

# 工资差异与区域创新能力的关系: 基于 1997–2007 年中国省际面板数据的实证分析

石 峰

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

[摘 要] 基于中国 31 个省(市、区) 1997–2007 年职工平均工资、技术创新能力、人力资本和外商直接投资数据, 运用面板数据变截距和变系数相关模型对工资差异的增长效应进行检验。检验结果表明: 总体而言, 一个地区的创新能力每提高 1%, 其职工平均工资就会提高 0.18% 左右; 一些控制变量如人力资本、外商直接投资等对工资水平也具有显著为正的贡献。

[关键词] 工资差异; 区域创新能力; 面板数据模型

[中图分类号] F244 [文献标识码] A [文章编号] 1673–0755(2010)02–0031–05

随着我国经济的快速发展, 我国各地区创新能力普遍提高, 但区域之间创新能力的差别越来越明显, 以专利授权量衡量的创新产出在空间上呈现出日趋积聚的现象。因此, 在区域经济协调发展和构建社会主义和谐社会的新形势下, 必须充分认识和全面把握地区工资水平差异的重要性。近年来, 国内学者如王小鲁、樊纲、张建红、钟笑寒、王美艳、刘修岩、严善平、王小勇等对这一问题展开了有益的探索, 并取得了丰富的研究成果。他们基于新古典增长理论、城市经济学和新经济地理学等角度对中国地区工资差距的形成机理进行了探讨, 虽然他们考察了影响地区工资差异的各种复杂因素, 但关于区域创新能力对地区工资差异的影响还很少涉及。同时国内关于区域创新能力的研究也没有将地区工资差异纳入到统一的研究体系。因此, 本文的研究着眼于区域创新能力与地区工资水平之间的关系, 并通过控制人力资本和外商直接投资变量, 进一步解释二者对地区工资差异的影响。这不仅为解释中国地区工资差异提供了新的实证依据, 而且对区域发展差距扩大的趋势逐步扭转、合理有序的收入分配格局基本形成都具有重要意义。

## 一 文献综述

王小鲁和樊纲考察了我国 20 世纪 80 年代和 90 年代影响地区经济差距的各主要因素, 包括资本、人力资本和劳动力在各地区间的流动和配置状况、制度变革(主要是市场化进程)在各地区间的差异、结构变动(城市化是最主要的因素)对地区经济差距的影响<sup>[1]</sup>。张建红运用模块数据和空间计量的方法考察了中国改革开放以来影响地区工资水平及地区工资非均衡的各种政策体制因素和经济因素<sup>[2]</sup>。钟笑寒分析了中国劳动力市场存在的两个突出现象, 进而经验证明了劳动力流入对工资增长的正效应<sup>[3]</sup>。王美艳通过对本地和外来劳动力所面临的就业机会和报酬进行了研究, 结果表明, 外来劳动力与城市本地劳动力的工资差异, 59% 是由就业岗位间的工资差异引起; 41% 由就业岗位内的工资差异引起; 且工资差异的 43% 是由歧视等不可解释的因素造成<sup>[4]</sup>。刘修岩利用 1998–2004 年中国地级面板数据分析了市场潜能与地区工资水平之间的关系, 他们的实证结果表明, 一个地区的市场潜能对其工资水平具有显著为正的贡献<sup>[5]</sup>。严善平借鉴 Mincer 的工资函数理论, 计量分析了人力资本、

[收稿日期] 2010–02–18

[基金项目] 湖南省现代流通理论研究基地招标课题“基于产业关联视角的我国制造业与流通业互动分析”资助(编号: CTB093)

[作者简介] 石峰(1976–), 男, 湖南绥宁人, 武汉大学经济与管理学院博士研究生, 湖南女子学院经济管理系讲师。

户口制度等因素与工资的关系,并经验检验了近年出现的民工荒现象主要起因于劳动力市场的制度性分割<sup>[6]</sup>。王小勇考察了现阶段中国地区工资差距的变化趋势,并认为市场潜力的空间分布与产业和城市的外部性是造成中国地区工资差异的重要因素<sup>[7]</sup>。从以上国内学者对工资差异的研究来看,他们都看到了影响地区工资差异的各种因素,但关于区域创新能力对地区工资差异的影响却鲜有涉及。

