

# 服务业集聚、市场潜能与行业收入差距

## ——基于空间回归模型的分析\*

孔庆洋,黄慧慧

(安徽师范大学 经济管理学院,安徽 芜湖 241002)

关键词:基尼系数;产业集聚;市场潜能

摘要:利用统计年鉴数据,计算了 97 个行业的基尼系数和泰尔指数分析了行业收入差距的演化特征和机制。空间回归模型表明服务业集聚、市场潜能、FDI 和人力资本都通过本地区及邻近地区直接和间接影响本地区的行业收入差距。服务业集聚没有产生扩散效应,与劳动力市场粘性有关。邻近地区市场潜能和教育水平的提高将降低本地区行业收入差距,其它变量相反。行业垄断抑制了服务集聚,间接降低了行业收入差距;外资促进了服务业集聚,提高了市场潜能,间接扩大了行业收入差距。GDP 经济增长率对行业差距的影响存在滞后效应,人力资本和市场开放程度与行业收入差距正相关。行业收入差距与人均 GDP 存在着类似“库兹涅兹曲线”的倒 U 形关系。

中图分类号:F014.4 文献标志码:A 文章编号:1001-2435(2018)02-0069-13

### Service Agglomeration, Market Capacity and Industrial Wage Difference——Analysis Based on Spatial Regression Model

KONG Qing-yang, HUANG Hui-hui (School of Economic and Management, Anhui Normal University, Wuhu Anhui 241002, China)

Key words: Gini coefficient; agglomeration; market capacity

Abstract: The Gini coefficient and thiel index of 97 industries are calculated to analyze the evolution characteristics and mechanism of the industry income gap from the data in yearbook. The spatial regression model shows that the agglomeration of service industry, market capacity, FDI and human capital all affect the income gap of the region through the region and neighboring areas directly and indirectly. Service agglomeration does not produce a diffusion effect, which is related to the stickiness of the labor market. The increase in market capacity and education years in the neighboring regions will reduce the income gap in the region, and the other variables are the opposite. The monopoly of the industry inhibits service aggregation, which can reduce the industry income gap through service agglomeration indirectly. Besides, foreign investment can expand the income gap through service gathering and market capacity, and expand the industry income gap indirectly. The GDP economic growth rate has a lag effect in the gap among industries. The human capital and market openness is positively related to industry income gap. The industry income gap and per capita GDP have a similar “Kuzheimer curve” inverted U-shaped relationship.

2015 年中国城乡居民人均收入倍数为 2.73 倍,数值比上年减小 0.02,农村居民可支配收入增长率比城镇居民高 1.1%。虽然 2015 年西部地区工资收入增速为 11.9%,远高于东部和

中部地区,但东部地区工资是西部的 2.29 倍;同期中国金融业平均工资是最低行业(农林牧渔业)的 3.6 倍,数值比上年下降 0.27。尽管行业收入差距下降较快,但从倍数角度观察,行业

\*收稿日期:2017-06-21;修回日期:2017-12-23

基金项目:教育部人文社会科学一般项目(13YJA790040)

作者简介:孔庆洋(1968-),男,吉林白山人,教授,博士,研究方向为劳动经济学;黄慧慧(1994-),女,安徽铜陵人,硕士研究生,研究方向为劳动经济学。

收入差距仍是三大差别的之首。研究行业收入差距要回答三个问题：一是行业差距有多大，二是理论如何解释行业差距，三是实证是否支持理论。

## 一、文献综述

国外有四类行业收入差距理论：竞争性劳动力市场理论、人力资本理论、效率工资理论和制度理论。竞争性理论属于新古典的分析框架，包括短期差异理论和补偿性差异理论，符合“一价法则”。短期差异理论认为，行业收入差距是不同行业的劳动力市场对产品市场需求变化所做出的反映，产品需求增加的行业倾向于支付高工资以吸引更多的劳动力。这种差异只是短期现象，长期会消失。人力资本理论认为，人力资本水平不同的行业（如教育程度、健康水平等）劳动生产率也不同<sup>[1]</sup>，人力资本水平越高的行业，收入水平也越高。效率工资理论强调在信息不对称的行业，企业通过主动支付高于市场出清的工资，来识别信息成本较高的偷懒员工；同时增加劳动者离职的机会成本，提高忠诚度。

