

中国城市经济增长绩效的 长期均衡和短期调整^{*}

——基于中国 34 个中心城市的分析

刘海英 何 彬

内容提要 中国城市经济增长的整体技术效率呈现波动下降后上升的趋势,但差距在缩小;整体技术进步则始终呈现上升趋势,但差距在拉大。中国城市劳均 GDP 与劳均资本、技术效率和技术进步之间存在着长期稳定的协整关系。从长期看,劳均资本、技术效率和技术进步总体上对城市经济增长有正向影响。对比短期调整效应后可以发现,中国城市经济增长的资本集聚效率并不均衡,吸收大量资本的发达城市并没有表现出更高的投资效率。而且,由于发达窗口城市经济增长绩效的长期均衡关系具有“超强稳定性”,最终将会使得中国城市经济增长绩效差距更难以收敛。

关键词 城市经济 增长绩效 技术效率 技术进步

问题的提出

城市不仅是物质资本和人力资本的集聚地,而且是先进技术应用的平台和载体。Lucas 将城市看成技术进步的集聚地,并且认为“城市化”进程就是经济增长过程由劳动密集型向资本和技术密集型的转化。^① 技术转移和扩散是城市经济增长的重要特征之一,城市经济增长问题的相关研究大多集中于此。

徐现祥等借鉴了 Dowrick 的分析框架^②,从增长趋同性的视角研究了中国城市经济增长的收敛性问题,认为中国城市经济既存在新古典增长理论的 σ 趋同和绝对 β 趋同,又同时存在新增长理

论的技术扩散和转移趋同机制,并且同技术转移和扩散速度相比,基于新古典增长理论的城市经济增长趋同速度相对更快。^③ 但是应该看到,上述研究是在 Mankiw 等将劳均 GDP 认定为技术缺口的分析框架^④ 下直接引入了劳均资本变量,并将其视为资本积累对增长的贡献。这种分析方法确实能够直观地获得资本和技术对经济增长的贡献,然而本文认为,直接将劳均 GDP 作为技术缺口,并将其视为技术进步或技术扩散的贡献并不合适。这是因为,直接用劳均 GDP 解释技术因素来自于国外技术转移的研究范式,对于主要依靠投资尤其是重复投资拉动 GDP 的经济系统而言,劳均 GDP 指标暂时可能会上升,但不代表其一定

^{*} 本文系国家社科基金青年项目“中国城乡公共卫生经济系统投入产出绩效对比研究”(项目编号:10CJL021)、教育部重点研究基地重大项目“博弈论与经济权力范式研究”(项目编号:2009JJD790017)、中国博士后科学基金特别资助项目“中国区域经济的污染路径识别及增长绩效测度研究”(项目编号:200902493)和教育部人文社会科学研究基金青年项目“环境因素约束下中国区域经济增长绩效测度研究”(项目编号:09YJC790118)的阶段性成果。

产生了技术扩散,更不能简单地认为其在新经济增长理论“干中学”机制下获得了技术转移。因此,从中国城市经济增长趋同路径的视角来界定经济增长中的技术进步贡献并不合适。

除了从趋同角度研究以外,更多学者直接从投入产出效率的角度来研究中国城市经济增长问题。李郁等从全要素生产率的视角解释了中国城市经济增长出现的巨大差异。^⑤高春亮利用同样方法测度了国内 216 个城市的 Malmquist 生产率指数,并对扩张时期的城市生产效率进行了实证分析。^⑥李培运用空间计量模型分析了中国城市经济的运行特征,得出中国城市经济增长差距扩大的结论。^⑦黄大全等运用传统 C-D 生产函数,从要素投入和技术进步的视角,分析了中国地级城市经济增长出现的差异。^⑧