区域创新能力是科学技术产生的综合能力,主要由 R&D 投入决定,并在区域创新环境中培育出的地区竞争力上体现,是地区经济获取竞争优势的决定因素<sup>[8]</sup>。Peter Howitt 认为,20 世纪 70 年代以来通用技术的出现加速了收入差距的扩大<sup>[9]</sup>;Case lli 也指出信息技术发展引起的“第三产业”导致了不平等的增长<sup>[10]</sup>;Acemog li 研究了技术变化对收入不平等的影响,并认为 60 多年来的技术进步是技能偏向的,而近期的不平等上升正是这种技能偏向加速发展的结果<sup>[11]</sup>。池仁勇根据浙江省 230 家企业的调查数据研究表明,不同所有制企业的技术创新效率不同以及企业技术创新方式、内部职能部门的协调性对技术创新效率均具有显著影响<sup>[12]</sup>。李习保基于我国各地区 1998—2005 年的创新活动数据,以职务发明专利申请量和授权量作为创新产出指标,实证分析了影响我国区域创新能力差异的效率因素,并认为导致我国区域创新能力差异日益扩大的原因主要在于不同地区之间创新效率差异的扩大<sup>[13]</sup>。

从以上文献回顾可以发现,国内关于区域创新能力的研究主要是围绕区域创新能力的影响因素这一层面,将工资差异与区域创新能力纳入到统一的研究体系,并分析二者之间的关系是本文探讨的问题。

## 二 理论模型

本文借鉴 Hanson 以及 Mion 与 Naticchioni 的基本方法,来考察技术创新能力对地区工资的影响<sup>[14-16]</sup>。假设一个有  $i$  个地区和两个部门的经济体,该经济体由制造业 (M) 部门和农业 (A) 部门组成,假定消费者有同一的 Cobb-Douglas 效用函数,则:

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \quad (1)$$

其中  $\mu$  是制造品占消费支出的份额 ( $0 < \mu < 1$ )。  $C_M$ ,  $C_A$  分别是制造业和农产品的消费数量,假定制造业有大量差异产品种类,每类产品只在一个地区生产,每类产品的消费数量为  $X_i$ ,则消费者对

定义在制造品种类数和消费量上的综合指数  $C_M$  的 CES 函数为:

$$C_M = \left[ \sum_i X_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中  $\sigma > 1$  为产品的替代系数。假定该经济制造业部门只使用一种要素劳动,每类产品生产存在规模递增。考虑到我国是一个地区发展差距较大的发展中国家,则地区  $i$  代表性企业的成本函数为:

$$L_i = f + c_i q_i \quad (3)$$

其中  $f$  表示固定投入,  $c_i$  表示边际投入,  $q_i$   $L_i$  分别指地区  $i$  代表性企业的产量和劳动投入量。且假定该经济体各地区生产技术  $T_i$  的差别主要表现为边际投入  $c_i$  的差别,具体表达式为:

$$c_i = (T_i)^{-\theta} \quad (\theta > 0) \quad (4)$$

假定区域间存在正的运输费用,我们引入萨缪尔森的“冰山”形式运输成本,则产品从区域  $i$  到区域  $j$  的到岸价格为:

$$P_{ij} = P_i d_{ij}^\tau \quad (5)$$

其中  $P_i$  是区域  $i$  各种制造品的出厂价格或离岸价格,  $\tau$  是单位运输成本,  $d_{ij}$  是区域  $i$   $j$  间的距离。通过对代表性消费者行为的最优规划,可以得到地区  $j$  消费者对地区  $i$  各种制造品的最优消费数量为:

$$X_{ij} = \frac{P_i^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} \mu Y_j \quad (6)$$

