制欠完备的惟一反映是体现投资需求对价格敏感程度的参数  $\beta_2$ 。若有  $\beta_2=0$ , 则投资需求对价格毫不敏感。<sup>8</sup> 我们可将这种情况解释为实际的  $C$  与市场均衡水平的  $C^*$  有着显著差异, 进而推断投资分配效率的损失源于不完善的市场机制。

为了进一步探讨制度因素对 AE 的具体作用, 我们现从一般的转型经济出发, 将投资配置效率的损失分为两种情况。一种损失源于制度, 即源于与完善市场运行相抵触的制度环境。另一种则为经济学中通常所指的由企业投资决策失误而造成的损失。相应地, 我们需要对上节的模型做两方面的扩展改进。首先, 我们提议在生产的成本函数中加入制度因素。人们通常认为, 国有企业的生产不仅仅是以利润最大化作为单一目标的, (参见, Liu, 2001, Dong

<sup>8</sup> 若  $\beta_2=0$ , 也就意味着  $\sigma=0$ 。这时, 式(9)便退化为简单的加速模型。



and Putterman 2002)。例如，代表国有企业的政府对于意识形态和国防安全等等因素的考虑常常在国家的投资计划上起关键的作用（参见 Ma and Wei 1997）。然而，企业一般很难同时追求多目标的生产优化，除非企业没有硬性的成本约束。换句话说，为了实现一组混合目标的最大化，就必须将成本最小化的约束软化，即在成本函数中加入软约束条件，这一软约束条件恰恰反映着转型经济制度的特征。具体地，我们在上节的成本约束条件上乘上一个体现软化成本约束程度的项  $\tau(x)$ ，即：

$$(P_k K + P_l L)\tau(x), \quad (13)$$

式中的  $x$  表示一系列软约束指标的集合，而且须有  $\tau(0)=1$ ，即硬性约束是软约束不存在的特例。<sup>9</sup> 为便于模型估计，我们对  $\tau(x)$  取指数形式：

$$\tau(x) = \exp\left\{\prod_j x_j^{\xi_j}\right\}, \quad (14)$$

将 (14) 代入 (13)，并在生产函数 (8) 约束下求最小值，即可得：

$$\zeta_{it}^c = \ln I_{it} - [A_i + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \sum_j \tau_j' x_{jit}]. \quad (15)$$

上式为式 (10') 在考虑制度因素后的扩展式。其扩展部分  $\tau(x)$  为我们提供了一个测量因制度因素而引起的配置效率损失的简便方法，因而有助于我们对有关制度与效率关系的理论模型假设摸索实证模型检验的途径。<sup>10</sup>

我们对模型的第二个改进是剔除  $\zeta_{it}^c$  中所包含的各种设定错误和测量误差，即模型的非结构误差部分。从式 (15) 可看出， $\zeta_{it}^c$  表示剔除了由制度因素造成的投资配置效率损失后的配置效率损失部分。若按通常的做法，它被解释为反映由企业投资决策失误所引起的配置效率损失。然而，这种做法隐含着—个很强的假设，即设模型不含任何设定误差和测量误差。这在实证研究中显然是难以满足的。另外，从动态特征的角度考虑，如果按一般的回归估计法将  $\zeta_{it}^c$  设为一个白噪声过程，那么我们其实对企业的投资决策失误做不出什么行为结构上有意义的推断。从行为结构角度考虑，我们应将  $\zeta_{it}^c$  先验设定为一个平稳的过程，而不必是白噪声过程。为此，我们提议将  $\zeta_{it}^c$  估值中的非结构误差部分剔除。具体地，我们借用时序建模的方法，将式 (15) 扩展为一动态模型，并将模型估计滤出的白噪声残差设为模型的非结构误差部分。扩展模型采用通用的自相关分布滞后形式 (ADL)，模型的残差项记为  $v_{it}$ 。一旦将

<sup>9</sup> 另一种模型处理办法是将单部门模型分解为两个部门的模型，即分别对国有企业和非国有企业建立行为方程。但是这种方法不仅对数据需求量大，而且并不能完全反映中国的现状。由于中国的私有化改革是循序渐进的，不少企业的产权关系并不那么明确。因此若想根据产权来区分企业行为是很困难的。

<sup>10</sup> 关于效率与制度变迁关系的理论模型研究尚处初期，如见 Yao (2002)。因此，有关的实证模型研究十分欠缺。

$v_{it}$  从  $\zeta_{it}^r$  中分离出来, 剩余的部分便是反映企业配置效率损失的 AE 指标。

综上所述, 我们可将投资的 AE 指标分解为两种。一种是由制度因素所至, 我们用  $z^r$  来表示; 另一种即是通常所指的由投资决策失误所至的损失, 我们定义为  $z^m$ :

$$\begin{aligned} z_{it}^r &= \zeta_{it} - \zeta_{it}^r, \\ z_{it}^m &= \zeta_{it}^r - v_{it}. \end{aligned} \quad (16)$$

在模型估计之前, 我们必须考虑如何选取变量集  $x$ 。这里, 我们采取两条选择标准。一条是这些变量必须体现制度因素对市场均衡的偏离影响作用。第二条是这些变量必须满足  $\tau(0)=1$ 。根据有关文献的讨论, 我们认为这些变量应反映涉及投资决策的中央和地方的财政政策、省际竞争状况、企业资产负债率的变化以及银行存贷比率的变化等等因素。我们试验构造了若干指标, 代入模型进行估计检验。我们从试验结果中筛选出四个变量, 其中一个是全国性的指标, 三个是地方性的指标。具体地, 我们用变量  $x_1$  表示国家财政赤字的影响, 设其为包括中央政府和地方政府在内的政府净债务的对数(见图 1); 我们用  $x_{2i}$  表示地方政府扩张性财政政策的影响, 设其为省财政的开支与收入之比的对数(见图 2);<sup>11</sup> 我们用  $x_{3i}$  表示由省际竞争而引起的过度投资倾向, 设其为前一期的各省投资与该省所在地区的平均投资水平之差; 我们用  $x_{4i}$  表示地区经济发展水平的影响, 设其为前一期的各省平均资本产出与该省所在地区的平均资本产出之差。<sup>12</sup> 附录给出这些变量更详细的定义。值得指出的是, 在模型试验中, 表示债务资产比和银行存贷款比的制度变量都不显著, 因此被删除。这意味着银行贷款状况对企业的投资决策尚不起决定性的作用。我们认为, 这很可能反映了数据样本期的局限。我们所有的银行存贷款比率的数据只是从 1993 年到 1999 年的, 而这些年间该比率的波动幅度远远小于财政变量的波动幅度。

#### 四、模型实证检验结果

模型实证估计检验采用的是三十个省从 1989 年到 2000 年的年度数据面板样本(所有变量的定义请见附录)。为了便于估计实际投资与其均衡水平的偏离, 我们将式(10')改写为:

<sup>11</sup> 必须注意图 2 中的  $x_{2i}$  自 1994 年起普遍有较大上升。然而在现实中, 省级财政赤字并没有像图中所示的那么严重。这是因为 1994 年实行的新税收体系。该体系承诺中央政府将其所征收的部分税收返还给地方政府。但是这一返还部分却不记录在地方政府的财政收支平衡表中。尽管如此, 全国的财政赤字很大程度上源于地方政府的财政赤字, 这一点我们从图 1 便可看到。特别应注意的是, 中央财政自 1994 年来一直处于赤字状态。