可以看到,除了研究对象不同以外,上述研究基本上都采用了非参数方法测度全要素生产率。在此基础上,有些研究侧重于城市规模对全要素生产率的影响,有些从城市空间区位因素考察城市经济增长绩效差异性,还有一些基于传统 C-D 生产函数来考察城市经济增长中的广义技术进步测度问题。然而,全要素生产率、技术效率和技术进步的简单对比只能反映城市经济增长绩效的表面差异。与区域经济增长问题研究有所不同,城市本身作为资本积累和技术进步的集聚地,其资本集聚效率及其技术进步的示范效应将对其他城市经济发展产生重要影响。因此,除了技术效率和技术进步问题以外,作为资本集聚地和先进技术应用平台的中心城市,其技术扩散及增长模式的示范作用更应受到关注。然而,这类问题的解决不仅需要城市经济增长绩效结构模型的重新设计,还需要从长期和短期识别资本集聚、技术效率和技术进步等对中国城市经济增长的影响机制,而这也正是本文要解决的问题。

基于此,本文拟在测算中国城市全要素生产率指数的基础上,运用面板协整理论,建立中国城市经济增长绩效的长期均衡模型,分析中国城市经济增长对资本投入、效率因素和技术进步长期依赖的差异性特征,并结合短期调整的面板误差修正模型估计结果,揭示中国城市经济增长绩效

的差异性特征。

中国城市经济增长绩效的测度

在基于传统 C-D 生产函数的增长理论框架下,能够很容易将城市经济增长分解成要素投入贡献和广义技术进步贡献两部分。但由于广义技术进步包含了太多的无法解释的因素,即使不考虑模型自身设定存在的问题,也很难将其简单解释为技术进步对经济增长的贡献。而基于非参数 Malmquist 生产率指数方法却可以将城市经济系统的技术效率和技术进步分离出来。

(一) 研究对象选择及变量的选取

参照中国城市国内生产总值(GDP)及人均国内生产总值(人均 GDP)等指标,同时也参考了国内有关的城市排名情况,本文的研究对象最终定于以下 34 个中心城市:上海、北京、广州、深圳、天津、重庆、杭州、青岛、南京、成都、武汉、大连、沈阳、济南、哈尔滨、长春、福州、厦门、西安、郑州、石家庄、海口、珠海、长沙、合肥、南昌、太原、呼和浩特、贵阳、昆明、兰州、西宁、银川以及南宁。为了保证投入产出数据口径一致,本文以各城市 1990 年不变价计算的 GDP 数据作为产出指标。投入指标选取了各城市的固定资本存量和各城市的从业人员数。固定资本存量直接采用各个城市的固定资产净值数据;从业人员数包括单位(含国营、民营和外企)从业人员和个体从业人员,代表了城市的劳动要素投入量。由于大多数研究忽略了规模效应对城市经济增长绩效的影响,因此本文将各城市建成区土地面积也选作投入指标。数据的来源为各年度的《中国城市统计年鉴》、相关各省的《统计年鉴》和《统计公报》,样本的观察区间为 1992~2008 年。

(二) 中国城市经济的技术效率变化和技术进步分析

本文首先应用 DEAP2.1 软件测度出中国 34 个中心城市的全要素生产率指数,然后将其分解成技术效率变化和技术进步指数,并按照环比到定基的计算方法获得这些城市自 1992 年以来的技术效率因子和技术进步因子,其描述性统计如图 1 和图 2 所示。

技术效率因子是衡量中国各城市增长水平到投入产出“前沿面”距离的一种表征,或者称之为“追赶效应”,而其在中国经济增长实践中又是运营管理效率的体现。从图 1 可以看出,中国城市经济增长的技术效率水平整体上呈现出波动下降后上升的趋势。中国城市经济技术效率平均水平从 1992 年的 0.6955 上升到 1995 年的 0.7175,从 1995 年后开始逐年下降,至 2004 年下降为最低水平(0.5459),自 2005 年后又有所上升。图 1 反映了城市间技术效率差距的总体变化。对比图 1 我们发现,在 1997~2004 年间,随着技术效率差距的进一步拉大,城市总体技术效率水平出现了下降;2005 年以后的“十一五”期间,随着不同城市间技术效率差距的缩小,中国城市经济增长的总体技术效率水平又呈现上升趋势。序列 RE 和 VRE 简单格兰杰因果关系检验表明, VRE 是 RE 的格兰杰成因,说明技术效率差距的缩小将更有助于中国城市经济管理效率的提高和“追赶效应”的出现。