其中  $P_j$  是地区  $j$  的价格指数,  $Y_j$  表示地区  $j$  的消费总支出。因此,区域  $i$  代表性企业的利润为:

$$\pi_i = P_i q_i - w_i (c_i q_i + f) \quad (7)$$

当允许厂商自由进入时,其均衡利润为零,此时均衡产出为:

$$q_i^* = \frac{(\sigma-1)f}{c_i} \quad (8)$$

在均衡情况下,这一均衡产量等于所有地区对地区  $i$  各种制造品需求的加总,即:

$$q_i^* = X_i^* = \sum_j P_i^{-\sigma} (e^{-\tau d_{ij}} P_j)^{\sigma-1} \mu Y_j \quad (9)$$

由等式 (9) 可得到地区  $i$  的工资水平的决定方程:

$$w_i = \frac{\sigma-1}{\sigma} \left[ \frac{\mu}{f(\sigma-1)} \right]^{\frac{1}{\sigma}} \left[ \sum_j (e^{-\tau d_{ij}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \right]^{\frac{1}{\sigma}} C_i^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (10)$$

联立方程 (4) 和 (10) 得:

$$w_i = \frac{\sigma-1}{\sigma} \left[ \frac{\mu}{f(\sigma-1)} \right]^{\frac{1}{\sigma}} \left[ \sum_j (e^{-\tau d_{ij}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \right]^{\frac{1}{\sigma}} T_i^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma}} \quad (11)$$

对等式 (11) 取自然对数,得:

$$\ln w_i = \ln \frac{\sigma-1}{\sigma} + \frac{1}{\sigma} \ln \left[ \frac{\mu}{f(\sigma-1)} \right] + \frac{1}{\sigma} \ln \left[ \sum_j \right]$$

$$(e^{-\tau_{ij}}P_j)^{\sigma-1}Y_j] + \frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma}\ln T_i$$

式 (12)

方程式 (12)描述了地区的工资水平  $T_i$  与其生产技术水平的相关关系,即工资水平与区域(技术)创新能力呈正相关关系。

三 数据来源与计量模型

(一)数据来源

本文共选取了全国 31个省、市、自治区作为研究对象,样本区间为 1997—2007年。数据均来源于《中国统计年鉴》(1998—2008)。

(二)计量模型

1. 模型选择。本文采用协方差分析的方法对模型的正确形式进行了检验,检验结果表明:在 5%显著性水平下,样本数据符合含有个体影响的变截距模型。

2. 固定效应与随机效应模型选择。Hausman提出了一种基于随机效应估计量与固定效应估计量两者差异的检验。通过计算, Hausman 检验的卡方统计量为 83 4248 相应的 P 值为 0.0000,所以拒绝原假设,应选择固定效应模型。因此,本文关于工资差异与区域创新能力的个体固定效应变截距模型为:

$$\ln WAGE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln EDU + \alpha_2 \ln TEE + \alpha_3 \ln PFDI + \alpha_i + u_{it}$$

其中,下标  $i$  表示各省、直辖市、自治区,  $t$  表示年份;  $WAGE$  是被解释变量,即职工平均工资,用来衡量各省、直辖市、自治区的工资水平;  $TEE$  是我们主要关注的解释变量,表示各省、直辖市、自治区的技术创新能力,技术创新产出能力指标主要反映区域技术创新活动取得的主要研究成果和带来的经济效益的能力。目前大家公认的事实是,专利既不能代表所有重要的创新,也不能反映不同创新的重要性程度,在质量上还是数量上,专利与创新之间都不存在一致性,但由于其通用性和易得性,专利仍然是研究者常用的衡量创新能力的指标;  $EDU$ 、 $PFDI$  是控制变量,分别指人力资本、外商直接投资;  $\alpha_i$  表示各省、直辖市、自治区非观测固定效应;  $u_{it}$  为误差项。人力资本和外商直接投资作为影响工资水平的因素已经得到普遍认可,将它们引入模型,主要在于,一个地区的技术创新能力可能会与该地区的人力资本、外商直接投资存在相关性,因此在计量模型中遗漏这些变量会导致回归结果存在严重偏误,其次,就我国的实际情况而言,一个地区的人力资本水平越高,外商投资越多,该地区的技术创新能力也越高,而且正如理论模型所预期的那样,一个地区的工资