<sup>12</sup> 这里我们将中国划分成三个地区, 所使用的标准来自国家统计局。见 Song *et al* (2001)。

$$\ln I_{it} = a_0 + a_i + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \zeta_{it}, \quad (10a)$$

式中的  $a_i$  为反映各省特性的参数，其具体设定形式见表 1。据第二节的理论模型，式 (10a) 应反映投资的长期均衡关系。再据时序数据的一般估计特征，这种均衡关系通常也是协整关系，亦即  $\zeta_{it}$  应是一个平稳的误差过程，而并不一定是白噪声过程。考虑到所涉的各时序变量很可能具有非平稳性，我们选取两种模型估计方法：一种是对式 (10a) 采用可行的广义最小二乘法（记为 FGLS），另一种是将式 (10a) 与其扩展了的一阶 ADL 模型结合起来，做动态面板模型的结合广义矩估计（我们将广义矩估计法记为 GMM）。<sup>13</sup> 式 (10a) 的一阶 ADL 模型为：

$$\begin{aligned} \ln I_{it} &= a_0 + a_i + b_0 \ln I_{it-1} + b_{10} \ln Y_{it} + b_{11} \ln Y_{it-1} \\ &\quad + b_{20} \ln C_{it} + b_{21} \ln C_{it-1} + v_{it}, \\ \beta_1 &= \frac{b_{10} + b_{11}}{1 - b_0}, \\ \beta_2 &= \frac{b_{20} + b_{21}}{1 - b_0}. \end{aligned} \quad (10a')$$

为了检验这些长期系数估值是否在快速的经济发展中保持相对的不变性，我们在全样本估计之外还做了子样本估计。主要估计结果列于表 1 中。<sup>14</sup> 如前，静态模型 (10a) 的残差项呈显著的自相关性，而对应于 (10a) 的动态模型之残差项却不具序列相关性。<sup>15</sup> 这表明，投资的非均衡修正过程是个相当缓慢的误差修正过程。

值得注意，表 1 的估计结果基本是肯定生产规模报酬不变之假设的，亦即  $\beta_1 = 1$ 。正如所料，由于投资和产出这两个变量都含很强的时序趋势， $\beta_1$  的估值对  $a_i$  中是否含时间哑变量之设定十分敏感。当  $a_i$  不含时间哑变量时，用 FGLS 法得到的估值与用 GMM 法估计出的估值十分相似。这一结果是对投资和产出在  $\beta_1 = 1$  处呈协整关系之假说的证实，而且是和 Sun (1998) 和 Song *et al* (2001) 的研究结果相一致的。我们还发现，不论  $a_i$  中的时间哑变量是确定性的还是随机的，其估计值基本都不显著。因此，我们在以后的模型设定中删除了该哑变量。模型结果中另一个值得注意的是  $\beta_2$  的估值，其显著性水平大都很低。于是我们进而考虑了两种可能性。一种是替代弹性系数

<sup>13</sup> 模型估计使用的软件为 PcGive 10。估计中 FGLS 的权数用的是普通最小二乘法的残差。对于 GMM，我们使用的是一步估计法。有关估计技术细节见 Arellano and Bover (1995)，以及 Blundell and Bond (1998)。

<sup>14</sup> 由于样本期间有些年份的真实利率为负值，资本成本的一些样本观测值为负值。为了便于模型估计，我们将成本时序加了一个常数，然后再取对数。这种处理方法只会影响模型常数项估值的大小，而对模型的其他结果无影响。

<sup>15</sup> 应当注意，残差的一阶序列相关是使用 GMM 法的预期结果。关于残差自相关检验的细节，见 Doornik and Hendry (2001, Chapter 7, vol. 3)。

表1 方程(10a)的主要估计结果

FGLS	$a_i = \gamma_i + \gamma_0 t$			$a_i = \gamma_i$			$a_i = \gamma_i + \gamma_0 t$		
	89-2000	92-2000	94-2000	89-2000	92-2000	94-2000	89-2000	92-2000	94-2000
$\beta_1$	1.17 (0.1002)	0.847 (0.1706)	0.7795 (0.2694)	1.152 (0.0213)	1.144 (0.0367)	1.126 (0.0546)	1.135 (0.1068)	0.7546 (0.1922)	0.831 (0.288)
$\beta_2$	-0.186 (0.0976)	-0.202 (0.1131)	-0.178 (0.1091)	-0.1906 (0.0942)	-0.155 (0.1106)	-0.1924 (0.1088)	-0.0915 (0.1909)	-0.0342 (0.2056)	-0.2227 (0.1985)
$\gamma_0$	-0.002 (0.0111)	0.0329 (0.0184)	0.0335 (0.0255)						
$\gamma_i$ 的联合检验 ( $\chi^2_{30}$ )	1858 [0.000]	1486 [0.000]	1643 [0.000]	1928 [0.000]	1479 [0.000]	1767 [0.000]	1911 [0.000]	1486 [0.000]	1754 [0.000]
$\gamma_{0t}$ 的联合检验 ( $\chi^2_{\text{sample size}}$ )							6.914 [0.806]	7.853 [0.448]	4.285 [0.638]
检验: 残差无自相关 (AR)									
AR(1) (N(0,1))	14.80 [0.000]	12.73 [0.000]	7.073 [0.000]	14.88 [0.000]	12.91 [0.000]	7.26 [0.000]	15.30 [0.000]	14.80 [0.000]	2.353 [0.019]
AR(2) (N(0,1))	5.426 [0.000]	3.643 [0.000]	0.5536 [0.58]	5.471 [0.000]	3.755 [0.000]	0.6647 [0.506]	5.647 [0.000]	5.426 [0.000]	-2.399 [0.016]
AR(3) (N(0,1))	-1.311 [0.19]	-2.439 [0.015]	-3.803 [0.000]	-1.368 [0.171]	-2.28 [0.023]	-3.892 [0.000]	-1.329 [0.184]	-1.311 [0.19]	-4.506 [0.000]
AR(4) (N(0,1))	-5.719 [0.000]	-5.745 [0.000]	-5.717 [0.001]	-5.804 [0.000]	-5.579 [0.000]	-5.873 [0.000]	-5.824 [0.000]	-5.719 [0.000]	-3.291 [0.001]
方程(10a')的长期系数的估计									
GMM	$a_i = \gamma_i + \gamma_0 t$			$a_i = \gamma_i$			$a_i = \gamma_i + \gamma_0 t$		
	89-2000			89-2000	92-2000	94-2000	89-2000		
$\beta_1$	-0.2445 (0.4627)			1.2043 (0.0869)	1.4556 (0.1707)	0.9185 (0.3291)	0.1673 (0.6621)		
$\beta_2$	-0.6557 (0.3865)			-0.1769 (0.3797)	-0.7235 (0.552)	2.7155 (2.6075)	-0.9847 (0.5811)		
$\gamma_0$	0.1647 (0.0514)								

注: 圆括号中为标准差, 方括号中为  $p$  值。

为零, 即  $\sigma = 0$ ; 另一种是  $C_{it}$  的实际观测值并没有被企业视为投资成本最小化的信号。鉴于在我国过度投资达到最高峰的时期银行的贷款利率和投资的价格都很低的实情, 我们倾向于第二种可能性。为了检验这两种可能性, 我们做了两个实验。首先, 我们将构成  $C$  的三个部分分离开来, 检验相应的三个系数估值是否显著不同。然后, 我们再检验不同省份对于成本信号的反映是否显著不同。

