

政府干预、要素市场扭曲与中国制造业要素配置效率

内容提要：要素配置效率的低下，是影响中国制造业部门生产效率增长的重要因素。通过对最近发展起来的 APG 模型的改进，并结合测算中国企业全要素生产率的 WLP 方法，本文对中国各省份地区制造业部门生产效率增长进行分解和测算，并针对导致中国制造业要素配置效率低下的动因进行深入分析，检验结果发现：技术效率和企业净进入是中国制造业生产效率增长的主要来源，而要素配置效率对中国制造业生产效率增长的贡献非常有限。由此验证要素市场的发展滞后是造成中国经济增长乏力的重要因素。进一步检验发现，地方政府对要素市场的干预是造成制造业要素配置效率低下的主要动因，这种干预效应总体上呈倒 U 型关系。更为细致的分解结果表明，政府干预对于资本要素配置效率的作用效应呈倒 U 型关系，而对劳动要素配置效率呈 U 型关系。这些检验结果均证明，全面推进要素市场的市场化导向改革，减少政府干预对之的负面影响，是维持中国制造业生产效率可持续增长的重要改革措施。

关键词：APG 模型；要素配置效率；影响因素；政府干预

一、引言

当前，中国制造业竞争力提升和可持续发展方面均面临一系列困境，这已引起全社会的广泛关注。自改革开放以来，制造业部门的发展与壮大已经成为中国经济发展的一个重要支撑（郑海涛、任若恩，2005；张军等，2009）。制造业不仅是中国“出口奇迹”和“经济奇迹”的创造者，而且，作为实体经济的重要构成，制造业竞争力能否实现持续提升，对中国的就业岗位创造、产业结构转型升级乃至经济结构的调整，均有着不可替代的核心作用。然而，当前中国制造业发展的背后却潜藏着一系列严峻的现实挑战：首先，中国制造业正面临着投资经营环境恶化和产能严重过剩的两重困境，而且多数制造企业自主创新能力的缺失以及竞争优势的逐步下降，已成为中国经济发展的软肋。其次，随着人口老龄化趋势加快，资源类产品价格上涨趋势不可逆转，中国制造企业生产成本处于全面快速上升通道，低成本国际竞争优势正在逐步丧失。最后，更重要的是，由于面临着发达国家制造业回归，发展中国家加速追赶的双重压力，中国制造业的国际竞争优势在一定程度上正面临全面逐步丧失的形势。当务之急是如何持续提升中国制造业的竞争力，增强中国制造业在全球的竞争优势，

从而守住中国经济发展的基础和底线。因此，深入识别影响乃至抑制中国制造业竞争力的关键因素，研究如何在现实约束条件下促进中国制造业竞争力的可持续提升，已经成为事关中国经济发展的重大命题。

生产效率作为衡量一国制造业乃至经济竞争力的核心指标，历来受到学者们的高度关注（Solow, 1956；中国经济增长前沿课题组, 2012；龚关、胡关亮, 2013）。事实上，一国制造业部门生产效率的提高，不仅仅源于资本、劳动力、人力资本、创新等要素的投入，也源于要素资源配置效率的提高。一方面，生产要素在不同企业与产业间的配置方式可以决定总产出。另一方面，要素资源从低效率部门向高效率部门转移，通过要素资源的再配置效应来促进总产出的扩张。这些要素配置效率的提升均可以促进生产效率的提升，从而促进制造业乃至总经济部门竞争力的持续提升（Syrquin, 1986；Poirson, 2000）。比如，Dowrick 和 Gemmel（1991）的研究就发现，在 1960 至 1973 年间劳动再配置效应能解释中等收入国家和高收入国家之间人均收入差异的 25%。中国制造业竞争力的提升也是与生产效率的增长密不可分（易纲、樊纲、李岩, 2003；林毅夫, 2006；陈勇、唐朱昌, 2006；Ozyurt, 2007）。一些早期关注中国生产率增长的文献将研究重点投向劳动要素流动和再配置对生产效率增长的影响。比如，Woo（1998）的研究表明，1979 至 1993 年间劳动要素在部门之间的再配置效应对经济增长的贡献率为 1.1 个百分点，略低于劳动投入 1.3 个百分点的贡献率。可是，在中国经济转轨进程中，要素市场的结构变化以及要素再配置效应，在何种方向以及多大程度上影响了生产率和经济增长，却并未得到学者们的足够关注（姚战琪, 2009, 2011）。

当前，各级政府对要素市场的干预已经成为中国经济发展过程中的一个突出现象。中国的转轨过程中，一个相当突出的现象是要素市场的市场化改革进程滞后于产品市场的“不对称”现象（盛仕斌、徐海, 1999），而导致在市场化改革进程中存在典型的要素市场扭曲现象（黄益平, 2009）。具体来看就是，各级地方政府出于稳定经济、促进经济发展的战略目的，普遍存在对资本、劳动和土地等关键要素资源的管制权和定价权的内在要求，造成了要素流动障碍、要素价格刚性、要素价格差别化以及要素价格的低估等一系列的要素市场扭曲效应（张杰等, 2011）。这种背景下，众多学者发现中国转轨过程中要素市场的发展滞后乃至扭曲给中国生产率增长以及经济发展，带来了不容忽略的负面影响。蔡昉等（2001）发现，中国普遍存在的城乡和地区间劳动力市场的扭曲影响了要素配置效率，由此产生的效率差异促使了近年来中国地区之间收入差距的扩大。赵自芳与史晋川（2006）的研究表明，中国要素市场的扭曲导致了产业效率的损失，如果能消除这种影响，则在投入保持不变的条件下，可以使全国制造业总产出至少提高 11%。姚战琪（2009）发现，要素再配置效应作为生产率增长的一个来源，在中国改革后却没有对经济增长起到应有的作用。具体表现在，在中国经济总体 6 部门和工业部门均表现为要素再配置的贡献效应较低，其中，劳动要素的结构变化伴随着经济 6 部门的劳动生产率增长，但工业部门劳动生产率的总配置效应为负值。工业部门和经济总体的资本生产率再配置效应均为负数。他们认为，正是由于中国经济部门内部要素配置的不合理和要素在部门间配置的扭曲，造成要素配置效应较小，由此证明了中国要素市场所存在的问题对经济增长造成严重的负面影响。进一步，罗德明、李晔、史晋川（2011）的测算表明，中国约有 80% 的效率损失可归结为政策扭曲对企业生产率动态的直接影响，从而为要素市场的政策扭曲如何导致了我国全要素生产率降低的客观事实，提供了有力的经验证据。此外，张杰等（2011）的研究发现，要素市场扭曲对中国制造业企业的 R&D 投入产生了显著的抑制效应，这就从另一个侧面验证了要素市场扭曲对中国制造业部门竞争力的负面效应。

在借鉴 Petrin 和 Levinsohn（2012）最近发展起来的 APG 模型框架的基础上，并对该模型做了与中国背景相适应的改进，且结合能有效测算中国企业全要素生产率的 WLP 方法，本文采用 1999 至 2007 年间大样本工业企业数据库，来分解和核算中国不同省份地区制造业

部门生产效率增长中的要素配置效应,并深入分析影响中国不同省分地区制造业部门要素效率配置的关键因素。与现有文献相比,本文的主要贡献可能体现在以下三个方面:第一,对研究方法的改进。从中国的现实来看,制造业部门中企业的进入和退出对于生产率增长有着非常重要的影响(李玉红等,2010;毛其淋、盛斌,2013),由于 Petrin 和 Levinsohn (2012) 所构造的 APG 模型中,并未考虑到企业的进入和退出对生产率增长的影响,将之引入到中国背景下的研究可能造成分解结果的偏差,因此,我们在 APG 模型框架中纳入了企业进入和退出这个重要因素;第二,研究发现的重要性。本文的核心发现是,正是地方政府出于 GDP 增长竞争和促进本地区经济增长的动机,而对要素市场进行干预或控制造成要素市场扭曲,其短期内虽然可以带来制造业部门要素配置效率的提高,刺激经济增长,但是,从长期来看,必将对制造业部门要素配置效率形成抑制效应,进而抑制经济增长。本文所得到的研究结果对于类似中国这样发展中国家发展政策的调整而言,应该具有重要的启发意义;第三,研究结论的政策涵义。中国正在处于提升制造业竞争力提升、产业结构调整以及转变经济增长方式的关键战略期,迫切需要得到学者们的经验证据作为政策调整与改革的支持证据。本文得到的一系列经验证据深刻表明,当前在中国制造业竞争力逐步下降和经济潜在增长率逐步下滑的双重压力下,必须通过继续推进要素市场化的全面改革,通过改革释放促进制造业部门生产效率增长的巨大潜能,从而全面促进要素配置效率对生产率增长的贡献率,这对维持中国经济的可持续增长已显得尤为重要。

本文余下部分的安排是:第二部分阐述 APG 模型的理论及分解框架;第三部分交待本文具体分解过程、方法确定与数据处理;第四部分是本文对中国各省份地区制造业部门生产效率增长的分解结果以及变化趋势的分析;第五部分是我们对中国制造业地区要素配置效率关键影响因素的识别及其含义分析;最后部分给出本文的简要结论以及内涵的政策含义。

二、APG 模型的理论及分解框架

(一) APG 模型

首先,设定产出为原始要素投入、中间产品投入以及技术水平的函数:

$$Q_i(X_i(t), M_i(t), \omega_i(t)) \quad (1)$$

其中 Q_i 表示在时期 t 的企业 i 的产出, X_i 表示用于企业 i 的 k 种原始要素投入在时期 t 的投入量, $X_i(t) = \{X_{i1}(t), X_{i2}(t), \dots, X_{ik}(t)\}$; M_i 表示用于企业 i 的 j 种中间产品投入在时期 t 的投入量, $M_i(t) = \{M_{i1}(t), M_{i2}(t), \dots, M_{ik}(t)\}$; 而 $\omega_i(t)$ 则表示企业 i 在时期 t 的生产技术水平。

再从标准化产出中剔除用于生产其他产品的中间产品,得到属于最终需求的产出:

$$Y_i = Q_i - \sum_j M_{ji} \quad (2)$$

其中, $\sum_j M_{ji}$ 表示企业 i 产出中作为生产 j 种其他产品的中间产品的总和。由此,根据 APG 的定义 (Petrin 和 Levinsohn, 2012), 即总最终消费的变动与总要素成本变动之差, 可将 APG 表示为

$$APG = \sum_i P_i dY_i - \sum_i \sum_k W_{ik} dX_{ik} \quad (3)$$

其中 P_i 为企业 i 产出的价格， W_{ik} 为企业 i 的第 k 种要素投入 X_{ik} 的要素价格。

在工业企业数据库中，我们不能直接计算企业产出中属于最终消费的部分，但是在核算一个国家或地区的总最终消费和总工业增加值时，两者是相等的 (Petrin 和 Levinsohn, 2012)。所以我们使用工业增加值来估算产出中最终消费的部分：

$$\sum_i P_i Y_i = \sum_i VA_i$$

其中：

$$VA_i = P_i Q_i - \sum_j P_j M_{ij} \quad (4)$$

故 APG 可以表示为：

$$APG = \sum_i dVA_i - \sum_i \sum_k W_{ik} dX_{ik} \quad (5)$$

(二) APG 的分解

APG 描述了一个国家或地区工业增加值与要素成本差额的增长，反映了企业生产效率的提高。但是 APG 一个绝对数值，既不利于不同时期的纵向比较，也不利于不同地区的横线比较，因此我们更关注 APG 在最终需求部分（增加值）中的占比。APG 比率可表示为：