在新古典的市场效率“一价法则”框架下，行业间劳动力报酬的差异主要表现在三个方面。一是劳动个体间的质量差异——人力资本的差异；二是竞争性市场条件下工种之间的差别，如技术、劳动强度或危险性；三是劳动力市场分割与非竞争性条件下，要素市场因技术专用性、内部人或工会等因素产生不同的市场结构，使行业间劳动者报酬产生差异。

上述理论只能解释行业工资差距的一部分。行业工资收入差距显著地背离“一价法则”，且长期稳定存在，Thaler称之为跨职业工资差异稳定性。<sup>[2]</sup>大量的实证研究支持Thaler的结论，四种理论及其三种表现仅得到部分实证支持。Krueger & Summers用美国人口调查数据(CPS)发现，在控制了教育和经验等人力资本因素后，仍存在未被解释的行业工资差异。<sup>[3]</sup>为了剔除不可观察人力资本因素（如遗传因素）的影响，研究者发现同一个人在不同行业转换工作后，行业收入差距仍然存在。<sup>[4]</sup>中国不能解释的行业工资差异比美国大，岳昌君发现电力、交通、房地产和金融等行业的教育溢出效应更高。<sup>[5]</sup>

补偿性工资理论认为，行业的某些特征（如高危险性）需要对劳动者进行额外补偿。该理论的可验证性推论是：行业离职率与行业收入水平无关。但美国的事实不支持这一推论，高收入行业的离职率明显偏低。<sup>[6]</sup>与美国类似，补偿性工资理论也不能很好地解释中国城镇的行业收入差距。<sup>[7]</sup>

根据行业信息特征，效率工资理论包括投机偷懒模型、人事变动模型、逆向选择和公平工资模型。四种理论模型都有一定的解释能力，但只有公平工资模型较好地解释了行业间的同工不同酬现象。<sup>[8-9]</sup>葛玉好发现，效率工资理论并不能很好地解释中国的行业收入差距。<sup>[7]</sup>

工会威胁模型是国外核心的收入分配制度理论。工会工人可以通过罢工、怠工等威胁方式把工资提高到竞争水平以上，高于没有工会的行业，导致市场非竞争性。工会模型的可验证性推论为：如果工会化程度提高，那么在该地区或该时期的工会与非工会行业间的收入差距会缩小。工会化程度上升会提高非工会行业的工资，但Johnson发现美国在工会化程度较低的20世纪70年代后期，行业工资差距反而扩大。<sup>[10]</sup>工会模型在中国也遇到了困难，史先诚认为工会并不显著影响行业工资<sup>[11]</sup>，葛玉好得出不是工会而是利益集团模型（类似垄断）对行业收入差距有更好的解释力。<sup>[7]</sup>由于行业垄断已是千夫所指<sup>[11-12]</sup>，工会模型失效，行业垄断成为行业收入差距的核心制度理论。

国内学者并没有完全参照上述研究路线，不断尝试新的视角。鉴于微观数据相对不足，借鉴Acemoglu的效率理论<sup>[13]</sup>，国内学者主要分析了行业效率对行业工资的影响。陈建国以科技支出代替技术进步，得出技术进步能提高行业收入<sup>[14]</sup>；孔庆洋认为工业技术进步与资本深化共同影响行业收入差距。<sup>[15]</sup>

新经济地理学将垄断竞争、运输成本和规模收益联系起来，深入探究了经济的空间分布规律和集聚机制，已成为地区收入差距研究的理论基础。<sup>[16-18]</sup>在此基础上，吴晓怡等将空间分析法应用到行业收入的研究中，发现经济集聚与制造业的行业工资差距有倒U形关系。<sup>[19]</sup>但吴晓怡的研究只涉及了制造业，没有控制行业垄断等关键因素。宗振利、武鹏以2003—2010年地区面板数据提出了行业的“库兹涅兹倒U曲线”，行业