在做第一种检验时, 我们取  $\beta_1 = 1$ , 并将成本式(11)分为三个部分, 即:

$$\ln\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = a_0 + a_i + \beta_{20} \ln(r + \delta_i)_t + \beta_{21} \ln\left(\frac{P_I}{P_Y}\right)_{it} + \beta_{22} \ln(1 - \pi_{it}) + \zeta_{it}. \quad (10b)$$

我们对于上式的先验期望是： $\beta_{20} < 0$ 、 $\beta_{21} < 0$ 、及 $\beta_{22} > 0$ 。从表 2 列出的主要估计结果不难看出，这三个参数的估值差异很大。真实利率的参数十分不显著；相对价格变量的参数之显著性水平也很低。表示税率水平的参数在全样本下是显著的，但在我们用样本后一段的子样本估计时却变得不显著了。鉴于上述结果，我们在做第二种检验时，将式（10b）中的真实利率变量删去，并集中考察表示价格影响参数之显著性水平低的结果是否是由式（10b）设各省的价格响应齐次这一约束假定所造成的。具体地，我们估计如下模型：

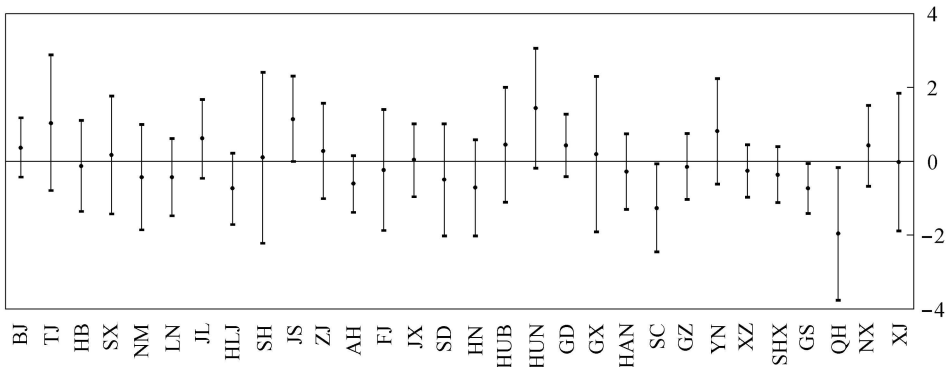
$$\ln\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = a_0 + a_i + \sum_{i=1}^{30} \beta_{21i} \ln\left(\frac{P_i}{P_Y}\right) + \beta_{22} \ln(1 - \pi)_{it} + \zeta_{it}. \quad (10c)$$

表 2 方程(10b)中的  $\beta_2$  的估计结果

	89-2000		92-2000		94-2000		89-2000	
	FGLS	GMM	FGLS	GMM	FGLS	GMM	FGLS	GMM
$\beta_{20}$	0.0002 (0.0011)	0.001 (0.003)	0.001 (0.0012)	0.0024 (0.0039)	-0.0012 (0.001)	0.0003 (0.0036)	约束为 0	
$\beta_{21}$	-0.138 (0.1062)	-0.2484 (0.4641)	-0.1644 (0.1485)	0.0182 (0.4027)	0.5822 (0.2222)	1.1285 (0.5871)	约束为 0	
$\beta_{22}$	0.7953 (0.1658)	0.9518 (0.3101)	0.4199 (0.1933)	-0.6046 (0.441)	-0.072 (0.1919)	-0.0173 (0.354)	0.7341 (0.1589)	1.192 (0.2679)

注：圆括号中为标准差，GMM 法估计的是方程(10b)的一阶 ADL 形式

从图 3 画出的  $\beta_{21i}$  估值及其 95% 的置信区间不难看出，虽然各省对价格的响应程度的确相异，但大多数的价格响应都不显著。这一点由图 3 下列出的对  $\beta_{21i}$  之联合检验结果进一步证实。自此，我们将利率和相对价格变量从模型中删去。



检验： $\sum \beta_{21i} = 0 : \chi^2(30) = 37.823 [0.1543]$

图 3 估计结果中各省的价格系数（及 95% 置信区间）

接下来,我们对(15)式做如下形式的估计:

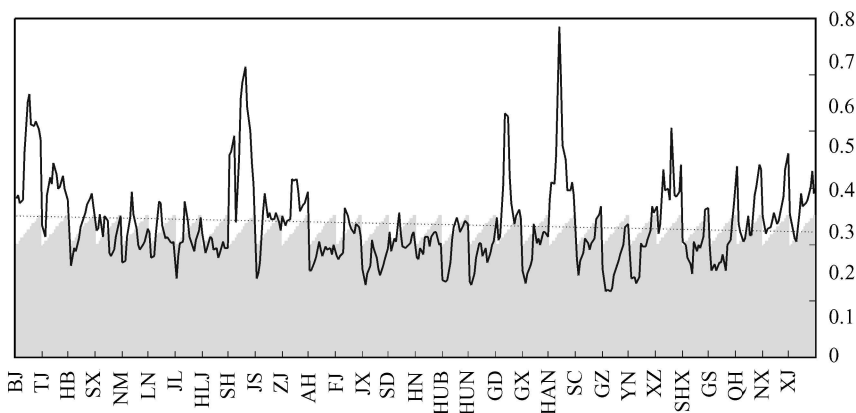
$$\ln I_{it} = a_0 + a_i + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_{22} \ln(1 - \pi_{it}) + \tau_1' x_{1t} + \tau_2' x_{2it} + \tau_3' x_{3it-1} + \tau_4' x_{4it-1} + \zeta_{it}' \quad (15a)$$

我们还对其一阶 ADL 动态式作了相应的估计。这里的 ADL 动态式与式(10a)之 ADL 动态式的形式类同,就不另行写出了。表3列出估计的主要结果,其中的残差检验结果和表1中的形式十分类似。我们从表3可看到,  $\beta_1 = 1$  的假设得到了进一步的证实。值得注意的是,从表1中我们看到,当  $a_i = \gamma_i$  时,有可能存在规模报酬的递减、即  $\beta_1 > 1$  的情况。但是这种可能性在表3中已经不复存在。这意味着,上述可能性可被制度变量解释。另外我们还发现,  $\beta_{22}$  的估值随样本的缩短而变小,并且出现了符号与理论预期相反的情况。这个结果进一步肯定了我们的先验预期,即中国的投资需求对资本价格的变化尚不敏感,亦即资本价格几乎不能反映投资的真实成本。我们还注意到,在  $\beta_1 = 1$  和  $\beta_2 = 0$  条件下,我们能够简单地将投资和国民生产总值之比率看成是表示非均衡投资的程度。图4绘出各省的这个比率。我们发现,北京、上海、广东、海南和西藏是过度投资程度最严重的省份,而贵州、云南和广西则是投资不足程度最严重的省份。