水平与其技术创新能力呈正相关关系,因此,在计量模型中必须考虑这些因素对一个地区的工资水平的影响。表 1 给出了模型中变量的定义,具体如下:

表 1 回归模型变量表

| 含义     | 变量名  | 计算方法                                     |
|--------|------|------------------------------------------|
| 职工平均工资 | WAGE | 用来衡量各省、直辖市、自治区的工资差异,取对数进入模型。             |
| 技术创新能力 | TEE  | 用各地区的专利授权量来衡量,取对数进入模型。                   |
| 人力资本   | EDU  | 用各省、直辖市、自治区每万人中的大专及以上学历在校生数量来衡量,取对数进入模型。 |
| 外商直接投资 | PFDI | 用各地区的外商直接投资额与该地区的国内生产总值的比重来衡量,取对数进入模型。   |

四 实证结果

(一)变量的描述性统计

从样本的职工平均工资与技术创新能力统计量来看,各地区的职工平均工资水平差异较大,最大值为 49310 元,最小值为 4889 元;各地区的技术创新能力差异也较大,最大值为 56451 件,最小值为 6 件(如表 2 所示)。

表 2 31个省、市、自治区职工平均工资与技术创新能力的样本统计量

|      | 均值      | 中值    | 标准差    | 最小值  | 最大值   | 观测值<br>个数 | 横截面<br>个数 |
|------|---------|-------|--------|------|-------|-----------|-----------|
| WAGE | 13710.7 | 11953 | 7409.4 | 4889 | 49310 | 341       | 31        |
| TEE  | 4045.9  | 1803  | 6735.9 | 6    | 56451 | 341       | 31        |

注:根据 1998—2008 年的《中国统计年鉴》数据并采用 Eviews6.0 计算得到。

表 3 是回归模型中主要变量的描述性统计。从表 3 可以看出,我国各省、市、自治区的名义工资水平呈现出明显的上升趋势。同时,我国各地区的工资差异也表现出以下特征:1997 年至 2003 年,我国各地区职工平均工资的自然对数值的变异系数由 0.242 增加到 0.2886 在这一时间段,我国各地区的工资差距表现出逐渐扩大趋势。但从 2004 年以后,我国各地区的职工平均工资的自然对数值的变异系数整体略有下降,从 0.283 下降到 0.260 但 2007 年又略有上升(自然对数值的变异系数为 0.265)。这说明,2004 年以后,我国各地区工资差异略有下降,

但 2007 年以后又表现出工资差距扩大的趋势。由表 3 还可以看出,我国各地区的技术创新能力也呈现出明显的上升趋势;技术创新能力的自然对数值的变异系数整体也表现出逐步上升的趋势,从 1997 年的 1.40 上升到 2007 年的 1.56。这同时也说明,我国各地区的技术创新能力差距也呈现出拉大的趋

势。从表 3 亦可知,各地区每万人中的大专及其以上学校的在校生数量在 1997 年至 2007 年这一时期逐步增加;各地区的外商直接投资额与该地区国内生产总值的比重从 1997 年至 2005 年有明显下降趋势,但 2006 年以后又具有逐步上升的趋势。