$APG_G = \frac{APG}{\sum_i P_i Y_i}$ 。令 $VA = \sum_i VA_i$ ，由 $\sum_i P_i Y_i = \sum_i VA_i$ 可对 APG_G 进行分解：

$$\begin{aligned} APG_G &= \frac{APG}{VA} = \sum_i \frac{dVA_i}{VA} - \sum_i \sum_k \frac{W_{ik} dX_{ik}}{VA} \\ &= \sum_i D_i d \ln VA_i - \sum_i D_i \sum_k s_{ik} d \ln X_{ik} \end{aligned} \quad (6)$$

其中权重系数 $D_i = \frac{VA_i}{VA}$ ，表示企业 i 的增加值权重；收入份额 $s_{ik} = \frac{W_{ik} X_{ik}}{VA_i}$ ，表示企

业 i 要素投入 k 的支出占增加值的份额。

$$\ln \omega_i = \ln VA_i - \sum_k \varepsilon_{ik} \ln X_{ik} \quad (7)$$

参考 Petrin 和 Levinsohn (2012) 的方法，使用增加值生产函数的回归方程(7)分解出 APG_G 中的技术效率和要素配置效率。将式(7)代入(6)可以得到：

$$APG_G = \sum_i D_i d \ln \omega_i + \sum_i D_i \sum_k (\varepsilon_{ik} - s_{ik}) d \ln X_{ik} \quad (8)$$

进一步考虑企业的进入和退出对 APG_G 的影响。由于在 t 期进入或退出的企业缺少 $t-1$ 期或 $t+1$ 期的记录，进入或退出的企业的 $d \ln VA$ 、 $d \ln \omega$ 和 $d \ln X$ 等变量无法直接进行计算。我们用 S 表示当期既非进入又非退出的企业集合，并用 NE 表示企业进入和退

出对 APG_G 的净效应。因此 APG_G 可进一步分解为：

$$APG_G = \sum_{i \in S} D_i d \ln \omega_i + \sum_{i \in S} D_i \sum_k (\varepsilon_{ik} - s_{ik}) d \ln X_{ik} + NE \quad (9)$$

$$\text{令 } TE = \sum_{i \in S} D_i d \ln \omega_i, \quad FRE = \sum_{i \in S} D_i \sum_k (\varepsilon_{ik} - s_{ik}) d \ln X_{ik}, \quad \text{故有：}$$

$$APG_G = TE + FRE + NE。$$

至此，我们将 APG_G 分解为技术效率（TE）、要素配置效率（FRE）和进入和退出净效应（NE）三个部分。技术效率（TE）是指在要素投入不变的情况下，企业层次生产技术水平的提高对产出变动的提高作用。技术效率（TE）实际上是企业的全要素生产率增长（ $d \ln \omega$ ）基于增加值权重的加权和。因此，全要素生产率越高的 TE 对 APG 的贡献越大。

要素配置效率（FRE）衡量的要素投入的配置对产出变动的作用。 ε_{ik} 是要素 X_{ik} 的增加值产出弹性^①， $\varepsilon_{ik} - s_{ik}$ 反映了要素 X_{ik} 的配置效率^②。因此，要素配置效率（FRE）由所有企业所有要素配置效率的加权累加所得，反映了要素市场配置结果的整体效率。在要素配置有效的市场中，要素总是从边际产出低的企业流向边际产出高的企业，从而提高要素配置效率（FRE）对 APG 的贡献程度；相反，在要素配置缺乏效率的市场中，存在部分要素从边际产出高的企业流向边际产出低的企业，降低了要素配置效率（FRE）对 APG 的贡献程度，极端情况下使 FRE 变为负值。

APG 模型通过增加值和要素成本差额的增长来衡量生产效率的提高，从定义等式进行分解，分别考虑了反映个体企业特征的技术效率（TE）、反映市场特征的要素配置效率（FRE）以及反映微观企业动态变化的企业进入退出效应（NE）对 APG 的影响程度。与新古典框架中使用索罗余值测算生产效率增长的方法相比，APG 模型的具备更多的优点：第一，APG 模型适用于具有非新古典特征的经济环境。针对那些企业生产技术和生产水平成长存在差异，企业进入和退出频繁，企业投入和产出的调整成本较高，部分企业存在市场势力以及企业进入和退出存在固定成本和沉淀成本的转型经济环境下，APG 模型更具有适用性；第二，APG 模型对生产效率增长的分解更为细致具体。新古典框架仅通过技术水平的提高测算生产效率增长，而 APG 模型则在此基础上还考量了要素配置效率和企业进入和退出对生产效率增长的影响通过 APG 模型，我们可以测算每一种要素配置效率对生产效率的作用，也可以对不同要素配置效率进行比较分析，从而更为准确和具体的分析要素配置效率；第三，APG 模型将企业进入和退出效应分离出来，使技术效率和要素配置效率的测算更为准确，也为单独分析企业进入和退出对生产效率增长影响提供了方法。第四，APG 模型将生产效率增长分解为技术效率（TE）、要素配置效率（FRE）和企业进入退出效应（NE）三部分，而且，要素配置效率还可以进一步分解为单独要素的配置效率，这可以使我们能够对 APG

^① 由式子（7）两边对 $\ln X_{ik}$ 求导，对于任意要素 X_{ik} 都有 $\varepsilon_{ik} = \frac{\partial \ln VA_i}{\partial \ln X_{ik}} = \frac{X_{ik} \partial VA_i}{VA_i \partial X_{ik}}$ 。

^② $\varepsilon_{ik} - s_{ik} = \frac{X_{ik}}{VA_i} \left(\frac{\partial VA_i}{\partial X_{ik}} - W_{ik} \right)$ ， $\frac{\partial VA_i}{\partial X_{ik}} - W_{ik}$ 表示要素 X_{ik} 的边际增加值产出和其成本的差额，反映了 X_{ik} 的配置效率。

各组成部分进行同期的纵向比较和跨前的横向比较，从而可以用来分析一国（地区）生产效率增长的内在规律。

三、分解过程、方法确定与数据处理

（一） APG_G 及其分解的估算方法

APG_G 的分解方法是在生产函数和增加值函数均对时间 t 一阶可导的假设下推导出来的，不能直接适用于离散时间数据。因此，在计算 APG_G 以及其组成成分时，需要采取近似的估算方法。参考 Hulten (2008) 的方法，我们先从时刻 $t-1$ 到时刻 t 对 APG_G 进行积分以计算 $APG_G(t)$ ，再采用 Tornqvist 方法估算积分数值。因此：

$$\begin{aligned} APG_G(t) &= \int_{t-1}^t \sum_i D_i d \ln VA_i - \int_{t-1}^t \sum_i \sum_k D_i s_{ik} d \ln X_{ik} + \int_{t-1}^t NE \\ &\approx \sum_i \bar{D}_{it} \Delta \ln VA_{it} - \sum_i \sum_k \bar{D}_{it} \bar{s}_{ikt} \Delta \ln X_{ikt} + \int_{t-1}^t NE \end{aligned} \quad (10)$$

$$\text{其中，} \bar{D}_{it} = \frac{D_{i,t-1} + D_{it}}{2}, \quad \bar{s}_{ikt} = \frac{s_{ik,t-1} + s_{ikt}}{2}。$$

进一步地，我们考虑离散时间下企业进入和退出效应(NE)的估算。我们用 ξ_t 表示在 $t-1$ 不存在，而在 t 期进入的企业集合；用 χ_t 表示在 t 期存在，而在 $t+1$ 期退出的企业集合。

根据式(6)对 APG_G 的计算公式，可以将 $NE(t)$ 表示：

$$NE(t) = \sum_{i \in \xi_t} \left[\int_{t-1}^t \frac{dVA_i}{VA} - \sum_k \int_{t-1}^t \frac{W_{ik} dX_{ik}}{VA} \right] + \sum_{i \in \chi_{t-1}} \left[\int_{t-1}^t \frac{dVA_i}{VA} - \sum_k \int_{t-1}^t \frac{W_{ik} dX_{ik}}{VA} \right] \quad (11)$$

对于进入企业部分 ξ_t ，我们先设定企业的进入时点为 T^{EN} ($t-1 < T^{EN} < t$)，故可将企业进入效应的积分域分为三个部分：进入前，进入时和进入后。进入前企业不存在，因此积分值为零；进入时的积分值可用黎曼-斯蒂尔杰斯积分计算；进入后的积分采用交换法化简估算。我们假定 $VA_i \ll VA$ ，即 $\frac{VA_i}{VA} \approx 0$ 。由此得到：

$$\begin{aligned}
\sum_{i \in \xi_t} \int_{t-1}^t \frac{dVA_i}{VA} &= \sum_{i \in \xi_t} \left[\int_{t-1}^{T_{EN}} \frac{dVA_i}{VA} + \int_{T_{EN}}^t \frac{dVA_i}{VA} + \int_{T_{EN}}^t \frac{dVA_i}{VA} \right] \\
&= \sum_{i \in \xi_t} \left[0 + \frac{VA_i^{T_{EN}}}{VA^{T_{EN}}} + \frac{VA_i^t}{VA^t} - \frac{VA_i^{T_{EN}}}{VA^{T_{EN}}} - \int_{T_{EN}}^t VA_i d \left(\frac{1}{VA} \right) \right] \\
&= \sum_{i \in \xi_t} \left[\frac{VA_i^t}{VA^t} + \int_{T_{EN}}^t \frac{VA_i}{VA^2} dVA \right] \approx \sum_{i \in \xi_t} \left(\frac{VA_i^t}{VA^t} \right) = \sum_{i \in \xi_t} D_{it}
\end{aligned}$$

同理， $\sum_{i \in \xi_t} \sum_k \int_{t-1}^t \frac{W_{ik} dX_{ik}}{VA} \approx \sum_{i \in \xi_t} \left(\frac{VA_i^t}{VA^t} \right) \sum_k \frac{W_{ikt} X_{ikt}}{VA_i^t} = \sum_{i \in \xi_t} D_{it} \sum_k s_{ikt}$ 。因此，企业的进入

效应可以表示为： $\sum_{i \in \xi_t} D_{it} \left(1 - \sum_k s_{ikt} \right)$ 。采用同样的方法对企业退出部分 χ_t 进行估算，最终得到：

$$NE(t) \approx \sum_{i \in \xi_t} D_{it} \left(1 - \sum_k s_{ikt} \right) - \sum_{i \in \chi_{t-1}} D_{i,t-1} \left(1 - \sum_k s_{ik,t-1} \right) \quad (12)$$

将式(12)代入式(10)，我们得到 APG_G 的估算公式(13)。注意到使用式(13)估算 APG_G

时不需要生产函数的回归系数，但对于估算 APG_G 分解的各组成部分则需要生产函数的回归系数。

$$APG_G(t) \square \sum_{i \in S_t} \bar{D}_{it} \Delta \ln VA_{it} - \sum_{i \in S_t} \sum_k \bar{D}_{it} \bar{s}_{ikt} \Delta \ln X_{ikt} + \sum_{i \in \xi_t} D_{it} \left[1 - \sum_k s_{ikt} \right] - \sum_{i \in \chi_{t-1}} D_{i,t-1} \left[1 - \sum_k s_{ik,t-1} \right] \quad (13)$$

式(14)由(7)代入(13)得到。基于式(14)，我们可以通过增加值生产函数的回归系数和残差估计 APG_G 的三个组成部分技术效率(TE)、要素配置效率(FRE)和企业进入退出效应(NE)。

$$APG_G(t) \square \sum_{i \in S_t} \bar{D}_{it} \Delta \ln \omega_{it} + \sum_{i \in S_t} \sum_k \bar{D}_{it} (\bar{e}_{ikt} - \bar{s}_{ikt}) \Delta \ln X_{ikt} + \sum_{i \in \xi_t} D_{it} \left[1 - \sum_k s_{ikt} \right] - \sum_{i \in \chi_{t-1}} D_{i,t-1} \left[1 - \sum_k s_{ik,t-1} \right] \quad (14)$$