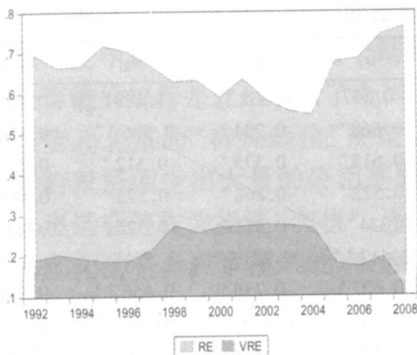


图 1 技术效率均值及其标准差变化

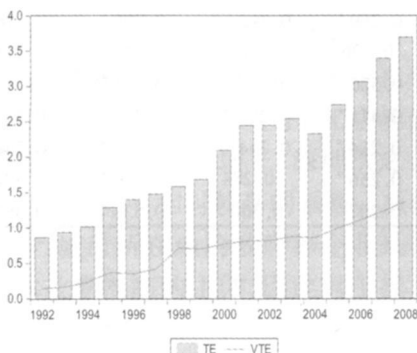


图 2 技术进步均值及其标准差变化

技术进步因子衡量了中国城市经济系统投入产出前沿面的移动情况。图 2 反映了城市经济增

长中的技术进步变化情况。和技术效率变动趋势有所不同,城市经济增长的平均技术进步水平总体呈现上升趋势,从 1992 年的 0.8671 上升至 2008 年的 3.6956 说明中国城市经济系统投入产出前沿面出现了移动。同时,反映城市之间技术进步差异性的指标 VTE 也呈现上升的趋势,说明在城市经济发展出现整体技术进步过程中,中国各城市之间的技术水平差异却在不断扩大,并未出现收敛趋势。尽管格兰杰因果关系检验结果并不支持 TE 和 VTE 之间的关联性,但这一对比结果仍足以表明中国各城市在经济增长过程中并没有发生明显的“技术外溢”。当然,中国城市之间“技术溢出”效应不显著既有可能源于客观条件所限,也有可能是地方政府竞争所导致。无论基于哪种原因,最终统计结果都表明某些发达城市在技术扩散层面对其他城市的示范带动和辐射作用有限。

中国城市经济增长绩效的长期均衡关系研究

(一) 中国城市经济增长绩效结构模型设定和估计的理论依据

经济增长体现了经济规模的扩张和增长质量的提高。要素投入是经济规模扩张的决定性因素,全要素生产率的提高则是经济可持续发展的必要条件。城市经济增长特点决定了城市作为区域经济发展的引领者,不仅是资本的集聚地,而且是先进技术的载体。因此,除投入因素以外,技术进步和效率改善也是中国城市经济增长的主要动力。基于此,本文在中国城市经济增长绩效结构模型设定时,将技术进步和效率因子连同投入要素一起纳入到结构模型(1)中。当然,该模型假定规模报酬不变,并已通过采用劳均变量将劳动要素投入对城市增长的贡献隐含在模型之中。

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} e^{\beta_1} e^{\beta_2 \text{eff}_{it} + \beta_3 \text{tech}_{it} + u_{it}} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 代表城市在时间 t 的劳均 GDP, α 是引入的固定效应,用来反映资源禀赋等地区性因素对城市经济增长的影响; K_{it} 代表城市在时间 t 的劳均资本存量,反映投入要素的强度; eff_{it} 是城市在时间 t 的技术效率因子,反映该城市在经济发展过程中的“追赶效应”; tech_{it} 代表城市

在时间的技术水平因子,反映该城市在经济发展过程中的技术创新能力。

令 $y_{it} = \log(Y_{it})$, $k_{it} = \log(K_{it})$, 则增长结构模型变为(2)式:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 k_{it} + \beta_2 \text{eff}_{it} + \beta_3 \text{tech}_{it} + u_{it} \quad (2)$$

在模型(2)中, α_i 的存在能够剔除城市面板数据回归过程中系数估计产生的偏误; β_1 反映了资本的投入产出弹性,是要素投入效率的直接体现; β_2 体现了技术效率变化对城市经济增长的影响; β_3 反映了技术进步因素对城市经济增长的影响。从各个系数表征的含义来看,模型(2)确实体现了中国城市经济增长的绩效结构。尽管如此,在用模型(2)来界定中国城市经济增长绩效时,仍然可能存在解释变量的“遗漏”,而且这势必会使得模型出现内生性问题。例如,城市的人力资本同城市技术创新能力和水平息息相关,如果遗漏此类变量,必然会使模型出现技术进步或效率变化因子与模型误差项相关的内生性问题。