表3 方程(15a)的主要估计结果

	89-2000			92-2000			94-2000		
	FGLS			GMM					
$\beta_1$	0.9711 (0.0484)	0.8782 (0.0603)	0.9403 (0.0579)	1.0378 (0.0719)	1.0038 (0.1931)	0.9114 (0.2316)			
$\beta_{22}$	0.3603 (0.1427)	0.2761 (0.1594)	-0.0805 (0.1614)	0.0871 (0.4613)	-0.7739 (0.5455)	-1.0534 (0.616)			
$\tau_1$	0.0524 (0.0222)	0.058 (0.0236)	0.0459 (0.0208)	0.0058 (0.0507)	-0.0245 (0.074)	-0.0208 (0.0772)			
$\tau_2$	0.0964 (0.0293)	0.1973 (0.0433)	0.1174 (0.0735)	0.2129 (0.116)	0.2985 (0.2268)	0.3118 (0.2789)			
$\tau_3$	-0.6727 (0.0698)	-0.6431 (0.0792)	-0.6308 (0.0755)	-0.0572 (0.2746)	0.0755 (0.3748)	-0.1396 (0.2535)			
$\tau_4$	0.1556 (0.0729)	0.1555 (0.0869)	0.0195 (0.089)	0.0941 (0.2809)	-0.2023 (0.5723)	-0.0269 (0.4244)			
检验 残差无自相关(AR)									
AR(1)	9.693	8.616	6.479	-3.829	-3.481	-3.706			
N(0,1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]			
AR(2)	2.555	2.235	1.193	0.9459	1.679	1.82			
N(0,1)	[0.011]	[0.025]	[0.233]	[0.344]	[0.093]	[0.069]			
AR(3)	-1.631	-1.702	-3.202	0.9	0.0661	-0.0616			
N(0,1)	[0.103]	[0.089]	[0.001]	[0.368]	[0.947]	[0.951]			
AR(4)	-4.821	-4.884	-5.804	-1.655	-0.5315	-0.959			
N(0,1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.098]	[0.595]	[0.338]			

注:圆括号中为标准差,方括号中为  $p$  值。GMM法估计的是方程(15a)的一阶 ADL 形式。



注：图中每个斜的灰色阶梯覆盖一个省的12个观测值。

图4 固定资产投资和GDP的比率

现在让我们集中考察一下模型估计出的制度变量的作用。我们发现，当估计方法不同时，这些变量的参数估值差异较大。特别是当我们用GMM估计时，参数的显著性水平下跌不少。我们认为，产生这种结果的主要原因是这些制度变量都是定义在比率形式上的，与基础模型中的流量型变量具有不同的时序特性。因此，它们对模型的动态设定比较敏感。其实，我们在动态面板数据模型的估计过程中发现， $x_{i1}$ 和 $x_{i3}$ 都是以一阶差分的形式对投资变量产生影响的。鉴此，我们将(15a)改设为含 $\beta_1=1$ 和 $\beta_2=0$ 约束的如下形式：

$$\ln\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = a_0 + a_i + \tau'_1 \Delta_1 x_{1it} + \tau'_2 x_{2it} + \tau'_3 \Delta x_{3it-1} + \tau'_4 x_{4it-1} + \zeta_{it}^{\tau} \quad (15b)$$

表4列出主要的估计结果。不难发现，模型(15b)更便于我们解释制度因素对投资的非均衡影响。模型结果表明，财政政策变量对投资起非均衡刺激作用。而且， $x_{i1}$ 是以变化率的形式来刺激非均衡投资的。这表明，中央财政政策的定向变动对于投资的非均衡有直接地促动作用。另外，由于中央政府赤字的增加常常是同许多地方政府的财政赤字有关，我们推断，模型得出的 $x_{i2}$ 之正向作用能够解释我们估计模型(10a)时所发现的规模报酬略有递减的现象。换句话说，由于总投资与国民生产总值比率呈逐渐上升趋势，我们在估计不含制度变量的模型时就得出生产规模报酬略有递减的结果。而一旦将制度变量引入，总投资与国民生产总值比率的略有上升部分便由地方政府近年略增的财政赤字因素解释掉了，从而使剔除了政策影响后的生产规模报酬系数保持不变，即 $\beta_1=1$ 。我们还看到， $x_{i3}$ 的参数显著为负。这与我们的预期相符，亦即省际存在着投资竞争倾向。当某省意识到其投资扩张水平

落后于相邻省份时,该省的扩大投资欲望就愈强,这显然是成本软约束制度的特征反映。对于变量  $x_{i4}$  我们发现,其参数的显著性水平在样本后期的子样本估计时要低于全样本的估计。这表明,各省间由经济发展水平差异引起的投资分布差异也已逐年减弱。值得注意,  $x_{i4}$  和  $x_{i2}$  之间呈一定的负相关性。这说明,地方政府的扩张性财政政策对地区间投资配置的差异程度可能有缓解作用。从这点看,政府的投资决策是很难同时以实现提高效率和增进发展速度平等为目标的。

表4 方程(15b)的主要估计结果

FGLS	89-2000	92-2000	94-2000	Correlation coefficients			
$\beta_1$	Restrict to 1	Restrict to 1	Restrict to 1	$\tau'_1$	$\tau'_2$	$\tau'_3$	$\tau'_4$
$\tau'_1$	0.0716 (0.0203)	0.0466 (0.0202)	0.0422 (0.0184)	1	0.057	0.000	0.000
$\tau'_2$	0.1463 (0.0266)	0.2224 (0.0351)	0.158 (0.075)		1	-0.033	-0.139
$\tau'_3$	-0.4831 (0.0827)	-0.5256 (0.0848)	-0.4678 (0.0828)			1	0.005
$\tau'_4$	0.2006 (0.0785)	0.2065 (0.0901)	0.145 (0.0956)				1
检验:残差无自相关(AR)							
AR(1)	13.11	10.22	7.103				
N(0,1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]				
AR(2)	6.414	4.657	1.35				
N(0,1)	[0.000]	[0.000]	[0.177]				
AR(3)	-0.6271	-0.4858	-3.433				
N(0,1)	[0.531]	[0.627]	[0.001]				
AR(4)	-5.606	-5.301	-6.293				
N(0,1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]				

注:结果说明见表三注。这里的估计未加约束条件  $\beta_1 = 1$ 。

下面,我们来考察制度变量对于投资配置效率的影响指标。首先,我们利用以下两个全样本的 FGLS 估计残差:

$$\begin{aligned} \xi_{it} &= \ln \frac{I_{it}}{Y_{it}} - a_0 - a_i, \\ \xi_{it}^{\tau} &= \ln \frac{I_{it}}{Y_{it}} - a_0 - a_i - \tau'_1 \Delta x_{1t} - \tau'_2 x_{2it} - \tau'_3 \Delta x_{3it-1} - \tau'_4 x_{4it-1}. \end{aligned} \quad (16a)$$

来计算式(16)中的  $z^{\tau}$ 。图5绘出各省  $z^{\tau}$  及其均值和95%的置信区间,并绘出各省的相关系数矩阵。不难看出,各省的  $z^{\tau}$  都在逐年上升,特别是在1993—1994年间和20世纪90年代后期扩张性财政政策流行时  $z^{\tau}$  上升的趋势更加明显。虽然估计过程使两个残差序列的平均值为零,它们的横截面均值却表现出轻度上升。这表明,制度因素往往促使投资配置效率的下降。在财