收入差距随人均 GDP 先上升后下降。<sup>[20]</sup>宗振利、武鹏虽然以区域为视角,却忽视了地理因素,估计方法也没有考虑空间相关性。

目前行业收入差距的度量方法主要有两类:一是用行业收入作代理变量,本质上是研究行业收入,如张原等<sup>[21]</sup>;二是用行业平均工资与全部行业平均工资的比值度量,如王敬勇<sup>[22]</sup>。良好的收入差距指标应具备匿名性、齐次性、总体独立性、转移性和强洛伦兹一致性。<sup>[23]</sup>前述两种方法不能满足这些条件,基尼系数和泰尔指数均能满足,目前只有宗振利等编制了地区行业收入的基尼系数和泰尔指数。<sup>[20]</sup>

本文的贡献在于以 2003—2013 各省份 97 个行业的工资统计数据为基础,编制行业基尼系数和泰尔指数,全面描述行业收入差距的演化趋势,数据更全面,指标更合理;其次在研究方法上,借鉴新经济地理学理论,引入产业集聚等地理变量,应用空间面板计量方法研究空间变量对行业收入差距的影响。

## 二、行业差距演进:典型事实

### (一) 行业收入差距的演进

利用三种口径数据研究收入差距:统计年鉴、经济普查数据和微观调查数据。经济普查数据在时间上不连续,微观调查数据在覆盖范围方面存在局限性。统计年鉴的相关行业收入数据同时具有时间和范围的双重优势,是研究行业收入差距的合适数据。

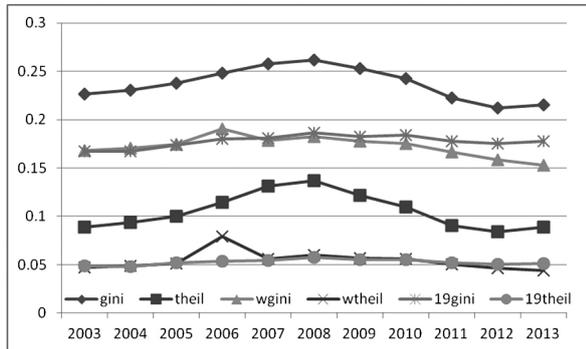


图 1 2003—2013 全国行业收入差距

2002 年国家统计局颁布了《国民经济行业分类》(GBT4754) 新标准,2003 年实施。为统

一数据口径,样本跨度为 2003—2013 年。为便于比较,选择 A 类(大类)19 个行业和混合行业(97 个)两种数据。混合行业包括工业 2 位数行业 39 个,服务业 49 个,农、林、牧、渔及服务 5 个行业,及党、政、政协和民主党派及社会组织 4 个行业。19 个行业的行业工资数据来自历年《中国统计年鉴》,其它行业的工资数据来自历年《中国劳动统计年鉴》。

根据图 1,19 大类和加权基尼(wgini)及泰尔指数波动较小<sup>①</sup>。基尼系数和泰尔指数均具有明显倒 U 形特征,拐点在 2008 年。武鹏等使用了 1990—2008 年数据,只发现了行业收入差距的上升趋势。<sup>[24]</sup>本文的 2003—2013 年行业收入差距由升转降,形成了完整的周期,便于观察行业收入差距趋势和特征。

### (二) 行业收入差距的地区差异

如图 2,中国地区行业收入差距存在明显的区域差异。以泰尔指数为例,2009 年地区行业收入差距有两个明显的特征。第一,东部地区的行业收入差距最高;第二,资源型地区和经济落后地区行业收入差距较高,如山西和西藏。