(二) 样本数据来源与处理

本文所使用的样本数据主要来源于：第一，中国国家统计局 1999 至 2007 年间工业企业调查库数据。最近，该数据在与中国工业企业相关问题的研究中得到了国内外学者广泛的使用 (Brandt, 2010)。就本文的研究主题来看，该数据库比较适合作为研究样本。一方面，1999 至 2007 年间中国的市场化改革经历了一段停滞阶段，某些方面甚至出现了市场化改革倒退的现象。这期间政府对要素市场的干预表现得更为明显 (吴敬琏, 2013)；另一方面，1999 至 2007 年间中国开始出现人口老龄化的趋势以及劳动要素成本的急剧上升态势。而且，由于金融市场的发展滞后以及以房地产泡沫为代表的投资行为的盛行，导致制造业企业的融资成本有逐步上升趋势，这种背景下就会产生了对企业进行“资本替代劳动”转型升级的倒

闭力量。因此，我们使用样本的期限结构非常有利于对本文研究问题的认识；第二，樊纲和王小鲁 2010 年发布的《中国市场化指数报告》。该报告公布了 1998 至 2009 年间中国各省份地区多个方面的市场化进程指数，在国内外相关研究中得到了广泛认可和使用。运用该指数，便于我们从中国省份地区的视角来识别不同地区政府干预行为和活动的差异，对地区企业生产经营决策活动的影响。此外，依据既有文献对该数据库存在问题的处理办法，我们对本文的数据也进行了相应处理。为保证样本数据的有效性以及消除数据异常值的影响，我们对工业企业样本数据按照 Winsor 的 1% 分位数处理。

（三）APG 框架中企业全要素生产率测算方法的比较与确定

正如 Ornaghi 和 Van Beveren (2012) 的综述文章所指出，目前最近发展起来的估算企业 TFP 方法，总体上看可分为三种基本思路方法：Olley-Pakes (OP) 半参数方法 (1996)、Levinsohn-Petrin (LP) 半参数方法 (2003) 以及 Akerberg-Caves-Frazer (ACF) 半参数方法 (1996)。然而，从中国工业企业数据的基本特征来看，采取以上方法来估算企业全要素生产率 (TFP) 时，不同的估算方法所具有的测算能力和效率方面存在显著差异，因此，针对中国工业企业的数据特征，必须选择一种更为合适和合理的估算方法，来估算中国工业企业的全要素生产率。

首先，从处理问题的能力来看，OP 方法因为能够同时解决 C-D 生产函数中企业资产和 TFP 的同时性偏差问题 (simultaneity bias) 以及非平衡面板数据和企业生存与退出所带来的样本选择性偏差问题 (selection bias)，所以，是一种相对有效的估算方法。然而，从我们运用该方法估算企业 TFP 的实际处理过程来看，有如下方面的问题可能会对估算效果产生较为显著的影响：该方法需要采用企业的投资数据 (I_{it})，而从中国工业企业数据库的数据特征来看，并没有企业投资额的直接数据，故需采取 $I_{it} = K_{it+1} - (1 - \delta)K_{it}$ 方法来间接估算。

可是，从采用该方法估算企业投资额 I_{it} 的效果来看，存在大量为负值的企业投资额 I_{it} ^①。而

从 OP 方法的基本逻辑来看，强制要求 $I_{it} > 0$ ，因此，企业投资额 I_{it} 的大量为负必然会导致样本的大量丢失，从而导致估计结果的偏差。其次，LP 方法构建的出发点就是由于在运用 OP 方法中可能因为 $I_{it} > 0$ 的强制要求，从而导致样本的选择性偏差问题，因此，采用企业中间投入变量 m_{it} 来进行替代。因此，从这个意义上来看，LP 方法是对 OP 方法局限性的一次纠正。最后，ACF 方法是考虑到劳动力的调整时期较长以及调整成本较高的情形下，所导致的估计偏差问题。而从中国的实际来看，由于劳动保护制度的相对滞后，劳动力的调整时期较长以及调整成本较高的问题可能并不严重，因此，采取 ACF 方法未必是适合中国实际情形的估算方法。

基于以上分析，针对中国工业企业的数据特征，我们认为使用 LP 方法是相对合理的估算方法。其优势体现在两个方面：第一，不会因为 OP 方法要求投资大于零而产生的样本选择性偏差问题，第二，应对外部冲击时，中国企业可能更倾向于采用中间投入的调整来应对冲击。然而，LP 方法由于不能很好地处理企业生存概率所带来的样本选择偏差问题，其还是一种存在一定局限性的估算方法。Wooldridge (2009) 证明一步 GMM 方法可以很好地解

^① 具体来看，在总的有效样本为 639897 的数据中，如果折旧率采用 5% 的话，投资额大于 0 的企业样本为 402015，占有效总样本的 55.2%，如果折旧率采用 10.196% 的话，投资额大于 0 的企业样本为 484777，占有效总样本的 66.5%。

决 C-D 生产函数中企业资产和 TFP 的 simultaneity 问题, 以及非平衡面板数据和企业生存概率所带来的 selection 问题, 因此其是一种具有一致性的有效估算方法。Wooldridge (2009) 的方法已经有比较广泛的应用 (Acharya and Keller, 2009; Levisohn and Petrin, 2009; De Loecker, 2011; Ornaghi and Van Beveren, 2012; Van Beveren, 2013)。更有意思的是, Woodridge 的方法在实际应用中得到了很好地改进, 主要体现在估算策略上, 主要是 Petrin 对这个方法实际应用的改进, 学者们倾向于用 ivreg2 方法来进行方程组的混合估计。注意此时方程中含有的为资本和中间投入的多项式的滞后项, 从而只需要使用滞后一期和滞后二期的劳动投入作为方程的工具变量。因此, 依据 Wooldridge (2009) 所创造的一步 GMM 估算框架, 实际上就可很好地解决在运用 LP 方法估算中国工业企业全要素生产率中存在的问题。由此, 我们认为, Wooldridge-LP 估计方法 (以下简称 WLP) 是中国背景下相对最为合适的估计方法。

考虑到不同行业的自身特征可能存在较为显著的差异, 为了尽可能减少行业自身的特征差异对估算企业全要素生产率精度的影响, 我们在估算企业全要素生产率时是按照每个二分位的行业单独进行估算的策略来进行的。在估算过程中, 需要交代的处理工作包括: 第一, 所采用的 C-D 生产函数中产出变量使用企业增加值^①而非总产出, 之所以这样做的原因主要出于以下两点考虑: 其一, 企业增加值并不包含中间投入, 主要反映了企业的最终生产能力, 因此其在概念上更为贴合; 其二, 中国企业的总产值与中间投入之间高度相关。在本文的研究样本中, 它们二者的相关系数高达 0.856。我们发现, 如果纳入中间投入变量进行回归, 中间投入变量的产出弹性达到了 0.8 以上, 这显然会大大压缩了资本和劳动的投入弹性值。因此, 采用企业增加值作为产出变量的生产函数, 是更适合中国情形的估算形式; 第二, 企业工业总产值使用以 1998 基期使用的各省份地区各年的工业产品出厂价格指数进行平减, 企业的中间投入使用以 1998 基期的各省份地区^②各年的原材料、燃料和动力购进价格指数进行相应平减; 企业资本存量使用企业固定资产净额^③的对数 (使用以 1998 基期的各省份地区各年的固定资产投资价格指数进行相应平减) 来表示; 第三, 为了进一步提高估算精度, 我们在一步 GMM 的估算框架中添加了企业年龄、企业所有制类型、加入 WTO 以及企业所处省份地区的虚拟变量的控制变量 (Ornaghi and Van Beveren, 2012)。

(四) 企业进入和退出的界定

如何准确地识别中国工业企业数据库中企业进入和退出的信息, 关系到本文 APG 模型分解结果的精确性。在借鉴 Brandt et al. (2009)、毛其淋和盛斌 (2013) 处理方法的基础上, 我们所做的工作包括: 第一, 依据企业的法人代码对企业进入、退出和存活三种基本状态进行识别, 考虑到在样本观察期内企业会因重组或所有权发生变动而产生新的企业代码, 这就可能将存活的企业误判为进入或退出的企业。针对此问题, 我们进一步依据企业名称、电话号码、邮政编码以及行业代码等信息, 对之重新加以确认和修正; 第二, 由于我们使用的工业企业数据库的调查对象是全部国有及规模以上非国有企业, 这就意味着, 企业的进入或退出可能是由非国有企业由规模以下 (规模以上) 转变为规模以上 (规模以下) 所造成的, 从而产生误判。对此, 我们的应对策略一是依据企业的成立年份、营业状态和出现在样本库中的初始年份来进一步识别和确认, 二是针对那些消失后又出现的企业情形, 将之定义为存活企业, 因为这些企业的进入或退出信息反映的是企业规模变动的信息, 而非企业真实的进入或退出信息。

^① 企业增加值的计算方法是: 工业增加值=工业总产值 (现值)-工业中间投入+应缴增值税。

^② 正如 De Loecker (2007) 和 Van Beveren (2012) 所指出的, 如果不对生产函数的投入和产出变量进行价格平减, 会导致估计结果的偏差。平减方法的思路既可以从行业入手也可以从地区入手, 从中国的现实来看, 地方保护主义和地区分割动机可能是造成价格差异的重要因素, 因此, 从地区角度来对各项指标进行平减, 可能更为合理。

^③ 我们认为, 使用企业固定资产净额更能够反映企业当年的固定资产存量。

三、结果分析与解释

(一) 分解结果分析

表 2 列示的是我们结合 APG 框架和 WLP 方法得到的分解结果。首先，可以看出，在 2000 至 2007 年的样本观察期内，中国制造业部门的 APG 均呈现正值且数值呈现逐步增大的基本态势，这就表明中国制造业部门生产效率^①处于一个较快的加速增长轨道之中。1999 至 2007 年这 8 年间中国制造业部门的生产效率增长率平均达到 16.35%，远高于同期的美国和欧盟各国。这些结果至少验证了这样一个基本事实，从作为中国经济重要支撑的中国制造业部门生产效率的较快增长趋势特征来看，中国经济的增长必然有生产效率的快速增长作为支撑。这样的结果也一定程度上驳斥了克鲁格曼 1999 年所提出的“东亚经济发展模式批判”，这也为林毅夫等（2006）、王兵等（2007）等学者反驳克鲁格曼批判提供了重要的支持证据。

表 1 中国制造业部门 APG 模型的总体分解结果

年份	APG	TE	FRE	Decomposition		Enter	Exit	NE
				LFRE	KFRE			
2000	12.12	8.65	1.11	0.82	0.30	7.37	-5.01	2.36
2001	7.12	4.47	1.28	1.14	0.14	9.87	-8.51	1.36
2002	15.64	11.8	1.10	0.72	0.38	6.94	-4.20	2.74
2003	18.92	14.34	0.68	0.18	0.50	9.19	-5.29	3.90
2004	17.13	14.85	0.05	0.24	-0.19	13.42	-11.19	2.23
2005	18.18	16.59	-1.24	-1.21	-0.03	9.21	-6.38	2.83
2006	18.90	15.84	0.38	-0.49	0.87	9.23	-6.55	2.68
2007	27.78	16.61	1.48	-0.11	1.59	13.5	-3.81	9.69
平均值	16.35	12.89	0.61	0.16	0.45	9.59	-6.74	2.85
标准差	5.97	4.35	0.89	0.76	0.57	2.61	3.36	3.12