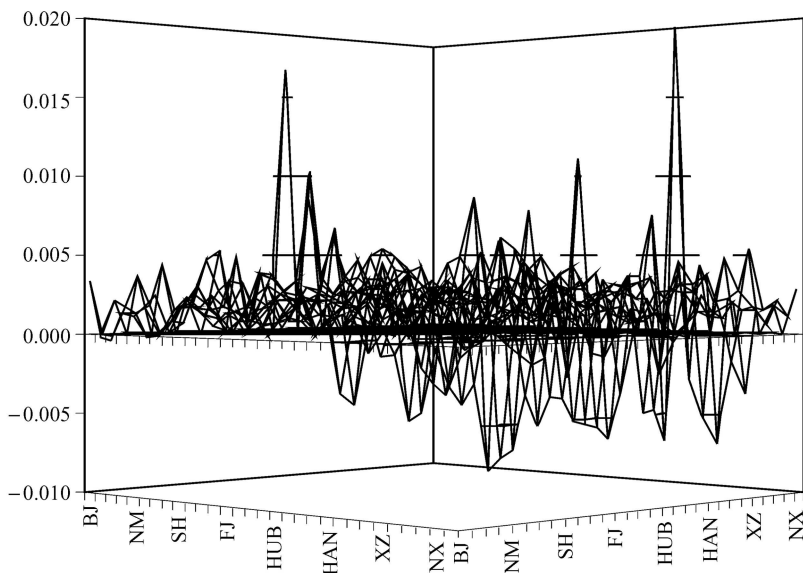
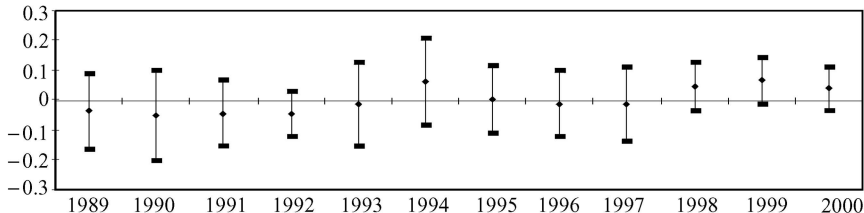
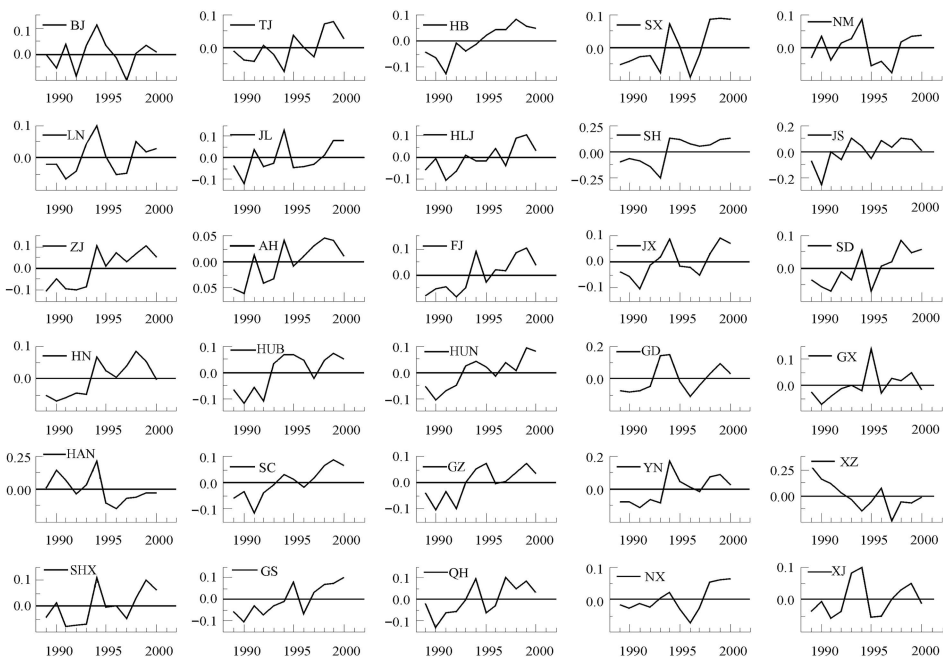


图 5 式 (16a) 估计出的  $\hat{z}^{\tau}$ 、其均值及其 95% 的置信区间、以及  $\hat{z}^{\tau}$  间的协方差

政状况极度不平衡时,这种效用尤为明显。我们还发现,各省的  $z^r$  大多呈正相关,其相关系数只有一小部分为负值。这表明,由制度因素导致的投资配置效率降低常常会波及多个省份。可见,宏观经济政策对于地区的投资变动依然有着很大的影响。

接下来,我们用式(16a)中的  $\hat{\xi}_{it}^r$  和采用结合 GMM 法对 ADL 模型做全样本估计(见表3中的第五列)所得到的残差  $\hat{v}_{it}$  来计算  $z^m$ 。据表5给出的各省正态检验结果可确认,  $\hat{v}_{it}$  满足白噪声的假设。图6绘出各省的  $z^m$ , 其横截面均值及其95%的置信区间,以及各省的相关系数阵。同  $z^r$  相比我们看到,许多省的  $z^m$  逐渐向零趋近。这表明,制度因素的非均衡作用随着中国改革的深入在逐步减弱,而同时市场的投资配置效率在逐步提高。比较1993—1994年间的  $z^m$  和20世纪90年代后期的  $z^m$  就不难发现,政策变量的作用在1993—1994年间显然大于其在20世纪90年代后期的作用。也就是说,1993—1994年间当政策引起的投资配置效率下降时,它也促使了企业投资配置效率的下跌。而到了20世纪90年代后期,这两者间的关系已不那么密切了。从图4我们看到,在20世纪90年代后期,企业投资配置效率低下程度较为严重的省份主要集中在不发达的中西部地区。这说明,经济改革在提高市场环境和地方分权方面都取得了显著的成效。与  $z^r$  不同,  $z^m$  的横截面均值基本为零,而且其省际相关系数也比较平均地分布在零的上下。这表明,某省企业投资效率的提高会与其他一些省份的企业同步,也会因彼此竞争与另一些省份的企业逆行。

表5 对方程(15a)中的  $v_{it}$  的正态性检验:  $\chi^2(2)$

BJ	TJ	HB	SX	NM	LN	JL	HLJ	SH	JS
2.5475	5.911	3.5021	2.6254	0.8144	7.4409	3.6455	2.4106	6.6222	7.1045
[0.2798]	[0.0521]	[0.1736]	[0.2691]	[0.6655]	[0.0242]	[0.1616]	[0.2996]	[0.0365]	[0.0287]
ZJ	AH	FJ	JX	SD	HN	HUB	HUN	GD	GX
1.7466	4.0828	2.8665	0.5696	6.4875	0.3909	8.6756	0.5158	2.766	2.5587
[0.4176]	[0.1298]	[0.2385]	[0.7522]	[0.039]	[0.8225]	[0.0131]	[0.7727]	[0.2508]	[0.2782]
HAN	SC	GZ	YN	XZ	SHX	GS	QH	NX	XJ
7.0721	0.514	1.2515	0.6505	0.3539	6.3848	0.0637	0.0544	2.1116	1.7747
[0.0291]	[0.7734]	[0.5349]	[0.7224]	[0.8378]	[0.0411]	[0.9686]	[0.9732]	[0.3479]	[0.4117]

若将上述这两种投资配置效率的指标估计结果与前面提到的 Qian 和 Roland(1998)有关地区竞争和机构制衡的假说联系起来考虑,我们就会发现,我们模型的结果可以作为对 Qian 和 Roland 假说的实证。为便于更进一步地比较,我们在表6列出这两个指标的秩相关系数。不难看到,由企业引致的效率指标呈逐年改进趋势,而由制度引致的效率指标则是随我国宏观经济政策环境的变化而变动的;这两个指标的相关关系随时间逐渐减弱,即改革越深入,企业的投资行为受政策指令的影响就越小。