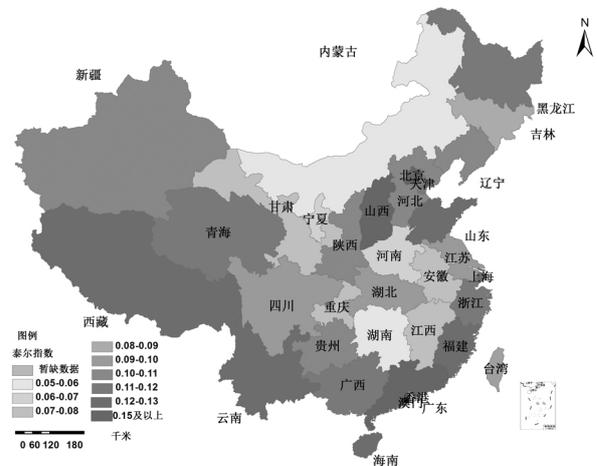


图 2 2009 年地区泰尔指数分布

### (三) 行业收入差距的空间相关性

如图 3 和 4,莫兰指数图的横轴和纵轴分别表示本地区和相邻的行业收入差距,度量地区间的相关性。大部分地区位于第一和第三象限,本地区与周围地区的行业收入差距正相关,同时高或低。第二和第四象限的地区,行业收入差距负相关,本地区比相邻地区低或高。

① Wgini, gini 分别为加权和未加权基尼系数。19gini 表示未加权的 19 个 A 类行业基尼系数, gini 是混合行业基尼系数, 其它类似。

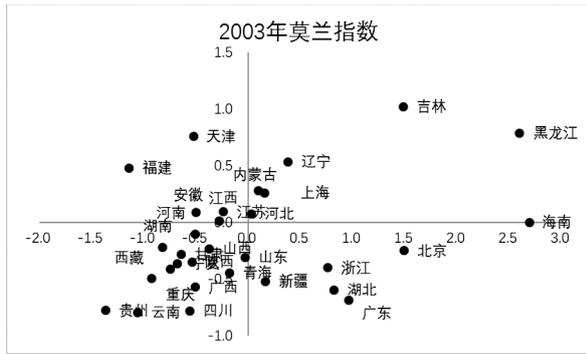


图3 2003年行业收入差距莫兰指数图

北京、上海、天津从2003年的第二象限，逐步稳定在第一象限；由于安徽、山东、江西的行业收入差距扩大，浙江、江苏和福建也逐渐靠近第一象限，行业收入差距出现了趋同性。广东、山西、新疆等始终位于第四象限，这些地区的行业收入差距较高，而相邻地区较低；黑龙江、辽宁、吉林、内蒙古地区稳定在第一象限；贵州、云南、西藏、江西、河南、四川和重庆等地区始终在第三象限。

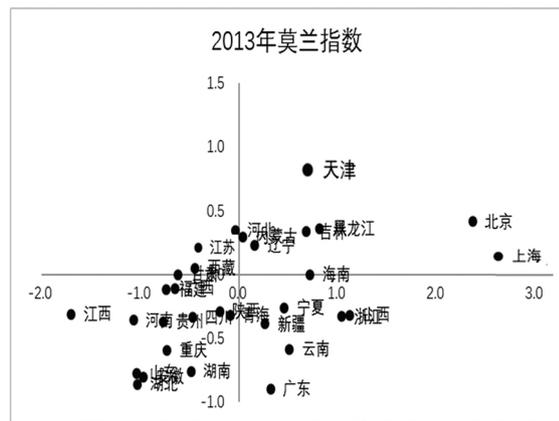


图4 2013年行业收入差距莫兰指数图

### 三、研究假说与模型设定

#### (一) 经济集聚与行业收入差距假说

新经济地理学为行业收入差距研究提供了新的视角。借鉴 Fujita<sup>[25]</sup>、Hering and Ponet<sup>[26]</sup> 和吴晓怡等<sup>[19]</sup> 的方法，地区  $i$  部门  $M$  的工资水平  $w_i^M$  由下式决定：

$$\begin{aligned}
 w_i^M &= \left[ \sum_j k T_{rj}^M m p_j \right]^{1/\sigma} \exp(\rho z_i) \\
 m p_j &= G_j^{-1} E_j = \left[ \sum_r n_r p_{rj}^{1-\sigma} \right]^{-1} E_j \\
 G_j &= \left[ \sum_r n_r p_{rj}^{1-\sigma} \right]^{1/1-\sigma}
 \end{aligned} \tag{1}$$

①  $k = \lambda \beta^{1-\sigma} / \alpha$ ,  $\lambda = (1/\sigma)(\sigma/(1-\sigma))^{1-\sigma}$