在此种情况下如果直接采用传统 OLS方法进行面板估计,则估计量将不再具有超一致性。基于此,本文将采用完全修正的最小二乘(FMOLS)估计方法^①来解决模型(2)产生的内生性问题。

(二) 面板协整检验及增长绩效结构模型的 FMOLS估计

在进行面板协整分析之前,首先要对变量平稳性进行检验。为了增强检验结果的稳健性,本文分别对模型(2)中的面板数据变量 y , k , eff 和 tech 进行截面独立的面板 IPS检验^②和面板联合 F值检验^③。两种检验结果均表明,四个变量的面板数据均为 $I(1)$ 过程。在此基础上,根据 Westerlund 提出的扩展 LM协整检验方法^④,用对数化的劳均 GDP(y)和劳均资本存量(k),效率水平(eff)及技术水平(tech)构造扩展 LM协整检验统计量。检验结果表明,中国城市经济增长绩效结构模型的各个变量之间存在长期稳定的协整关系。协整向量 FMOLS估计结果如表 1所示。

表 1 协整向量 FMOLS的估计结果

城市	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_{1i}$	$\hat{\beta}_{2i}$	$\hat{\beta}_{3i}$	城市	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_{1i}$	$\hat{\beta}_{2i}$	$\hat{\beta}_{3i}$
北京	3.601*	0.113**	12.551**	0.034*	厦门	0.547	0.302**	1.378*	0.421*
天津	2.456*	0.269**	0.090*	0.451*	西安	0.668*	0.284*	0.506**	0.654*
上海	3.908*	0.250**	0.380*	0.024*	郑州	0.615*	0.375*	0.512*	0.457*
广州	2.892*	0.312**	0.308*	0.974**	石家庄	0.522*	0.268*	0.572*	0.666*
深圳	4.242*	0.289**	6.372**	5.760**	海口	0.234**	0.311*	0.326*	0.311**
重庆	0.568*	0.290*	0.695*	0.090*	珠海	0.412**	0.291**	1.531**	0.864**
杭州	2.019*	0.397**	0.361*	0.962*	长沙	0.622*	0.286*	0.456**	0.719*
青岛	0.862*	0.374**	0.624*	1.195*	合肥	0.353*	0.363**	0.081*	0.912*
南京	2.350*	0.291*	0.818*	0.467*	南昌	0.559*	0.288*	0.661*	0.422
成都	0.652*	0.286*	0.118*	0.562**	太原	0.743*	0.335**	0.216**	0.238**
武汉	1.288	0.366	0.252*	0.351	呼和浩特	0.269*	0.312**	0.295*	0.216*
大连	1.035**	0.340*	0.292*	0.786**	贵阳	0.326	0.306**	0.450*	0.315*
沈阳	2.016*	0.392*	0.027*	0.916*	昆明	0.526*	0.338*	0.574*	0.432
济南	0.775*	0.364**	0.151	0.853*	兰州	0.411*	0.285**	0.472*	0.153*
哈尔滨	0.413*	0.302*	0.715*	0.014*	西宁	0.214*	0.314**	0.421*	0.249*
长春	0.457*	0.255*	0.248*	1.628*	银川	0.256*	0.284	0.060*	0.382*
福州	0.951	0.273	1.205*	0.408*	南宁	0.207*	0.300*	0.530*	0.357*