注：TE是Technical Efficiency的缩写，是指APG分解框架所得的技术效率，FRE是Factor Reallocation Efficiency的缩写，是指APG分解框架所得的要素总配置效率。其中，LFRE是指劳动要素配置效率，Labor Factor Reallocation Efficiency的缩写。KFRE是指资本要素配置效率，Capital Factor Reallocation Efficiency的缩写。

其次，从分解结果来看，表2数据和图1均显示，对中国制造业部门APG贡献最大的是技术效率TE，2000年至2007年间的贡献率平均达到75.87%。这样的结果是与李小平和卢现祥（2007）、刘伟和张辉（2008）等的发现较为一致，他们发现，结构变迁对中国经济增长的推动作用正在减弱，相反，技术进步对经济增长的推动作用在逐渐增大。我们的分解结果也表明，技术效率的快速增长是造成中国制造业部门生产效率增长最为重要的推动力量。企业的净进入NE（即企业进入减去企业退出）所带来的配置效率，对APG的贡献率处于第二位，2000年至2007年间平均达19.29%。具体来看，企业进入对APG的贡献率均值为64.85%，相反，企业退出对APG的贡献率均值为-45.56%。由于企业退出所带来的配置效率损失逐步减小，而企业进入所带来的配置效率处于基本不变态势，这就导致企业净进入对APG的贡献率

^① 这里的生产率增长率实际上就是 APG 除以工业增加值。其中 APG 定义工业增加值的增长-要素投入的增长。然后文章认为 APG 反映了生产率的增长。一般文章则用 TFP 反映生产率。按照 APG 的观点，TFP 至少没有考虑资源配置对生产率的影响。

处于逐步上升态势，由2000年的19.47%逐步增长到2007年的34.89%。这样的结果实际上与李玉红等（2009）、毛其淋和盛斌（2013）等的发现也是一致的。然而，要素总配置效率FRE对APG的贡献率最小，平均只有4.83%，而且其呈现出由大逐步变小再逐步变大的“U”型变化特征。具体表现为，由2000年的9.25%逐步下降到2005年的最低值-6.83%，再逐步上升到由2007年的5.32%的（见图1）。进一步，我们将要素总配置效率分解为资本和劳动要素的配置效率，可看出，2000年至2007年间，资本要素配置效率KFRE对APG的贡献率平均只有2.32%，而劳动要素配置效率LFRE对APG的贡献率平均也只由2.51%。从这二者贡献率的变化趋势来看，均呈现由大变小再逐步变大的“U”型变化特征（见图2）。但是，有所差异的是，劳动要素配置效率LFRE在样本观察期内由正转负，其数值由2000年的0.82较大幅度地下降到2007年的-0.11，这就说明，中国制造业部门的劳动要素配置效率在样本观察期内由正向贡献转为负向抑制，整体处于恶化态势。可是，从要素总配置效率和资本要素配置效率角度来看，它们2007年的数值均高于低2000年，由此说明，2000年至2007年间中国制造业部门的要素总配置效率和资本要素配置效率，总体上还是得到了一定程度的改善。其中，资本要素配置效率的改善程度最为明显，由2000年的0.30上升到2007年的1.59，提高了430%。

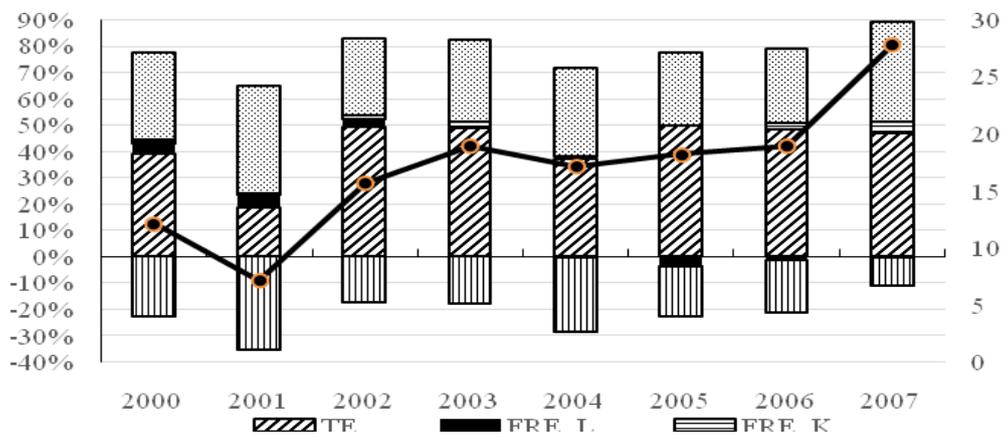


图1 中国制造业部门技术效率和各要素配置效率对 APG 的贡献率分解图

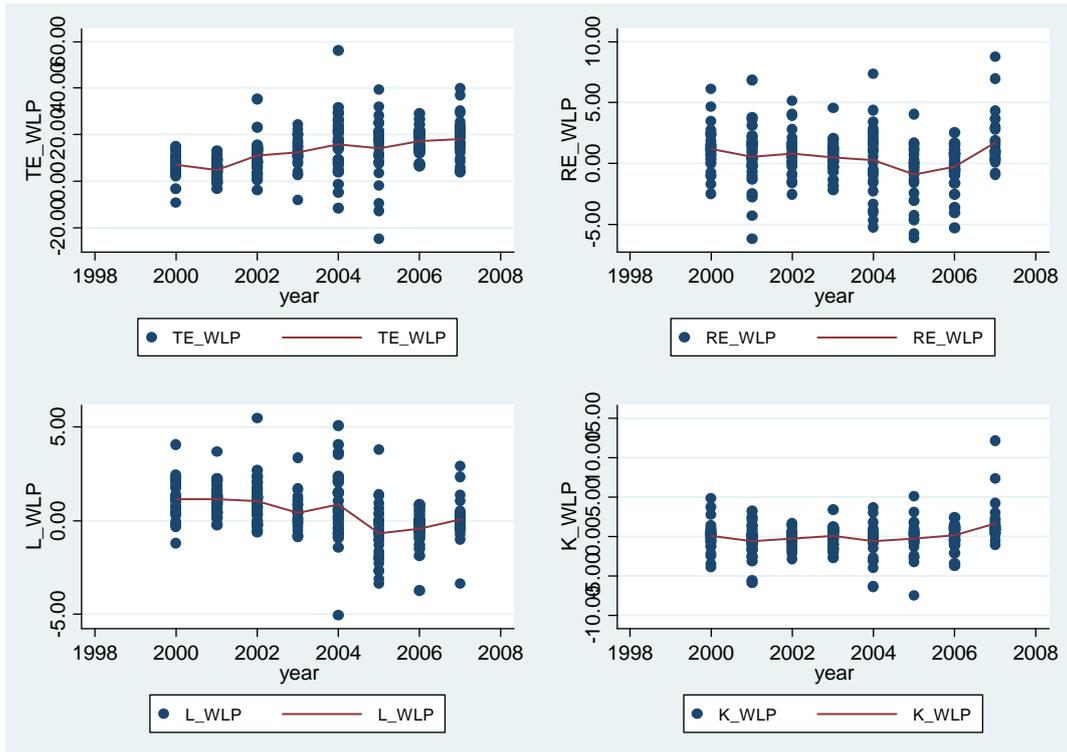


图2 中国总体制造业部门技术效率和各要素配置效率的变化趋势

最后，表4给出了分省份地区制造业APG的测算及其分解结果，比较有意思的发现是：第一，在所有省份地区的制造业中，技术效率TE和企业净进入NE对本地区APG的贡献率分别均处于前两位，二者是主导地区制造业部门生产效率增长的核心力量。相比而言，而要素配置效率FRE对地区APG的贡献率均显得非常小，这就从省份地区的视角验证了要素配置效率对中国制造业生产效率增长的贡献相对有限的基本事实。而且，从各省份地区制造业部门中各种要素配置效率的变化趋势也可以看出，31个省份地区中有9个的省份地区中要素总配置效率在2000至2007年间呈现下降趋势，其中，29个省份地区中劳动要素配置效率在此期间呈现显著下降趋势，而只有2个省份地区中资本要素配置效率在这期间呈现轻微下降趋势；第二，从经济发展水平^①和各省份地区制造业部门技术效率TE的关系来看，图3显示二者之间可能存在着倒U型关系。这样的关系特征就说明，对于那些经济发展水平相对较低的地区，经济发展水平的提高可以促进地区制造业技术效率以及资本要素配置效率的提高，而对于那些经济发展水平相对较高的地区，经济发展水平的提高却抑制地区制造业技术效率以及资本要素配置效率的提高；第三，从经济发展水平和各省份地区制造业部门要素总配置效率TFRE的关系来看，图3显示二者之间可能存在着正向线性关系，这就说明，经济发展水平的提高可以促进地区制造业要素总配置效率FRE的提高；第四，从经济发展水平和地区制造业部门资本要素配置效率KFRE的关系来看，图3也显示二者之间也可能存在着倒U型关系。这样的关系特征就表明，对于那些经济发展水平相对较低的地区，经济发展水平的提高可以促进地区制造业资本要素配置效率的提高，而对于那些经济发展水平相对较高的地区，经济发展水平的提高却抑制地区制造业资本要素配置效率的提高；第五，从经济发展水平和各省份地区制造业部门劳动要素配置效率LFRE的关系来看，图3显示二者之间可能存在着负向线性关系，这就说明，经济发展水平的提高抑制了地区制造业劳动要素配置效率的提高。

为了更为精确地验证以上统计性描述是否合理，我们在附录表1做了严格的计量模型检

^① 这里，我们使用各省份地区的人均真实GDP增长率来表示地区经济发展水平。

验,实证结果证明,各省份地区制造业部门的技术效率以及资本要素配置效率和经济发展水平之间,均存在着显著倒U型关系。而各省份地区制造业部门的要素配置效率FRE和经济发展水平之间,存在着显著的正向线性关系。相反,各省份地区制造业部门的劳动要素配置效率和经济发展水平之间,存在着显著的负向线性关系。这些较为严格的计量检验结果,事实上验证了我们以上的统计性分析。

表 2 中国各省份地区制造业 APG 模型的分解结果

省份地区	APG	TE	FRE	Decomposition		Enter	Exit	NE
				LFRE	KFRE			
北京	10.47	4.59	1.34	1.17	0.17	8.54	-4.00	4.54
天津	19.07	14.58	0.79	0.12	0.67	9.08	-5.38	3.70
河北	16.95	15.26	0.87	0.34	0.53	9.55	-8.73	0.82
山西	19.11	16.91	-0.92	0.02	-0.93	6.24	-3.12	3.12
内蒙古	29.48	20.15	1.04	0.73	0.31	9.50	-1.21	8.29
辽宁	19.30	14.64	1.03	1.11	-0.08	10.07	-6.44	3.63
吉林	17.57	12.94	1.22	0.87	0.34	10.37	-6.94	3.43
黑龙江	16.29	7.16	0.09	1.11	-1.03	14.3	-5.26	9.04
上海	13.31	10.25	0.93	0.18	0.75	6.03	-3.89	2.14
江苏	16.24	13.04	0.79	0.35	0.44	9.34	-6.93	2.41
浙江	13.70	11.59	-0.56	-0.61	0.05	8.68	-6.01	2.67
安徽	16.49	13.42	0.58	0.29	0.29	7.98	-5.48	2.50
福建	14.98	11.66	0.25	-0.46	0.70	6.44	-3.36	3.08
江西	20.21	14.54	2.11	0.98	1.14	9.48	-5.92	3.56
山东	19.77	16.14	1.12	0.31	0.81	11.58	-9.07	2.51
河南	19.57	16.61	1.30	0.36	0.93	9.89	-8.23	1.66
湖北	10.93	8.96	0.71	0.80	-0.09	11.55	-10.29	1.26
湖南	19.57	16.82	1.72	0.09	1.64	13.62	-12.6	1.02
广东	13.05	10.64	-0.10	-1.00	0.9	9.29	-6.77	2.52
广西	16.35	13.25	0.25	0.70	-0.44	9.72	-6.88	2.84
海南	14.33	9.71	0.38	0.15	0.24	9.44	-5.19	4.25
重庆	17.93	13.72	0.87	0.65	0.22	5.85	-2.51	3.34
四川	19.74	15.12	0.85	0.59	0.26	10.63	-6.86	3.77
贵州	12.90	13.99	0.18	0.61	-0.43	5.36	-6.62	-1.26
云南	12.01	10.52	0.36	0.45	-0.09	5.68	-4.56	1.12
陕西	18.92	11.90	0.92	0.76	0.16	11.26	-5.16	6.10
甘肃	15.14	10.93	0.86	0.66	0.19	11.05	-7.69	3.36
青海	10.82	9.46	-0.81	1.25	-2.06	11.63	-9.46	2.17
宁夏	13.85	13.47	-2.65	0.88	-3.54	7.71	-4.67	3.04
新疆	14.01	6.65	-0.69	0.11	-0.80	18.54	-10.49	8.05