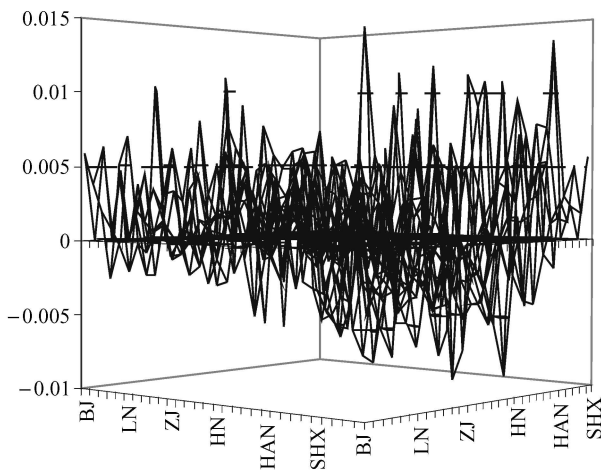
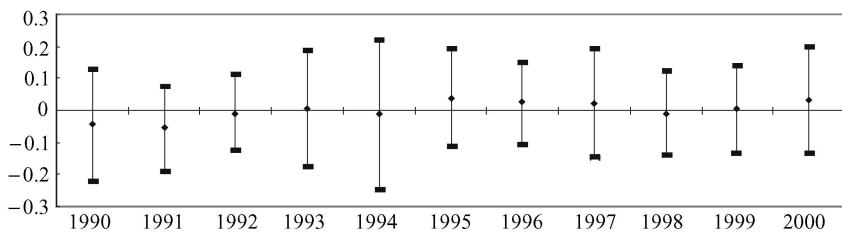
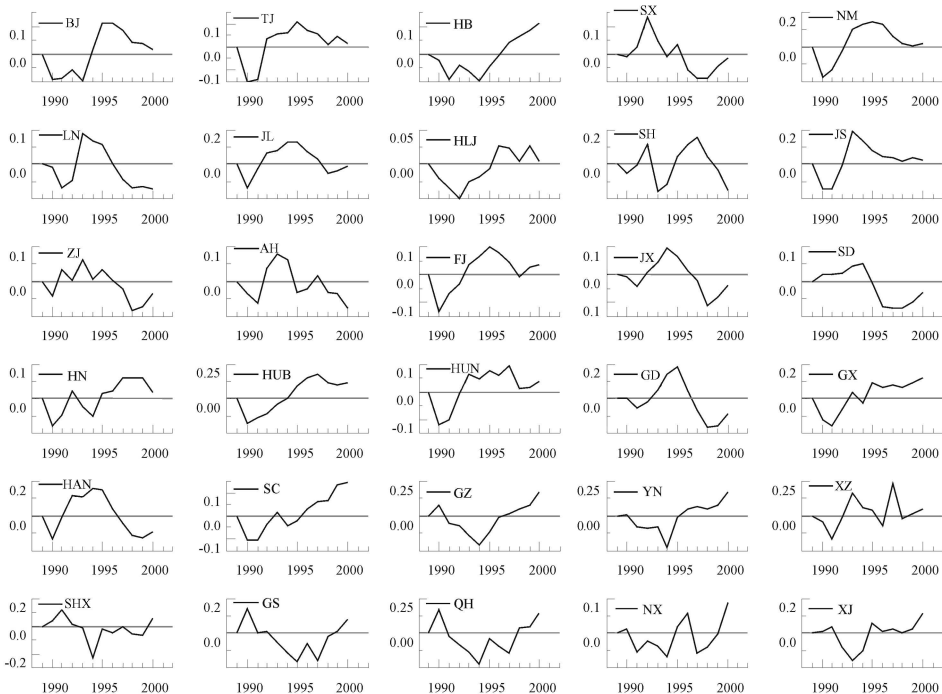


图 6  $\hat{\alpha}^m$ 、其平均值及其 95% 的置信区间、以及  $\hat{\alpha}^m$  间的协方差

表6 效率指标间的秩相关系数(标准差为0.1857)

一阶自相关										
年度	(90,91)	(91,92)	(92,93)	(93,94)	(94,95)	(95,96)	(96,97)	(97,98)	(98,99)	(99,2000)
$z^r$	0.0425	0.1399	0.1199	0.0189	-0.1591	0.1693	0.3001	0.4478	0.4087	0.5453
$z^m$	0.5835	0.3771	0.4656	0.8162	0.7219	0.6974	0.5907	0.6801	0.9350	0.7602
$z^r$ 和 $z^m$										
1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
-0.00645	-0.1484	0.1858	0.180	0.0963	-0.2156	0.0345	-0.0145	0.1026	-0.1057	-0.0643
$z^m$ 和 $\Lambda_i$										
全样本: -0.08343					子样本(92-2000): 0.04605					

注:秩相关系数的计算使用的是 Spearman 的定义式。在计算  $z^m$  和  $\Lambda_i$  的相关系数时,我们用了各省  $z^m$  的均值。样本容量为 30。

最后,我们根据式(10')来计算如下三种形式的生产效率指标:<sup>16</sup>

$$\begin{aligned} \Lambda_i &= \frac{\bar{\delta}_i \alpha_i^\sigma \exp\{-a_i\}}{\max\{\Lambda_i\}}, \\ \Lambda_i &= \frac{\bar{\delta}_i = \bar{\delta} \alpha_i^\sigma \exp\{-a_i\}}{\max\{\Lambda_i\}}, \\ \Lambda_i &= \frac{\sigma=0 \bar{\delta}_i \exp\{-a_i\}}{\max\{\Lambda_i\}}. \end{aligned} \quad (17)$$

式中  $\bar{\delta}$  表示样本均值,除数  $\max\{\Lambda_i\}$  是为了将所有的指标单位化。由于数据样本中的官方折旧率在省际与时序上的变化都很小,很可能反映不出经济理论模型所指的资本有效折旧率,因此在上式中的第二式,我们将折旧率简化为一个常数。至于参数  $a_i$ ,我们取其为从式(10a)得到的估值。这里不用式(15b)是因为由该式得到的估值间的差异很有可能包含制度因素。

在前面模型的结果中,表示资本成本的变量均不显著。因此,我们从成本最小化的途径估计不出参数  $\sigma$ 。如果  $\sigma \neq 0$ ,那么我们只能用生产函数来估计  $\alpha_i$ 。考虑到多数的中国生产函数宏观应用模型都设  $\sigma = 1$ ,我们也采用这一假设,以简化估计过程。具体地,将式(8)取为 Cobb-Douglas 形式,即有:

$$\ln YI_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln LI_{it} + \sum_{i=1}^{30} \alpha_i \ln KI_{it} + u_{it}. \quad (8')$$

因为缺乏省级资本总量数据,我们在估计上式时用的是工业部门的数据,并且假设估计出的  $\alpha_i$  能够代表各部门加总的  $\alpha_i$ 。由于式中的变量也具有时序的非平稳特征,我们仍采用象(10a)一样的方法,将上式扩展为一阶 ADL 模型,使用动态面板模型的结合 GMM 法来求解长期参数  $\alpha_i$ 。我们做了两种样

<sup>16</sup> 不少的生产效率指标都是用面板模型中代表个体固定特性的参数之负数来定义的,因此这些指标反映着生产技术的无效程度。这里,我们的指标直接反映生产技术的无效程度。

本的估计，一个是全样本 1988—1999 年，另一个是子样本 1991—1999 年。从相应的两组  $\alpha_i$ ，<sup>17</sup>我们算出两组  $\Lambda_i$ ，以及它们分别在式 (17) 中三种情况下的值，即： $\sigma = 1$ ， $\bar{\delta}_i = \bar{\delta}$  和  $\sigma = 0$ 。我们依 (17) 式的顺序将计算的结果画在图 7 中。从图 7 可以看出，在不同的情况下的指标  $\Lambda_i$  的分布基本不变，而且其布局形式与我们的预期基本相同，亦即南方沿海省份的生产效率较高，而西部内陆省份的生产效率较低。这一结果和 Yao (2001) 使用微观企业数据所得到的结果无矛盾。而且我们发现，生产效率较高的省份其配置效率往往也不低。从表 6 列出的  $\Lambda_i$  和  $z^m$  的秩相关系数看，二者几乎不相关。这一结果可用于证实 Bai *et al* (1997) 的假说，即当市场不完善时，由于企业的生产目标不是单纯的利润最大化，因此较高的投入要素生产效率并不一定会引致较高的要素配置效率。