注: *表示显著性水平为 0.05 **表示显著性水平为 0.01

(三) 估计结果分析

表 1 给出了模型 (2) 的 EMOLS 估计结果。从长期来看, 尽管不是所有系数的估计结果都显著, 但劳均资本、技术效率和技术进步总体上还是对城市经济增长产生了正向影响。 α_1 反映了不同城市所属的区位优势对其经济增长产生的静态影响。其中, 北京、上海和深圳的区位优势最强, 其对城市经济增长的作用最明显, 天津、广州、杭州和沈阳也有相对较强的区位优势。系数 β_1 反映了资本的投入产出弹性, 从系数估计结果看, 全国 34 个中心城市的资本投入产出弹性平均大约为 0.306 说明中国城市平均资本存量增长 1 倍, 将带来大约 30.6% 的经济增长。其中, 杭州、青岛、武汉、沈阳、济南、郑州和合肥 7 个城市具有相对较高的资本投入产出弹性, 这不仅说明资本在这些城市具有相对较高的边际报酬率, 同时也说明这些城市的经济增长对资本的需求更为强烈。值得注意的是, 北京、天津、上海和深圳等发达城市, 其资本的投入产出弹性并未达到全国平均水平。以北京为例, 北京的资本投入产出弹性在 34 个中心城市之中居然排在最后, 这个结果有些意外。一个可能的解释是北京吸收了全国太多的固定资产投资。北京的“特殊地位”决定了非市场主导的政府投资催生出大量的公用基础设施, 尤其以承办奥运会等作为投资“契机”, 无疑会吸引更多的市场化的企业资本流入北京, 客观上必然导致其综合资本投入产出弹性的下降, 进而影响中国整体城市经济的资源配置效率。系数 β_2 反映了技术效率对中国城市经济增长的影响。系数越高, 说明城市经济运营管理效率对增长的贡献越大, 或者说城市经济增长更依赖于自身经济管理水平的提升。估计结果显示, 北京单位技术效率改善将会带来数倍的增长, 深圳次之, 福州、珠海和厦门也都具有相对较高的系数。从微观主体行为来看, 城市所在地的政府和企业是促进城市经济技术效率提高的主体, 因此对于技术效率影响系数较高的城市而言, 政府应该为经济运行提供及时的信息和便捷的服务, 调整产业结构, 促进有限资源的合理配置; 同时, 企业也应该加强自身绩效管理, 和政府一起共同提高城市经济的技术

效率, 以此促进城市经济增长绩效。系数 β_3 反映了中国城市经济增长中的长期技术进步效应。系数值越大, 表明单位技术进步对经济增长的贡献越大。估计结果显示, 深圳、长春、青岛、沈阳、济南、珠海和合肥等城市的技术进步对经济增长的促进效应更为明显, 或者说这些城市的经济增长对技术进步的依赖性较强。以深圳为例, 单位技术进步对城市经济增长的贡献远远高于其他城市, 这说明在这类城市采取技术创新主导的经济发展模式将是更好的战略选择。

中国城市经济增长绩效的短期动态调整分析

模型 (2) 仅揭示了中国城市经济增长绩效因素之间的长期均衡关系。为了检验短期内各绩效因素对城市经济增长的影响, 还需要在面板协整的长期均衡模型基础上建立误差修正模型 (ECM) 来进行短期动态分析。

本文依据 AIC 信息准则, 在协整检验过程中最终确定最优滞后阶数为 1, 并以此为基础建立如下误差修正模型:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_0 + \theta_1 \Delta K_{it} + \theta_2 \Delta \text{eff}_{it} + \theta_3 \Delta \text{tech}_{it} + \lambda_1 \text{ECM}_{i,t-1} + u_{it} \quad (3)$$

其中, $\text{ECM}_{i,t-1}$ 为模型 (2) EMOLS 估计的面板残差, 系数 λ_1 代表了各城市从非均衡状态向长期均衡调整的速度, θ_1 、 θ_2 、 θ_3 分别代表了资本投入、效率水平和技术水平对城市经济增长水平的短期影响, 估计结果见表 2。

从表 2 误差修正模型的估计结果可以看出, 资本投入、效率水平和技术进步在短期内对城市经济增长的影响全部为正。系数 θ_1 反映了资本短期变化对城市经济增长的影响。由于城市固定资产净值的短期变化主要来源于当年的投资, 故这个系数可以用来反映城市的短期投资效率。估计结果显示, 杭州、青岛、沈阳、济南、厦门、郑州和合肥 7 个城市具有相对较高的投资效率。另外, 对比表 1 中各城市投入产出弹性的估计结果可以发现, 除了厦门以外, 短期投资效率较高的城市其资本投入产出弹性也相对较高, 这进一步验证了基于格兰杰因果关系的长期均衡和短期波动面板协整理论。系数 θ_2 反映了技术效率短期变化对