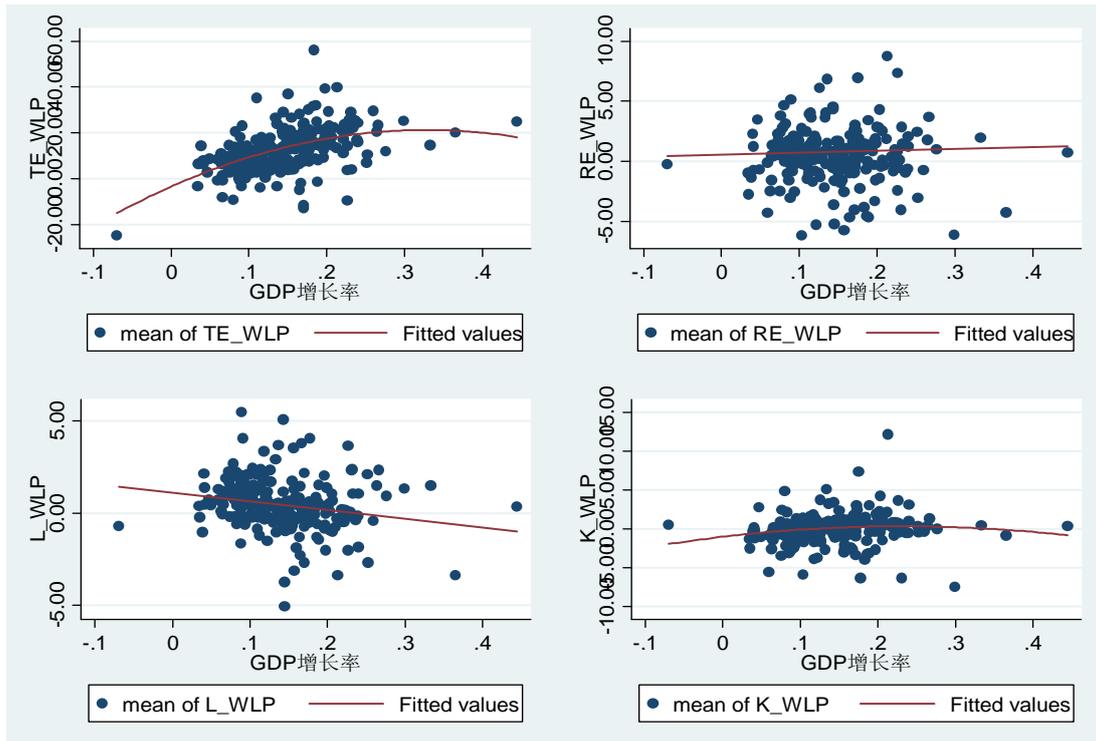


图3 经济发展水平和各省份地区制造业技术效率和各要素配置效率的相关图

(二) 稳健性分析

APG 模型的分解方法实质上会利用到估算企业 TFP 的方法，因此，不同针对企业全要素生产率的估计方法必会影响到要素配置效率的分解结果。为了尽可能保证本文所得到的分解结果的可靠性，我们尝试采用当前估算企业 TFP 的主流方法，作为相应地稳健性检验。图 4 描述的是采用不同估计方法所估算的企业 TFP 的 Kernel 核密度分布图，对比可看出，相对于 POLS 方法估计得到的企业 TFP，OP 方法所估算出的企业 TFP 的均值相对偏小，而 LP 方法所估算出的企业 TFP 的均值相对偏大。而且，OP 方法和采用 Wooldridge (2009) 估算框架结合 OP 方法所得到的企业 TFP 非常接近，LP 方法和采用 Wooldridge (2009) 估算框架结合 LP 方法所得到的企业 TFP 也非常接近。附表 1 给出了不同测度方法所估算的企业 TFP 的 Spearman 相关系数矩阵。可看出，OLS 方法和 OP 方法以及 WOP 方法所估算的企业 TFP 的相关系数非常高，高达 0.97 以上。而 OLS 方法、OP 方法以及 WOP 方法所估算的企业 TFP，与 LP 方法、WOP 方法所估算的企业 TFP 的相关系数相对低些，也高达 0.72 以上。这样的结果就说明，OP 方法以及 WOP 方法，和 OLS 方法所得到的企业 TFP 是非常相似的。我们也尝试利用 OLS 方法、OP 方法、WOP 方法以及 LP 方法，来结合 APG 模型框架进行分解，所得到的分解结果的基本规律和变化特征与 WLP 的分解结果基本一致，这就说明本文的分解结果事实上并不会受到企业 TFP 估算方法差异的影响，这个事实是与 Biesebroek (2004)、Petrin 和 Levinsohn (2012) 以及 Ug、Futoshi 和 Machiko (2013) 的发现和结论是相一致的。

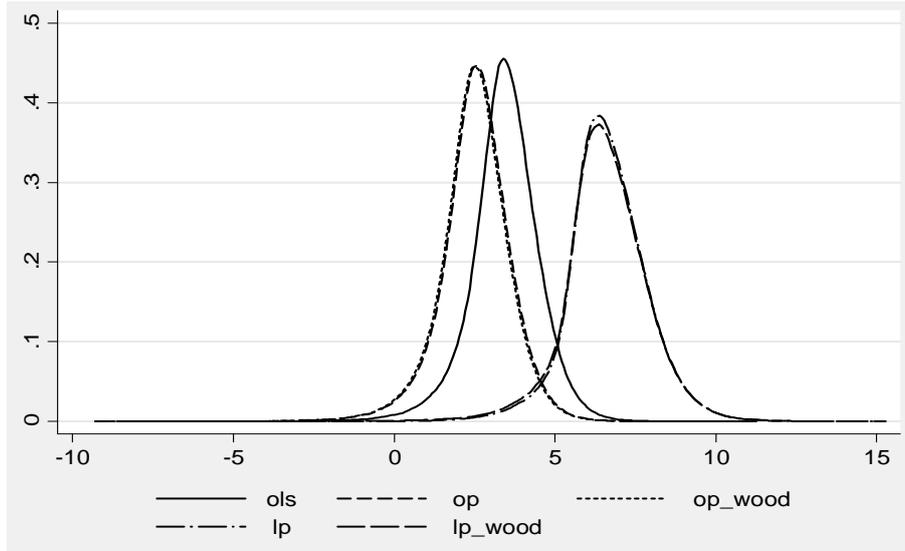


图4 不同估计方法所测度的企业TFP的Kernel核密度分布图

五、政府干预对中国制造业地区要素配置效率的影响及含义分析

通过前面的统计性描述分析，我们初步得到中国制造业地区要素配置效率的变化趋势信息。然而，更为值得深入研究的是，究竟是什么原因造成了中国制造业部门要素总配置效率、资本和劳动要素配置效率的低下？正如我们在前文中指出的是，中国转轨的进程中一个突出现象就是政府对经济活动的种种干预行为，特别是对要素市场市场化进程的控制与干预。政府对要素市场的控制与干预，究竟是否会对中国制造业地区要素配置效率的提升造成制约性影响？以及这种影响会呈何特征？这些正是本节探讨的核心问题。为此，我们构建如下的计量方程来对之加以研究：

$$\begin{aligned}
 FRE_{it} / FKRE_{it} / FLRE_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 FRE_{it-1} / FKRE_{it-1} / FLRE_{it-1} + \alpha_2 \cdot A \\
 & + \sum_{j=1}^3 \beta_j \cdot X + \eta_{provin} + \eta_{year} + \varepsilon_{ijkt}
 \end{aligned} \tag{15}$$

上式中， FRE_{it} 、 $KFRE_{it}$ 、 $LFRE_{it}$ 分别指示因变量，表示*i*省份地区*t*年份的我们前面所测算得到的中国制造业地区要素总配置效率、资本以及劳动要素配置效率， FRE_{it-1} 、 $KFRE_{it-1}$ 、 $LFRE_{it-1}$ 分别是其的一阶滞后项，在计量模型中加入滞后项的原因是考虑到地区各要素配置效率可能具有的延续性特征。计量模型中A变量集中的变量是用来测度可能影响中国省份地区要素配置效率的各种政府干预因素，具体包括：第一，要素市场市场化进程。显然，一国或地区的要素市场市场化进程，对该国家（地区）要素配置效率必将会产生重要的影响，我们预计这种影响效应为正向促进效应。本文选用樊纲和王小鲁2010年发布的《中国市场化指数报告》中各省份地区要素市场化进程的指数变量，作为代理变量。该指数数值越大，说明该省份地区要素市场的市场化进程越快，其会对本地区制造业要素配置效率造成显著促进效应；第二，政府对市场的干预。中国经济转轨进程中的一个显著特点就是，出于地方官员GDP增长的晋升竞标赛、财税收入竞争以及自身利益诉求的目的，各级地方政府官员竞相采用各种干预宏观经济和微观企业经营活动的优惠政策，试图来获得额外的经济发展竞争优势。因此，各省份地区政府和市场之间关系的差异，实质上就反映了各省份地区政府对经济的干预程度。本文选用樊纲和王小鲁《中国市场化指数》的报告中各省份地区中政府和市场之间关系的指数变量，作为代理变量。该指数数值越大，说明省份地区政府对市场的

干预越少,对中国制造业部门要素配置效率的负面影响因而就越小;第三,要素市场扭曲效应。中国经济转轨进程中的一个显著特点就是要素市场的市场化改革进程要严重滞后于整体市场。造成要素市场市场化进程滞后的原因在于,中国地方政府出自对 GDP 增长竞争所引发的招商引资竞争,会激励政府通过对企业所需关键要素的分配权和定价权的控制,来获得招商引资的筹码,这必然会造成中国要素市场市场化进程中呈现政府的干预和管控特征,导致要素市场的发展滞后。我们将这种源于政府对要素市场的干预行为而造成的发展滞后,称之为扭曲效应。基于中国转轨过程中如此的基本现实,就可以从中国各省份地区的要素市场化进程相对于落后总体市场化进程的思路,来测算中国各地区要素市场的扭曲程度。本文使用(各省份地区整体市场化进程指数-要素市场市场化进程指数)/整体市场化进程指数,来对之测度。显然,该指标可以从更大尺度上来衡量中国地方政府对要素市场的干预活动及其所造成的扭曲效应。考虑到要素市场的扭曲效应可能与地区制造业的要素配置效率存在非线性的影响,我们在计量模型中加入了地区要素市场扭曲效应变量的二次项;第四,金融市场扭曲效应。政府对金融体系的干预和控制导致的中国金融市场发展的滞后,是中国经济发展进程中的重大现象之一。金融市场的发展滞后以及政府对金融体系的干预,会直接影响企业的资本投资成本以及投资动机。由于不同区间自身经济条件和金融环境存在差异,地方政府对金融体系干预程度或称之为对金融市场的扭曲程度也会存在差异,这必然会对不同地区的制造业资本要素配置效率造成差异性的影响。本文使用(各省份地区整体市场化进程指数-金融市场市场化进程指数)/整体市场化进程指数,来对之测度。考虑到金融市场的扭曲效应可能和地区制造业要素配置效率存在非线性的影响,我们在计量模型中也加入了该变量的二次项;第五,劳动市场扭曲效应。由于长期的城乡户籍制度和农民工的城市福利歧视与公共服务的平等,导致劳动力要素在不同区间间的流动存在障碍与扭曲效应。本文使用(各省份地区整体市场化进程程度指数-劳动力流动指数)/整体市场化进程指数,作为区间劳动力扭曲效应的测量变量。考虑到劳动力的扭曲效应可能和不同地区制造业的要素配置效率存在非线性的影响,我们在计量模型中也加入了该变量的二次项。