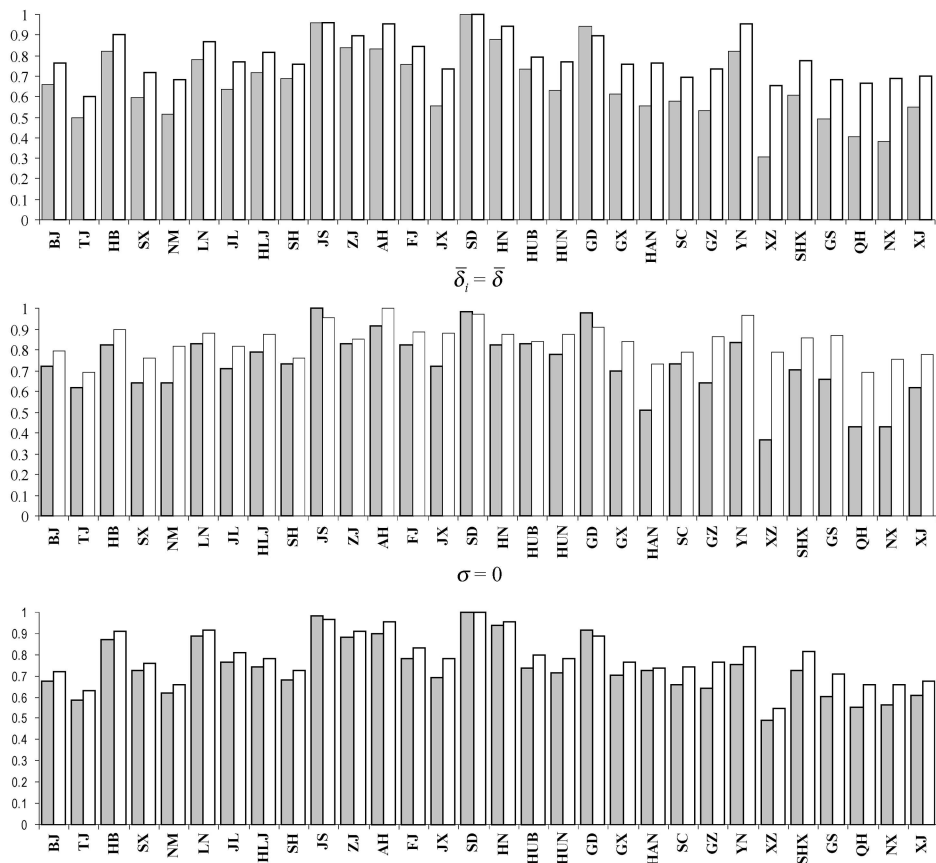


图 7 式 (17) 估计出的  $\Lambda_i$ ：样本 1989—2000—阴影部分；  
样本 1992—2000—非阴影部分

<sup>17</sup> 我们认为，在计算 (17) 中的  $\Lambda_i$  时，应使用  $\alpha_i$  的一期滞后估值更为合适。因此这里的样本期滞后一年。

## 五、结 论

中国经济的增长是否应主要取决于固定资产投资的快速增长?对这个问题的解答具有重要的政策含义。最近的一些统计数据表明,过去十年间中国的资本形成速度超过了国民生产总值的增长速度。这种现象是否意味着资源配置和资本使用效率的下跌?本文利用中国1989—2000年间的分省面板数据,试图通过实证模型估计检验来解答上述问题。

我们模型的侧重点是识别和测定固定资产投资的非均衡水平,亦即实际投资与市场预期投资间的偏离水平。模型估计结果表明,中国的投资非均衡水平其实就是固定资产投资同国民生产总值之比。这一结果进一步证实了 Sun (1998) 和 Song *et al* (2001) 由经验模型得出的类似结果。我们的模型结果表明,资本的使用成本对投资需求几乎无影响。这意味着,中国的资本价格尚未成为能引导投资市场供求平衡的反映投资需求真实成本的信号。这个结果和 Stiglitz (1996, p97) 的观点是一致的。Stiglitz 的观点大致是,在转型经济体制下的企业经理的投资行为与在纯市场经济体制下的企业经理的投资行为很不相同。由于转型经济中的产权制度模糊而不完整,投资风险和由决策失误导致的损失常常无需企业经理承担,而由投资带来的收益却会为他们赢得各种好处。因此,企业经理通常会极力促使企业涉入庞大的投资项目,导致总投资膨胀。

在确定投资的非均衡水平之后,我们将导致该非均衡的非市场性制度因素分离出来,以考察这些代表生产成本软约束的制度因素对投资需求膨胀的作用。模型结果表明,财政赤字,特别是省级的财政赤字,对过度投资有着显著的刺激作用。其中,省级财政赤字趋势还能解释总生产函数所呈现出的规模报酬递减趋势。另外,过度投资在省际间存在着明显的攀比倾向。即使某省的投资已处于过度状态,只要其过度程度尚未达到周边省份过度投资的最高水平,它就不会力图缩减其投资规模。上述结果与 Zhang and Zou (1996) 和 Young (2000) 的实证结果是一致的,并能用以证实 Huang (1996) 和 Qian and Roland (1998) 有关“联邦体制化”的假说。

我们模型设定的一个主要优点是对投资效率的三方面内涵做了明确可测的指标定义。这些指标有利于我们区别投资的效率损失究竟是由资源配置错误引起的,还是由资本在生产中的闲置引起的。这些指标还有利于我们进一步区别投资配置效率的损失究竟是由不完善的市场环境引起的,还是由企业决策失误所引起的。从测度配置效率的两个指标的估值看,投资配置效率的低下很大程度上是由政府试图刺激需求和推动经济增长的政策所引致的。但随着改革的深入,配置效率已在逐渐提高。上述结果表明,改革导致的地方化和联邦化有着复杂的混合效应。从生产效率的指标估值看,资本使用效率

基本是同地区经济发展水平的程度相一致的。

必须看到，我们采用的效率指标还存在着一定的局限性。这些指标是基于标准微观经济学中讨论效率度量的方法得到的。这种方法没有考虑政府采取的非利润最大化的投资目标所能达到的外部正效应。另外，这种方法也不考虑未来预期因素的作用。换句话说，若从谋求远期经济高速增长的角度考虑，我们所观测到的目前投资效率的低下也许在未来会变成十分有效的投资。不过，由于我们的模型已考虑了时序变量所含的动态特征，所估计的参数都是基于对长期非均衡模型的设定，因此这种动态结果的差异不会改变我们得出的一般结论。总而言之，效率是一个规范的经济学概念。对这一概念采用模型定义、识别和估计的研究方法至少会对目前学界就宏观投资效率问题讨论中存在的概念混淆和事实陈述凌乱的现状有所改善。另外，对于那些研究转型经济制度变迁及其福利影响的经济学家，我们的探索也是为缩小理论研究和经验研究间的鸿沟抛砖引玉。

## 附录

### 1. 主要数据来源：

国家统计局：有关年限的《中国统计年鉴》(SYC)，《中国工业经济统计年鉴》(IESYC)，《中国固定资产投资统计年鉴》(SIFAC)，以及各省的统计年鉴(PSY)。