城市经济增长的影响。但在 0.05 显著性水平下, 只有天津等 12 个城市的估计系数显著。在这 12 个城市中, 青岛、沈阳、济南、西安和郑州 5 个城市具有相对较高的系数, 当技术效率变动 1 个单位时, 会带动 30 个单位以上的增长, 这说明这些城市在经济发展过程中展现出很强的“追赶效应”。系数 θ_3 反映了技术进步短期变化对城市经济增长的影响。和 θ_2 的估计结果一样, 表 2 结果显示, 只有北京等 17 个城市的技术进步效应显著。其中深圳、长春、青岛、沈阳、济南、厦门、郑州、珠海和合肥 9 个城市具有相对较高的估计系数。在这些城市, 1 个单位的技术进步能够带动 20 个单位以上的经济增长。值得注意的是, 对比表 1 长期均衡的技术进步系数估计结果可以发现, 长期技术进步效应较强的城市 (厦门和郑州除外), 其短期技术进步效应也非常明显; 与此相对照, 长期

技术进步效应相对较差的城市, 短期技术进步效应也不佳, 这一点在经济不发达的西部地区城市 (比如西宁和银川) 尤为明显。因此, 单从技术进步促进增长的长期均衡和短期调整机制来看, 近十年来中国区域中心城市经济增长差距有进一步增大的趋势。

系数 λ_i 反映了中国城市经济增长绩效的短期调整对长期均衡关系的影响。估计结果显示, 短期调整效应在绝大多数城市是显著的, 这些城市对长期均衡关系的偏离将在下一期获得大约 70% 左右的修正, 这说明基于面板协整的中国城市经济增长绩效长期均衡关系总体上是趋于稳定的。而北京、上海、深圳和杭州等发达城市在下一期对均衡偏差的调整居然能够达到 100% 以上, 这充分说明某些发达地区的中心城市经济增长绩效相对更加稳定。

表 2 误差修正模型估计结果

地区	θ_{1i}	θ_{2i}	θ_{3i}	λ_i	地区	θ_{1i}	θ_{2i}	θ_{3i}	λ_i
北京	0.825	31.256	12.046*	-1.039*	厦门	1.024*	14.962	26.011*	-0.846
天津	0.916*	16.886*	14.030*	-0.999*	西安	0.931*	39.933*	28.006	-0.802*
上海	0.932*	20.879	19.047*	-1.140*	郑州	1.024*	37.949*	27.062*	-0.843*
广州	0.943**	21.002	21.063	-0.950*	石家庄	0.925*	19.186	21.021	-0.752**
深圳	0.942	28.009	22.014*	-1.150**	海口	0.924	26.229*	29.011	-0.741
重庆	0.945*	31.233	25.020	-0.739*	珠海	0.943	29.067*	22.071*	-0.851**
杭州	1.013*	16.157	29.015	-1.0539**	长沙	0.928	11.217	19.058	-0.914
青岛	1.026*	31.044*	28.043*	-0.841	合肥	1.027*	11.257	27.067**	-0.754*
南京	0.941*	1.097	16.046*	-0.999	南昌	0.923	14.011	17.069	-0.545
成都	0.917	24.088*	19.083	-0.652	太原	0.945	19.125	12.055*	-0.652*
武汉	0.921	30.984	31.078	-0.846*	呼和浩特	0.939*	21.022	7.084	-0.545*
大连	0.914*	17.924	25.060	-0.649*	贵阳	0.946	20.874	13.023	-0.647*
沈阳	1.013**	38.084*	23.051*	-0.853*	昆明	1.021	18.893	15.063*	-0.740
济南	1.018*	35.041*	26.055*	-0.877*	兰州	0.944	26.257*	16.035	-0.653*
哈尔滨	0.920*	20.934	19.067	-0.745	西宁	0.914	24.263	3.066*	-0.547*
长春	0.913*	14.961	28.058*	-0.639	银川	0.936	23.160	5.066*	-0.641*
福州	0.922	26.955*	21.079	-0.850	南宁	0.940**	22.169*	9.036	-0.550*

注: *表示显著性水平为 0.05 **表示显著性水平为 0.01

研究结论和启示

面板协整分析表明, 中国城市经济增长绩效呈现出非均衡发展态势。具体研究结论如下:

(一) 中国城市经济增长中的总体技术进步差距在扩大

中国城市经济增长的技术效率水平整体上呈现波动下降后上升的趋势。而且随着技术效率的下降, 城市间的技术效率差距也开始拉大, 2005 年以后的“十一五”期间, 随着不同城市间技术效率差距的缩小, 城市总体平均技术效率水平又呈现上升趋势。实证检验表明, 缩小技术效率的差

距将更有助于中国城市经济管理效率的提高和“追赶效应”的出现。和城市经济增长技术效率变动趋势有所不同,城市经济增长的平均技术进步水平始终呈现上升趋势。然而,中国各城市之间的技术进步差距却在不断扩大。这说明中国城市在经济发展过程中出现了整体技术进步但并未“收敛”,同时也说明发达城市在技术扩散层面对其他城市的示范和辐射作用有限。

(二) 城市经济增长中资本集聚效率的非均衡性

中国城市经济增长的资本投入产出弹性总体平均为 0.306。然而几个典型的发达窗口城市诸如北京、上海、深圳等,其资本投入产出弹性却低于全国平均水平。以北京为例,其资本投入产出弹性仅为 0.1125,在 34 个城市之中排在最后。这说明北京吸收了过多的固定资产投资,从而导致资本边际产出贡献下降。尽管如此,北京单位技术效率的改善却能带来更多倍数的经济增长。这说明,减少北京等发达窗口城市的投资,将有限资源转移到短期投资效率较高的城市,既能提高经济资源的配置效率,又能够提升中国城市经济增长的资本集聚效率。

(三) 城市经济增长中技术进步效应的两极分化

中国经济增长绩效长期均衡关系表明,深圳、长春、青岛、沈阳、济南、珠海和合肥 7 个城市具有明显的技术进步效应;而短期动态调整的误差修正模型估计表明,在短期内,上述 7 个城市也都具有显著的技术进步效应。从技术进步促进城市经济增长的长期均衡和短期调整机制来看,二者具有高度一致性,而这必将导致中国城市经济增长中的技术水平遵循“马太效应”朝两极分化。而且,某些发达地区的中心城市,由于其经济增长绩效长期均衡性关系具有“超强稳定性”,必然会阻碍各类绩效因子的扩散和溢出,最终会使目前两极分化的趋势结构更加巩固。

解决中国城市经济增长绩效的非均衡问题需要政府引导。和政府投资于京、沪等窗口城市一

样,用非市场化的政府基础设施投资作为铺垫,引导高技术含量的物质资本朝绩效更高的城市转移,既能提高有限资源的配置效率,又能缩小城市间的技术差距,从而最终缓解中国城市经济增长绩效失衡的态势。

- ① Lucas R, “Life Earnings and Rural-Urban Migration”, *Journal of Political Economy* 2004 112(1), PP 29~59
- ② Dowrick S and M Rogers “Classical and Technological Convergence: Beyond the Solow and Growth Model”, *Oxford Economic Papers* 2002 54 PP 369~385
- ③ 徐现祥、李郁:《中国城市经济增长的趋同分析》《经济研究》2004年第 5 期。
- ④ Mankiw N G, D Romer and D Weil “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics* 1992 107 PP 407~437
- ⑤ 李郁、徐现祥:《技术进步与城市学习》《经济地理》2006年第 4 期。
- ⑥ 高春亮:《1998~2003 城市生产效率:基于包络技术的分析》《当代经济科学》2007年第 1 期。
- ⑦ 李培:《中国城市经济增长的效率与差异》《数量经济技术经济研究》2007年第 7 期。
- ⑧ 黄大全、滕艳丽、张华、梁进社:《基于生产函数的城市经济水平影响因素差异研究》《城市发展研究》2009年第 3 期。
- ⑨ McCoskey S, and C Kao “A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data”, *Econometric Reviews* 1998 17 PP 57~84
- ⑩ Im K S, M H Pesaran and Y Shi P Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels *Journal of Econometrics* 2003 115 PP 53~74
- ⑪ Maddala G S and Wu S, “A comparative study of unit roots with panel data and a new simple test”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 1999 PP 631~652
- ⑫ Westerlund J, “Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect”, *Journal of Applied Econometrics* 2008 23 PP 193~233