控制变量的选择以及计量模型的设定是个棘手的问题,综合各方面因素的考虑,我们在计量模型(15)式中最终所纳入的控制变量包括:各省份地区出口额占地区 GDP 比重及其的二次项,各省份地区人均真实 GDP 增长率,国有企业就业人数占地区就业人数总额比重,以及控制省份、年份固定效应的虚拟变量。考虑到中国不同地区制造业的要素配置效率,在不同省份地区和年份所具有的动态变化效应,我们在计量模型中还加入省份和年份虚拟变量的交互项。我们也考虑了在计量模型中纳入中国各省份地区的 FDI 占地区 GDP 比重、基础设施投资总投资、城镇化率等控制变量,然而,这些变量与各省份地区人均真实 GDP 增长率、地区出口额占地区 GDP 比重变量的相关系数均在 0.65 以上,这就是说,这些控制变量之间存在严重多重共线性问题。鉴于此,我们最终挑选了各省份地区人均真实 GDP 增长率、各省份地区出口额占地区 GDP 比重以及国有企业就业人数占地区就业人数总额比重,作为核心的控制变量。

令我们担心的是,以上设定的计量模型中,可能由于各核心解释变量以及控制变量和因变量之间存在逆向因果关系,而导致估计结果的非一致性。对此,本文采用两步动态系统 GMM 方法作为主要的估计手段,同时,采用一般的 OLS 方法作为稳健性对比(限于篇幅,未报告 OLS 的估计结果)。这里需要交代的是,我们在使用两步动态系统 GMM 方法估计计量模型(4)时,除了将重点关注的解释变量作为内生性变量处理外,还将各控制变量作为内生性变量来处理,所得到的估计结果均列示在表 3 中。在选择了合适的水平方程和差分方程的滞后期作为工具变量后,从针对两步动态系统 GMM 方法有效性的 AR(1)和 AR(2)以及 Hansen-Sargan 的各检验结果来看,均说明采用两步动态系统 GMM 方法作为计量模型(4)的估计方法是合适的,所得到的估计结果是可靠的。并且,与 OLS 方法得到的各变量的估

计结果相比,系数和显著性局内发生本质变化,这体现出我们计量模型估计结果的稳健性。

表3第1列的估计结果显示,用来刻画各省份地区要素市场化进程的变量 *factormarket* 的估计系数为正,并在1%的水平上高度显著,说明在要素市场化进程越快的省份地区中的制造业的要素配置效率越高。表3第2列的估计结果显示,刻画各省份地区政府和市场关系的变量 *governmarket* 的估计系数为正,并在1%的水平上高度显著,说明在政府对市场干预越少的省份地区中制造业的要素配置效率越高。更为重要的发现是,表3第3列的估计结果显示,用来刻画各省份地区要素市场扭曲程度的变量 *factordisto* 的估计系数为正,并在1%的水平上高度显著, *factordisto* 二次项的估计系数为负,并也在1%的水平上高度显著。这就说明,在样本观察期内,中国各省份地区中要素市场扭曲对制造业要素配置效率的影响呈现出典型倒U型关系,即表明,要素市场扭曲程度不高时,有利于本地区制造业要素配置效率的提高,而当要素市场扭曲程度超过一个临界值之后,其对本地区制造业要素配置效率的作用效应将转为负。不难得出,这个转折点出现在要素市场扭曲指数约为5.40的时候,在248个观察样本中,有166个样本小于要素市场扭曲指数的这个转折点。这就说明,政府对要素市场的干预还是能够为不少省份地区带来短期经济增长的好处。

接下来,我们将更为细致地分析金融市场扭曲和劳动力扭曲对各省份地区制造业各要素配置效率的影响效应。表3第4列的估计结果显示,用来刻画各省份地区金融市场扭曲程度的变量 *financedisto* 的估计系数为正,并在1%的水平上高度显著, *financedisto* 二次项的估计系数为负,并也在1%的水平上高度显著。这就表明,在样本观察期内,中国各省份地区中金融市场扭曲对制造业资本要素配置效率的影响呈现倒U型关系,即金融市场扭曲程度不高时,其有利于本地区制造业资本要素配置效率的提高,而当金融市场扭曲程度超过一个临界值之后,其对本地区制造业资本要素配置效率的作用效应将转为负。不难得出,这个转折点出现在金融市场扭曲指数约为5.92的时候,在248个观察样本中,有154个样本小于金融市场扭曲指数的这个转折点。这就表明,政府对金融市场的控制与干预还是能够为不少省份地区带来短期内制造业竞争力提升的好处。类似地,表3第5列的估计结果显示,用来刻画各省份地区劳动市场扭曲程度的变量 *labordisto* 的估计系数为负,并在1%的水平上高度显著, *labordisto* 二次项的估计系数为正,并也在1%的水平上高度显著。这就表明,在样本观察期内,中国各省份地区中劳动市场扭曲对制造业要素配置效率的影响,呈现U型关系。这说明,当劳动市场扭曲程度不高时,政府强化对劳动市场的控制和干预,会导致本地区制造业劳动要素配置效率的下降,而当政府强化对劳动市场控制和干预的程度,即劳动市场扭曲程度超过一个临界值之后,其对本地区制造业劳动要素配置效率的作用效应转为正向的促进效应。这个转折点出现在劳动市场扭曲指数约为7.75的时候,在248个观察样本中,有176个样本大于劳动市场扭曲指数的这个转折点。这就表明,政府对劳动市场的控制与干预能够为大多数省份地区带来制造业竞争力提升的好处。

以上的检验结果可能说明以下重要事实:中国地方政府试图对关键要素的控制来获得招商引资和促进地方GDP增长的行为,导致了要素市场的扭曲,这种要素市场的扭曲效应对中国不同地区制造业要素总配置效应的作用效应是呈现倒U型的。一方面,当要素市场的扭曲程度较低时,这也就是说,当地方政府对要素市场的控制和干预程度较低时,这会有利于本地区制造业要素配置效率的提高,从而可以促进本地区经济增长;另一方面,当要素市场的扭曲程度较高时,也就是当地方政府对要素市场的控制和干预程度较高时,就会对本地区制造业要素配置效率产生抑制效应,从而造成损害,因而就会抑制本地区的经济可持续发展能力。进一步,金融市场作为要素市场的重要构成部分,也是较多受到中国政府干预和控制的要素部门,我们的检验结果也验证了金融市场的扭曲效应对中国不同地区制造业资本要素配置效应的作用效应,也是呈现这种典型倒U型特征。然而,与之有所不同,劳动市场扭曲效应对中国不同地区制造业劳动要素配置效应的作用效应却呈现U型特征,这样的结果可能

就反映，政府对本地区劳动力市场的种种管制，实质上是能带来一定好处的，中国制造业竞争力基本上还是建立在低成本比较优势的基础上，对劳动力市场的控制可能会刺激地区制造业中劳动密集型产业的发展，从而促进劳动要素配置效率的提升。

最后，一些控制变量的估计结果也值得重视。针对要素总配置效率和资本要素配置效率作为因变量的回归模型中，用来刻画各省份地区经济发展水平的地区人均真实GDP增长率变量的估计系数均为正，并在1%的水平上高度显著（结果见表3第3和4列），这就表明经济发展水平越高地区的制造业部门要素总配置效率、资本要素配置效率越高的基本事实，从而验证了经济发展对制造业要素总配置效率以及资本配置效率所具有的促进效应。相反，劳动要素配置效率作为因变量的回归模型中，经济发展水平对地区制造业部门劳动要素配置效率的影响显著为负（结果见表3第5列）。造成这种现象的原因可能在于：源于市场分割所造成的劳动力价格估价偏误以及劳动力供求市场的扭曲（柏培文，2012），造成劳动力特别是低成本劳动力要素在不同地区间的配置失衡（曹亚、陈浩，2011）。而且，中国地区的经济增长是与制造业部门的出口扩张能力密切相关的，而出口扩张又是与低成本劳动力优势密切相关，所以，越是经济发展速度快的地区，越有动力通过对劳动力要素市场的扭曲来获取出口比较优势（张杰等，2011）。这些因素的叠加，就造成了在经济发展水平越快的地区中劳动力要素扭曲相对越是严重，市场分割现象越是突出的格局，进而对制造业部门的劳动要素配置效率产生了相对严重的抑制效应。而且，在要素总配置效率和资本要素配置效率作为因变量的回归结果中，出口变量对地区制造业部门的要素总配置效率、资本要素配置效率的影响作用均呈现显著U型关系（结果见表3第3和4列）。这样的结果说明，在那些对出口规模较低的地区中，出口会给本地区制造业要素以及资本配置效率造成抑制效应，当出口规模超过一个临界值之后，其对本地区制造业要素总配置效率以及资本配置效率的作用效应将转为正，变为促进效应。然而，在劳动要素配置效率作为因变量的回归模型显示，出口对地区制造业劳动要素配置效率的影响作用截然相反，呈现显著倒U型关系（结果见表3第5列）。这表明，在那些对出口规模较低的地区中，出口会给本地区制造业劳动要素配置效率造成促进效应，而当出口规模超过一个临界值之后，其对本地区制造业劳动要素配置效率的作用效应转为负，变为抑制效应。这就反映出以劳动密集型为主的出口部门过度依赖低成本劳动力，对中国制造业部门劳动要素配置效率带来的危害。

此外，表3各模型的回归结果显示，用以刻画国有企业比重的变量估计结果显示，国有企业对地区制造业要素总配置效率以及劳动配置效率的影响作用显著为负，这样的检验结果与多数文献发现中国国有企业对生产效率产生的是抑制效应的经验证据是一致的。但是，国有企业对地区制造业资本要素配置效率的影响作用却显著为正，这就表明国有企业对地区制造业资本要素配置效率产生的是促进效应，这样的结果可能一定程度上反映出经过“抓大放小”以及对国有企业治理体制推进的一系列综合改革后，国有企业的综合能力得到提升，其对我国制造业资本配置效率还是带来了一定程度的改善。当然，综合来看，国有企业对劳动要素配置效率的负面影响要远大于其对资本要素配置效率的促进效应，因而其对制造业部门要素总配置效率的净影响还是呈现为显著的抑制效应。本文针对国有企业效率的这些发现，为深入理解国有企业究竟给中国经济发展带来何种影响，提供了与以往研究结果有所不同的经验证据。从表3各回归模型中年份效应虚拟变量的估计结果来看，无论是中国各省份地区制造业整体要素配置效率，还是资本和劳动要素配置效率，均显示先下降再逐步上升的U型变化特征。这些经验证据与前文的统计性描述结果是完全一致的。

表 3 中国制造业地区要素配置效率影响因素的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.FRE	-0.364***	-0.364***	-0.366***		