中国财政部：有关年限的《中国财政统计》(FYC)。

中国人民银行：有关年限的《中国金融年鉴》(ACFB)。

### 2. 变量定义及数据来源：

$I$ ：各省的固定资产投资，SYC和SIFAC，由价格 $P_I$ 调整为不变价指标

$Y$ ：各省的国民生产总值，SYC，由价格 $P_Y$ 调整为不变价指标

$P_I$ ：各省的固定资产投资价格指数，1988=100，SYC

$P_Y$ ：各省的国民生产总值价格指数，1988=100，SYC

$r$ ：真实利率，由3—5年期的贷款利率减去上一年度 $P_I$ 的变动率（即投资品的预期通货膨胀率），SYC和ACFB

$\delta$ ：各省国有企业的固定资产折旧率，FYC和PSY（1999年和2000年的原始数据缺，即由各省国有资产的总值数据估算得来的，IESYC）

$\pi$ ：税率；总税额等于各省工业独立核算企业税前利润减去税后利润，税率等于总税额除以工业生产增加值，SYC

$x_1$ ：政府净债务的对数，净债务等于债务收入减去债务支出（净债务大致等于财政总赤字），SYC

$x_2$ ：各省财政支出与财政收入比率的对数，SYC

$x_3$ ：各省的 $I_i/Y_i$ 减去其所在地区 $I/Y$ 平均值的一期滞后，并由全国 $I/Y$ 的平均值标准化

$x_4$ ：各省人均GDP减去其所在地区的人均GDP的一期滞后，并由全国人均GDP标准化，SYC和PSY

YI: 各省的工业增加值, IESYC, 1989—1999

LI: 各省的工业平均就业人数, IESYC, 1989—1999

KI: 各省工业部门的固定资产净值, IESYC, 1989—1999

### 3. 按地区分类的各省缩写

沿海地区		中部地区		西部地区	
BJ	北京	SX	山西	SC	四川
TJ	天津	NM	内蒙古	GZ	贵州
HB	河北	JL	吉林	YN	云南
LN	辽宁	HLJ	黑龙江	XZ	西藏
SH	上海	AH	安徽	SHX	陕西
JS	江苏	JX	江西	GS	甘肃
ZJ	浙江	HN	河南	QH	青海
FJ	福建	HUB	湖北	NX	宁夏
SD	山东	HUN	湖南	XJ	新疆
GD	广东				
GX	广西				
HAN	海南				

## 参考文献

- [1] Arellano, M. and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 1995, 68, 29—51.
- [2] Atkinson, S. and C. Cornwell, "Parametric Estimation of Technical and Allocative Inefficiency with Panel Data", *International Economic Review*, 1994, 35, 231—244.
- [3] Atkinson, S. and D. Primont, "Stochastic Estimation of Firm Technology, Inefficiency, and Productivity Growth Using Shadow Cost and Distance Functions", *Journal of Econometrics*, 2002, 108, 203—225.
- [4] Bai, C.-E., D. D. Li, and Y.-J. Wang, "Enterprise Productivity and Efficiency: When is up Really Down?", *Journal of Comparative Economics*, 1997, 24, 265—280.
- [5] Baños-Pino, J., V. Fernández-Blanco, and Rodríguez-Álvarez, "The Allocative Efficiency Measure by Means of a Distance Function: The Case of Spanish Public Railways", *European Journal of Operational Research*, 2001, 137, 191—205.
- [6] Blundell, R. W. and S. R. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87, 115—143.
- [7] Caballero, R. J., E. M. R. A. Engel, and J. C. Haltiwanger, "Plant-level Adjustment and Aggregate Investment Dynamics", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, 2, 1—54.



- [ 8 ] 董晓媛、L. Putterman, “中国国有工业企业劳动力冗员问题研究”, 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第2期, 第397—417页。
- [ 9 ] Doornik, J. A. and D. F. Hendry, *Econometric Modelling Using PcGive*, Volume III. London: Timberlake Consultants Ltd., 2001.
- [ 10 ] Färe, R. and D. Primont, *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications*. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing, 1995.
- [ 11 ] Greene, W. H., *Frontier Production Functions*, in M. H. Pesaran and P. Schmidt eds., *Handbook of Applied Econometrics: Microeconomics*, Oxford: Blackwell Publishers Ltd., 1997.
- [ 12 ] Huang, Y.-S., *Inflation and Investment Controls in China: The Political Economy of Central-Local Relations during the Reform Era*. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- [ 13 ] Kornai, J., *The Economics of Shortage*. Amsterdam: North-Holland, 1980.
- [ 14 ] Liu, Z.-Q., “Efficiency and Firm Ownership: Some New Evidence”, *Review of Industrial Organization*, 2001, 19, 483—498.
- [ 15 ] Ma, L. J. C. and Y.-H. Wei, “Determinants of State Investment in China: 1953—1990”, *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 1997, 88, 211—225.
- [ 16 ] Qian, Y.-Y. and G. Roland, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 1998, 88, 1143—1162.
- [ 17 ] Qin, D. and C. L. Gilbert, “The Error Term in the History of Time Series Econometrics”, *Econometric Theory*, 2001, 17, 424—450.
- [ 18 ] Song, H.-Y., Z.-N. Liu, and P. Jiang, “Analysing the Determinants of China's Aggregate Investment in the Reform Period”, *China Economic Review*, 2001, 12, 227—242.
- [ 19 ] Stiglitz, J. E., *Whither Socialism?* Cambridge, Massachusetts: the MIT Press, 1996.
- [ 20 ] Sun, L.-X., “Estimating Investment Functions Based on Cointegration: The Case of China”, *Journal of Comparative Economics*, 1998, 26, 175—191.
- [ 21 ] 王小鲁、樊纲, 《中国经济增长的可持续性—跨世纪的回顾与展望》。北京: 经济科学出版社, 2000年。
- [ 22 ] Varian H. R., *Microeconomic Analysis*. New York: W. W. Norton & Company, 1992.
- [ 23 ] Yao, Y., “In Search of a Balance: Technological Development in China”, *China Center for Economic Research Working Papers*, No. E2001003, Peking University, 2001.
- [ 24 ] Yao, Y., “Political Process and Efficient Institutional Change”, *China Center for Economic Research Working Papers*, No. E2002001, Peking University, 2002.
- [ 25 ] Young, A., “The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China”, *NBER Working Paper Series* 7828, 2000.
- [ 26 ] 张军, “解释中国经济增长下降的长期因素”, 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第2期, 第301—338页。
- [ 27 ] Zhang, T. and H.-F. Zou, “Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China”, *The World Bank Policy Research Working Papers* 1608, 1996.

# Excess Investment and Efficiency Loss during Reforms : The Case of Provincial-level Fixed-asset Investment in China

DUO QIN

( *University of London* )

HAIYAN SONG

( *University of Surrey* )

**Abstract** A method is proposed to estimate efficiency of aggregate investment in a transitional economy , using Chinese provincial panel data as an experimental case. Inefficiency is defined on the basis of disequilibrium investment. It is further decomposed into allocative and production inefficiency. Allocative inefficiency is related to policy/institutional factors. The main findings are : Chinese investment demand hardly responds to capital pricing signals , whereas it is strongly receptive to expansionary fiscal policies and inter-provincial network effect. Once institutional factors are separated out , there are clear signs of increasing allocative efficiency and receding growth in regional investment disparity. The estimates on production efficiency are broadly in line with regional development.

**JEL Classification** E22 , P41 , C23