表 3 主要变量的描述性统计

| 变量     | 1997  | 1998  | 1999  | 2000  | 2001  | 2002   | 2003   | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| lnWAGE | 8.76  | 8.89  | 9.00  | 9.11  | 9.27  | 9.40   | 9.52   | 9.65  | 9.78  | 9.91  | 10.1  |
|        | 0.242 | 0.245 | 0.26  | 0.27  | 0.283 | 0.2882 | 0.2886 | 0.283 | 0.262 | 0.260 | 0.265 |
| lnTEE  | 6.57  | 6.84  | 7.26  | 7.294 | 7.298 | 7.28   | 7.55   | 7.58  | 7.66  | 7.93  | 8.19  |
|        | 1.40  | 1.39  | 1.38  | 1.355 | 1.356 | 1.57   | 1.55   | 1.53  | 1.54  | 1.53  | 1.56  |
| lnEDU  | 3.23  | 3.29  | 3.46  | 3.74  | 4.00  | 4.22   | 4.41   | 4.59  | 4.76  | 4.86  | 4.95  |
|        | 0.601 | 0.604 | 0.59  | 0.54  | 0.53  | 0.52   | 0.51   | 0.48  | 0.45  | 0.43  | 0.41  |
| lnPFDI | 0.088 | 0.081 | 0.079 | 0.075 | 0.071 | 0.065  | 0.064  | 0.061 | 0.057 | 0.058 | 0.079 |
|        | 0.11  | 0.10  | 0.10  | 0.09  | 0.08  | 0.06   | 0.06   | 0.05  | 0.05  | 0.05  | 0.14  |

注:上方系数为均值,下方系数为标准差;根据 1998—2008 年的《中国统计年鉴》数据并采用 E view s6.0 计算得到。

(二)回归结果分析

横截面的异方差是运用面板数据模型时可能遇到的最为常见的问题,此时运用 OLS 可能会产生结果失真。由于我国各地区的工资水平存在一定的差异,所以本文使用普通最小二乘估计法对模型进行参数估计(设为模型 1)的同时,采用广义最小二乘估计法(cross-section weights)对模型进行参数估计(设为模型 2)得到结果如表 4。

从模型估计结果可以看出,采用广义最小二乘估计法得到的模型估计结果更好(调整后 R<sup>2</sup> 为 0.9752);各解释变量在模型中的参数估计在统计上也更显著,整个模型拟合较好。这说明我国各地区工资水平与区域创新能力存在高度相关性。在控制了其他变量的影响之后,各地区的创新能力对其工资水平有显著为正的影 响。由于进行的是对数回归,系数具有弹性的意义,实际上就是创新能力对工资水平的弹性,总体而言,一个地区的创新能力每提高 1%,其职工平均工资就会提高 0.18% 左右。

同时从表 4 还可以看出,一些控制变量如人力资本、外商直接投资等,其系数符号都与一般文献中理论预测和实证结果一致,即以每万人中大专及以上学历学校的在校生数量衡量的地区人力资本状况的改善能够有效提高该地区的工资水平,而以一个地区的外商直接投资额与该地区国内生产总值的比重来衡量的外商直接投资亦与工资水平呈正相关关系。

表 4 模型估计结果

|                    | 模型一                                 | 模型二                                  |
|--------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| 解释变量               | 固定效应模型                              | 固定效应模型                               |
| 常数项 C              | 5.8907<br>(59.5649 <sup>***</sup> ) | 5.8269<br>(63.2351 <sup>***</sup> )  |
| lnTEE              | 0.01917<br>(8.7139 <sup>***</sup> ) | 0.01847<br>(11.3571 <sup>***</sup> ) |
| lnEDU              | 0.5498<br>(36.0216 <sup>**</sup> )  | 0.5359<br>(44.3885 <sup>**</sup> )   |
| PFDI               | 0.01227<br>(0.0949)                 | 0.0031<br>(10.0129 <sup>**</sup> )   |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.9362                              | 0.9752                               |
| F 统计量              | 136.3985                            | 365.0666                             |

注:系数下方括号里的值是 t 统计量;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平上显著。

五 结论与建议

由于自然资源、地理位置、人力资源以及经济发展水平等方面的因素,我国各地区在工资水平和创新能力方面都存在显著差异。通过利用 1997—2007 年的省级数据实证研究表明,总体而言,一个地区的创新能力每提高 1%,其职工平均工资就会提高 0.18% 左右;一些控制变量如人力资本、外商直接投资等对工资水平也表现出积极的影响。根据以上的实证分析结论,特提出如下建议:

(一)政府有效的制度安排能促进区域创新能

力的提升,政府要进一步完善社会主义市场经济体制,积极开展制度创新。一方面,完善知识产权保护制度,严格执行专利政策,打击侵权行为,以激发企业自主研发的积极性;另一方面大力发展技术中介市场,引导创新要素合理流动,提高要素产出效率。

(二)加大中西部地区的教育投入力度,提高中西部地区的人力资本水平。为此,高度重视东部地区资源、资金和人力资本的过度集聚,加快东西部地区人力资本市场的一体化进程,有效缓解东部地区的就业压力,实现人力资本空间分布的合理配置。

(三)充分发挥外商投资对东部地区就业和工资的拉动作用,积极鼓励和扶持私人资本向中西部地区转移,带动内陆地区经济增长,提升当地的工资水平,进而缩小地区间的工资差距。在外商直接投资所引致的技术外溢会提高该地区的劳动生产率,进而会提高该地区的工资水平;同时外商直接投资规模越大表明该地区的对外开放程度越高,这意味着该地区生产的产品越容易进入国外高收入市场,从而有效提高该地区的工资水平。

#### [参考文献]

- [1] 王小鲁,樊 纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究, 2004(1): 33- 44
- [2] 张建红,等. 中国地区工资水平差异的影响因素分析[J]. 经济研究, 2006(10): 62- 70
- [3] 钟笑寒. 劳动力流动与工资差异[J]. 中国社会科学, 2006(1): 34- 46
- [4] 王美艳. 城市劳动力市场上就业机会与工资差异[J]. 中国社会科学, 2005(5): 36- 46
- [5] 刘修岩,等. 市场潜能与地区工资差距: 基于中国地级面板数据的实证研究[J]. 管理世

界, 2007(9): 48- 54

- [6] 严善平. 人力资本、制度与工资差别[J]. 管理世界, 2007(6): 4- 13
- [7] 王小勇. 市场潜力、外部性与中国地区工资差异[J]. 南方经济, 2006(8): 46- 53
- [8] 岳 鹤. 区域创新能力及其制约因素解析[J]. 管理学报, 2009(9): 1182- 1187
- [9] Peter Howitt. Endogenous Growth Theory [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1998. 60- 70
- [10] Caselli. Technological Revolutions[J]. American economic review, 1999(1): 1227- 1240
- [11] Acemoglu. Patterns of Skill Premium [J]. Review of Economic Studies, 2003(70): 986- 1001
- [12] 池仁勇. 企业技术创新效率及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2003(6): 105- 108
- [13] 李习保. 中国区域创新能力变迁的实证分析[J]. 管理世界, 2007(12): 18- 29
- [14] Hanson, G. H., 1998. Market potential, Increasing Returns and Geographic Concentration[N]. NBER Working Paper No. 6429.
- [15] Hanson, G. H., 2005. Market potential, Increasing Returns and Geographic Concentration[J]. Journal of International Economics 67, 1- 24
- [16] Minn, G. and P. Naticchioni, 2005. Urbanization Externalities, Market Potential and Spatial Sorting of Skills and Firms[N]. CEPR Discussion Paper No. 5172

## Regional Wage Inequality and Regional Innovative Capacity: An Empirical Study Based on Panel Data of 31 Provinces in China from 1997 to 2007

SHI Feng

(Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract** According to panel data of 31 provinces in China from 1997 to 2007, we test the relation of Regional Wage Inequality and Regional Innovative Capacity. Using models with variable intercepts and with variable coefficients which involve Average Wages of staff, innovative capacity, human capital and FDI data, we conclude that in the range of the whole country the coefficient of innovative capacity is 0.1847. Controllable variable such as human capital, FDI have significant positive effect on wage level.

**Key words** Regional Wage Inequality; Regional Innovative Capacity; Panel Data Model