	(-406.50)	(-402.86)	(-372.92)		
L.KFRE				-0.276***	
				(-188.35)	
L.LFRE					-0.217***
					(-312.02)
factormarket	0.326***				
	(108.67)				
governmarket		0.339***			
		(54.52)			
factormarket					
factormarket ²					
factordisto			0.443***		
			(41.25)		
factordisto ²			-0.041***		
			(-67.05)		
financedisto				0.557***	
				(59.26)	
financedisto ²				-0.047***	
				(-58.13)	
labordisto					-0.061***
					(-59.08)
Labordisto ²					0.004***
					(83.90)
Δ pergdP	3.135***	3.067***	2.656***	4.268***	-0.285***
	(41.54)	(40.87)	(20.83)	(73.32)	(-10.70)
export	-11.332***	-13.374***	-13.795***	-15.226***	3.594***
	(-134.74)	(-165.44)	(-160.00)	(-195.13)	(75.90)
export ²	6.778***	8.594***	8.656***	8.708***	-1.703***
	(87.95)	(117.23)	(116.18)	(131.44)	(-47.55)
stateratio	-0.595***	-0.658***	-1.247***	0.626***	-1.528***
	(-11.38)	(-13.72)	(-24.67)	(14.33)	(-26.51)
Year2002	-0.117***	0.038***	-0.070***	0.267***	-0.421***
	(-18.75)	(5.45)	(-11.40)	(62.99)	(-116.08)
Year2003	-0.558***	-0.112***	-0.269***	0.656***	-1.105***
	(-71.47)	(-11.08)	(-23.85)	(97.16)	(-230.96)
Year2004	-1.291***	-0.342***	-0.808***	0.166***	-1.204***
	(-95.68)	(-17.38)	(-42.53)	(16.86)	(-121.96)
Year2005	-3.191***	-1.923***	-2.599***	0.082***	-2.799***
	(-306.12)	(-99.84)	(-180.87)	(9.00)	(-435.92)
Year2006	-1.840***	-0.530***	-1.186***	1.329***	-2.380***
	(-173.49)	(-27.06)	(-87.67)	(143.47)	(-340.48)
Year2007	-0.160***	1.204***	0.558***	2.388***	-1.932***

	(-14.35)	(55.80)	(32.91)	(207.45)	(-256.09)
province	yes	yes	yes	yes	yes
year	yes	yes	yes	yes	yes
province*year	yes	yes	yes	yes	yes
cons	2.351***	7.808***	5.895***	2.292***	2.153***
	(45.65)	(154.50)	(144.20)	(74.66)	(123.80)
AR(1)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2)	0.72	0.57	0.51	0.45	0.60
Hansen	0.28	0.32	0.34	0.49	0.25
<i>N</i>	248	248	248	248	248

注：同以上表。考虑到这里的小样本特征，我们在使用系统 GMM 方法时加入 small 的稳健估计方法。

六、简要的结论

如何促进中国制造业部门生产效率的持续提升？这是事关中国经济可持续发展以及经济结构调整的重大命题。通过 APG 模型的引入以及改进，并结合测算中国制造业企业全要素生产率的 WLP 方法，本文一系列的实证研究所得到的主要发现可归纳为两点：第一，无论是从全国还是分省份地区的角度来看，技术效率和企业的净进入是主导中国制造业部门生产效率增长的两大主要源泉。相比而言，要素配置效率对中国制造业部门生产效率增长的贡献相当有限。而且，无论是从资本要素还是劳动要素来看，二者的配置效率对中国制造业部门生产效率增长的贡献均为有限。由此验证了要素市场的发展滞后乃至扭曲效应对中国经济发展所带来的负面作用；第二，源自于 GDP 增长竞争的动机，中国地方政府对要素市场进行干预或控制而造成要素市场扭曲，对中国制造业部门要素配置效率造成的是倒 U 型关系。这就表明，政府的干预活动虽然短期内可以带来制造业部门要素配置效率的提高，刺激经济增长，但是，从长期来看，对要素市场的干预活动必将对中国制造业部门要素配置效率形成抑制效应，最终抑制经济增长。

本文所具有的政策涵义是，中国下一步的改革重点应该落在深入推进要素市场的市场化改革方面，通过全面约束各级政府对要素市场的“干预之手”，依靠对要素市场的市场化改革充分释放改革红利，推动中国制造业部门竞争力的持续提升，进而为中国的经济持续增长奠定坚实的实体经济基础。

参考文献：

曹亚、陈浩，2011：《劳动估价偏误与要素配置失衡研究：基于1990-2010年中国农村劳动力转移就业研究》，《经济学家》第4期。

陈勇、唐朱昌，2006：《中国工业的技术选择与技术进步：1985-2003》，《经济研究》第9期。

柏培文，2012：《中国劳动要素配置扭曲程度的测量》，《中国工业经济》第10期。

龚六堂、谢丹阳，2004：《我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析》，《经济研究》第1期。

龚关、胡关亮，2013：《中国制造业资源配置效率与全要素生产率》，《经济研究》第4期。

罗德明、李晔、史晋川，2012：《要素市场扭曲、资源错置与生产率》，《经济研究》第3期。

林毅夫、任若恩，2007：《东亚经济增长模式相关争论的再探讨》，《经济研究》第8期。

李小平、卢现祥，2007：《中国制造业的结构变动和生产率增长》，《世界经济》第5期。

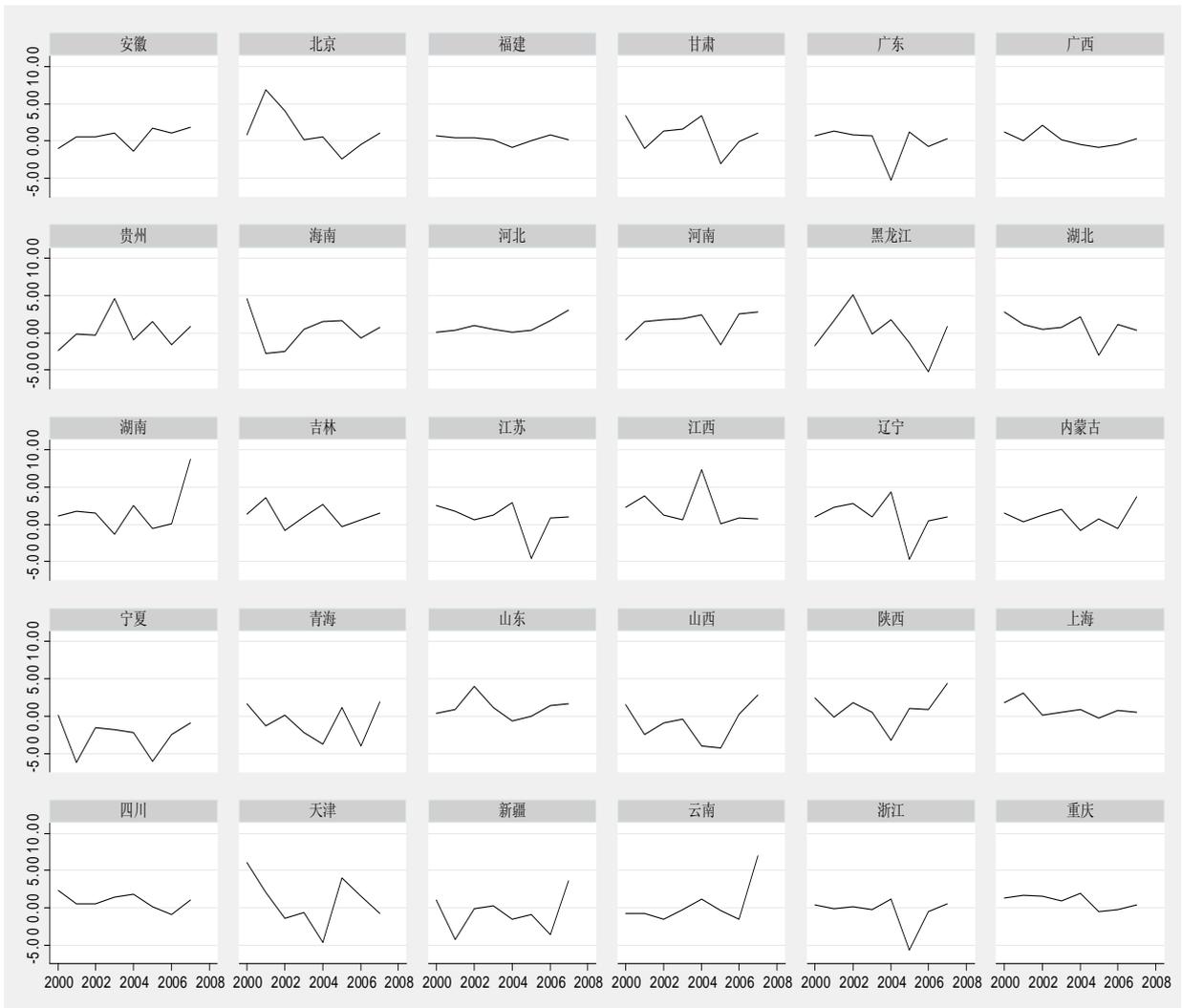
- 李玉红、王皓、郑玉歆，2008：《企业演化：中国工业生产率增长的重要途径》，《经济研究》第6期。
- 毛其淋、盛斌，2013：《中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化》，《经济研究》第4期。
- 涂正革、肖耿，2005：《中国的工业生产力革命：用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析》，《经济研究》第3期。
- 王兵、颜鹏飞，2007：《技术效率、技术进步与东亚经济增长：基于APEC视角的实证分析》，《经济研究》第5期。
- 王小鲁、樊纲、刘鹏，2009：《中国经济增长方式转换和增长可持续性》，《经济研究》第1期。
- 姚战琪，2009：《生产率增长与要素再配置效应：中国的经验研究》，《经济研究》第11期。
- 姚战琪，2011：《中国生产率增长与要素结构变动的关系研究》，《社会科学辑刊》第4期。
- 易纲、樊纲、李岩，2003：《关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考》，《经济研究》第8期。
- 张军、施少华、陈诗一，2003：《中国的工业改革与效率变化-方法、数据、文献和现有的结果》，《经济学(季刊)》第3卷第1期。
- 张军、陈诗一、G. H. Jefferson，2009：《结构性改革与中国工业增长》，《经济研究》第7期。
- 张杰、周晓艳、李勇，2011：《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》，《经济研究》第8期。
- 赵自芳、史晋川，2006：《中国要素市场扭曲的产业效率损失：基于DEA方法的实证分析》，《中国工业经济》第10期。
- 郑海涛、任若恩，2005：《多边比较下的中国制造业国际竞争力研究：1980-2004》，《经济研究》第12期。
- 中国经济增长前沿课题组，2012：《中国经济长期增长路径、效率与潜在增长水平》，《经济研究》第11期。
- Petrin, A., Levinsohn, J., 2012, Measuring Aggregate Productivity Growth Using Plant-level Data, *Rand Journal of Economics*, 43(4), pp. 705-725.
- Ug, K. H., Futoshi, N., Machiko, N., 2013, Resource Reallocation and Zombie lending in Japan in the '90s, *RIETI Discussion Paper Series 09-E-052*.
- Bailey, M., Hulten C., and D. Campbell (1992) "Productivity dynamics in manufacturing plants," *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 187-249.
- Biesebroek, J. V. (2004), Robustness of productivity estimates, NBER Working Paper series, 10303.
- Caballero, R., T. Hoshi, and A. Kashyap (2008) "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan," *American Economic Review*, vol. 98(5): 1943-77.
- Cameron A. C., and P. K. Trivedi (2005) *Microeconometrics*, Cambridge University Press.
- Foster L., J. Haltiwanger, and C. Krizan (2001) "Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence," in Charles R. Hulten, Edwin R. Dean, and Michael J. Harper, eds., *New developments in productivity analysis*. Chicago: University of Chicago Press, 2001.
- Griliches, Z. and Mairesse, J. (1998) "Production Functions: The Search for Identification", in *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Cambridge University Press) 169-203.
- Petrin, A., K. White, and J. P. Freiter (2009), *The Impact of Plant-level Resource Reallocations and Technical Progress on U.S. Macroeconomic Growth*, Working Paper, University of Minnesota.
- FREstuccia, D. and R. Rogerson (2008) "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Plants." *Review of Economic Dynamics*, 11: 707-720.
- Dowrick, S., and Gemmell, N., 1991, Industrialization, Catching-up, and Economic Growth: A Comparative Study across the World. *Capitalist Economies*, *Economic Journal*, 101: 263-275.
- Ozyurt, S., 2007, *Total Factor Productivity Growth in Chinese Industry: 1952-2000*, University of

Montpellier Working Papers.