作者简介:刘海英,1972年生,管理学博士,吉林大学商学院副教授,吉林大学数量经济研究中心兼职研究人员;何彬,1979年生,经济学博士,吉林大学中国国有经济研究中心讲师。

〔责任编辑:李芸〕

ABSTRACTS

(1) View of Philosophy: How Should We Treat Philosophy

Liu Fusen · 12 ·

In the study of philosophy the following issues cannot be avoided: first, how to understand "what the philosophy is"; second, how to understand "the relationship between philosophy and culture"; third, how to understand "the relationship between philosophy and reality"; fourth, how to understand "the relationship between philosophy and the time". Different philosophers have different philosophical views, and different philosophical views adopt different attitudes towards these four questions. The philosophical view is not the knowledge about philosophy, but is the attitude to treat philosophy. Denying the liaisons of philosophy with culture will inevitably deny the liaison of philosophy with the nationality and lead to the philosophical view of Eurocentric doctrine. Denying the reality basis of philosophy will make philosophy become pure games of thinking. Denying the time features of philosophy will definitely make the studies of philosophy lag behind the time development and become useless philosophy.

(2) Internal Distribution of Products, Crisis Collision and Global Trade

Dai Xiang Zhang Erzhen · 72 ·

At present, the huge volatility of the global trade caused by the world economic crisis and its recovery is attracting great concerns, whereas the internal distribution of the products can provide a very effective research perspective for analyzing the deeper causes of this phenomenon. The real economy and the monetary economy interact by way of monetary cycling, the different economic departments under internal distribution of the products interact by way of goods cycling, whereas the fusion of monetary cycling and goods cycling make an initial exogenous financial collision spread by way of global value chain and form "echoed" effect and further evolve into reciprocating and continuous "amplifying" endogenous collision, leading to the ultimate result that the global trade volatiles greatly.

(3) Long-Term Equilibrium and Short-Term Adjustment for Economic Growth Performance of Chinese Cities—Based on 34 Chinese Key Cities

Liu Haiying He Bin · 79 ·

The overall technical efficiency of China's urban economic growth shows an upward trend after a fluctuating decline, but the gap is narrowing. The overall technological progress is always an upward trend, but the gap is widening. There are stable cointegration relations between GDP per worker and capital per worker, and between technical efficiency and technological progress of Chinese cities. In the long term, the capital per worker, technical efficiency and technological progress have positive effects on city economic growth on the whole. After comparing with the effects of short-term adjustment, we can discover that the efficiency of capital accumulation of China's urban economic growth is not balanced, and the developed cities having absorbed large amounts of capital did not show a higher efficiency of investment. Furthermore, since the long-term balanced relations of economic growth performance of developed window cities have "super stability", it will eventually make the performance gap of Chinese urban economic growth more difficult to converge.

(4) "Disembodying" Public Crisis Management and Innovation of Regional Public Administration Systems

Shen Chengcheng Jin Taijun · 107 ·

"Disembodying" of public crises, which would dramatically change the public administration and the allocation order of public resources, causes the disruption or paralysis of operating mechanism in the regional society. The current administrative mode of the "cur" type and the logic mismatch of the "disembodying" in public crisis result in the "inefficient" or "failure" state in "disembodying" of public crisis. By taking regional public management system of "net" as a platform, integrating both vertical and horizontal resources within the government system, and accumulating the market and social resources outside the government systems, will realize the effective management of "disembodying" public crises.

(5) State and Market Perspective of Organizational Identity

Wan Yanbin Zhao Xiaorong · 113 ·

The state allocates the social resources by way of government organizations or by way of market operation, which are substantially two kinds of organizational mode of social activities. Organizational identity is a concrete performance and reflection of social resource allocation mechanism in the organization which comes into being by way of exchanging resource results between the individual and the organization. According to the survey results, both kinds of resources allocation mode contribute to the achievements of the organizational identity, but the characteristics of resources control have important influence on organization identity and there is an anti- steps relation between the employees organizational identity and the level of market cultivation. The organizational identity of the employees with the same structure is related to the social integration features of Chinese society and the national social and psychological accumulation of the Chinese people.