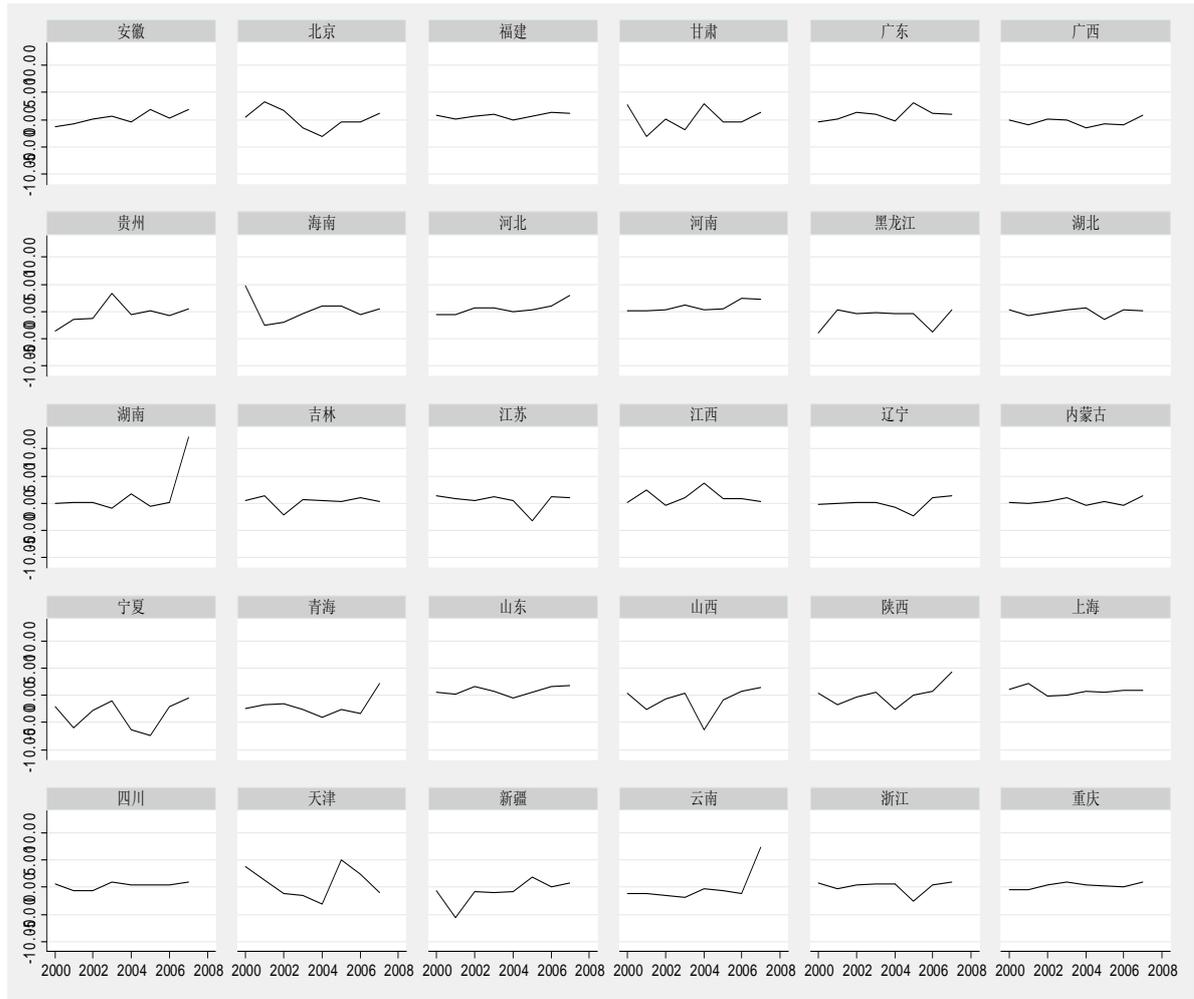
Poirson, H. , 2000, / Factor Reallocation and Growth in Developing Countries0, IMF Working paper, WPP00P94.

Syrquin, M. , 1986, / Productivity Growth and Factor Reallocation , in Industrialization and Growth, ed. by H. B. Chenery, Oxford: Oxford University Press.

附图 1 中国各省份地区制造业部门要素总配置效率的变化趋势图

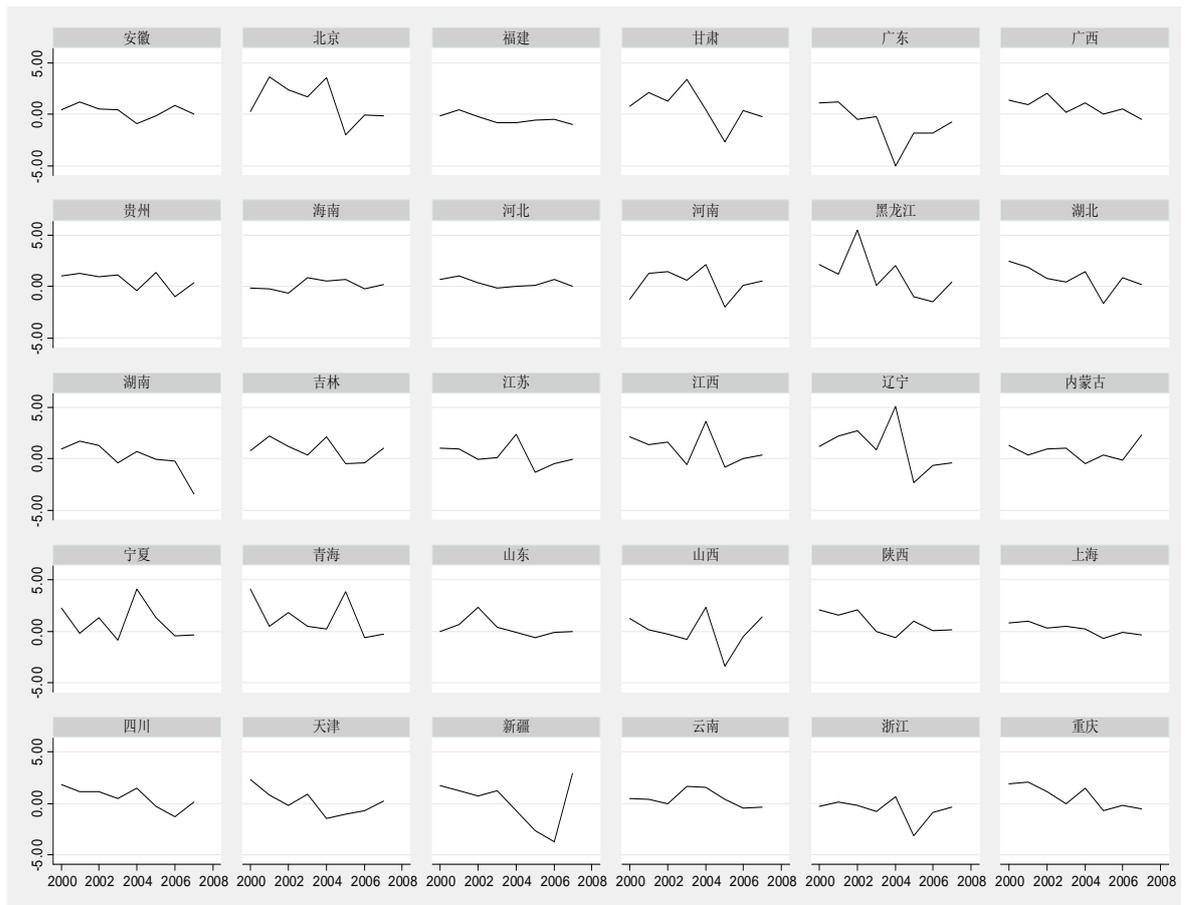


附图2 中国各省份地区制造业部门资本配置效率的变化趋势图



附图 3

中国各省份地区制造业部门劳动配置效率的变化趋势图



附表 1 中国各省份地区经济发展水平和各要素配置效率关键的检验结果

(1) (2) (3) (4) (5) (6)

因变量	TE_WLP	TE_WLP	TE_WLP	FRE_WLP	K_WLP	L_WLP
L.TE_WLP	-0.283*** (-145.42)	-0.306*** (-166.96)	-0.334*** (-182.93)	-0.362*** (-404.05)	-0.270*** (-184.24)	-0.222*** (-321.18)
pgdp_in	80.01*** (50.98)	73.24*** (49.73)	66.85*** (46.68)	2.836*** (37.30)	4.107*** (71.98)	-0.178*** (-7.51)
pgdp_in ²	-15.69*** (-4.02)	-14.21*** (-4.04)	-13.22*** (-3.87)		-0.415*** (-3.42)	
export		83.62*** (182.79)	97.88*** (211.60)	-13.48*** (-164.35)	-15.94*** (-200.15)	3.737*** (79.70)
export ²		-87.92*** (-205.97)	-95.12*** (-228.43)	8.811*** (119.41)	9.589*** (144.46)	-1.498*** (-41.27)
stateratio			-49.93*** (-252.29)	-0.848*** (-17.46)	0.357*** (11.20)	-1.001*** (-37.41)
Year2002	5.191*** (235.78)	4.776*** (198.32)	3.035*** (129.82)	-0.109*** (-17.33)	0.234*** (54.03)	-0.390*** (-105.54)
Year2003	5.419*** (101.45)	4.852*** (81.71)	1.992*** (34.98)	-0.451*** (-57.73)	0.579*** (86.13)	-1.116*** (-237.52)
Year2004	1.922*** (26.60)	1.477*** (18.20)	-2.437*** (-31.78)	-1.008*** (-74.72)	0.109*** (11.14)	-1.203*** (-122.79)
Year2005	8.742*** (194.31)	8.114*** (131.51)	2.920*** (47.39)	-2.786*** (-271.51)	0.0138 (1.54)	-2.840*** (-447.32)
Year2006	8.352*** (127.71)	7.962*** (96.70)	1.786*** (22.24)	-1.414*** (-132.70)	1.232*** (138.35)	-2.428*** (-346.68)
Year2007	6.826*** (99.78)	6.457*** (73.58)	-0.632*** (-7.39)	0.263*** (23.01)	2.219*** (205.56)	-1.981*** (-262.86)
province	yes	yes	yes	yes	yes	yes
year	yes	yes	yes	yes	yes	yes
province*year	yes	yes	yes	yes	yes	yes
cons	-12.46*** (-95.46)	-28.70*** (-167.74)	-1.075*** (-5.55)	5.642*** (167.11)	2.673*** (87.08)	2.215*** (124.74)
AR(1)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2)	0.49	0.63	0.54	0.51	0.49	0.55
Hansen	0.37	0.33	0.27	0.38	0.26	0.25
N	248	248	248	248	248	248

注：同上表。