(1) 式的  $w_i^M$  由地区  $i$  的市场潜能  $m p_i$ 、劳动力特征  $\rho$ (如性别) 和劳动者技能  $z_i$ (如教育水平) 决定。市场潜能  $P_i$  由地区支出水平  $E_j$ (包括地区  $i$ )、部门  $M$  的物价指数 ( $G_j$ ) 和地区间的冰山型贸易成本 ( $T_{ir}$ ) 决定。 $n_r$  和  $p_{rj}$  分别是地区  $r$  的  $M$  部门企业数量和产品在地区  $j$  的销售价格。 $\sigma$  是替代弹性,  $k$  常数<sup>①</sup>。

(1) 式表明, 给定其它条件, 地区  $i$  部门  $M$  的工资水平  $w_i^M$  与该地区的市场潜能相关, 当市场潜能增加时工资将上升。吴晓怡等<sup>[19]</sup><sup>[24]</sup> 认为市场潜能还与部门  $M$  和其它部门工人就业份额及劳动收入份额相关。若  $i$  地区  $M$  部门经济集聚度上升, 那么  $M$  部门和其它部门的就业份额和劳动收入份额将发生变化, 这种变化会通过市场潜能影响行业工资 ( $w_i^M$ )。新经济地理学中衡量经济集聚程度的关键变量是市场潜能, 市场潜能会诱发产业集聚。行业效率和市场潜能从供需两个方面影响资源的空间配置。<sup>[19]</sup> 较高的市场需求是诱发规模经济的外部条件, 城镇化有利于人口向市场潜能较大的地区和城市集聚, 从供给端推动了产业转移和结构调整。人口和经济集聚反过来扩大市场潜能, 形成良性循环。如图 5, 以工业集聚为例, 市场潜能和经济集聚明显正相关, 二者互相促进。在这一过程中, 要素的空间转移和行业重新配置导致某些产业聚集度上升, 推动行业工资上升。程中华等认为经济集聚将产生集聚效应和拥塞效应, 两种效应分别促进和抑制工资上涨。<sup>[27]</sup> 蔡宏波等进一步认为, 集聚度较低时产生集聚效应, 超过一定限度后将产生拥塞效应。<sup>[28]</sup>

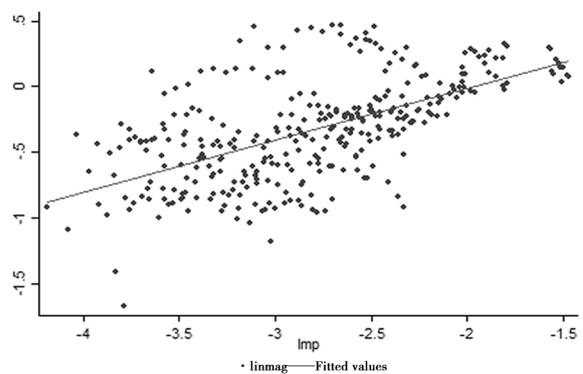


图5 对数市场潜能与对数工业集聚散点图

由于 (1) 式的  $w_i^M$  为部门工资, 那么市场潜能或产业集聚水平的波动将引起行业工资调整, 影响行业收入差距。在工资刚性的假设下, 工资不可能向下调整, 但某些行业工资的增长速度超过了其它行业, 行业收入差距将变大。

由于集中了各金融机构的总部, 2013 年北京金融业集聚度高于上海, 北京金融业占据行业工资排名的前三甲, 上海金融业只占前两名; 山西煤炭产业的集聚度最高, 行业工资水平在 2011 年超过了银行业; 与山西类似, 海南属于典型的产业结构不平衡地区, 以旅游为主业, 行业收入差距与山西省相当。资源向优势产业和市场潜力较大的地区集聚的结果是, 工资增长率远高于其它行业或地区。

既然经济集聚和市场潜能的部门工资模型能

够扩展到行业收入差距, 经济集聚的集聚效应和拥塞效在行业收入差距上也应存在。

假说 1: 在经济集聚初期, 产业集聚度较高的地区行业收入差距较大; 随着行业集聚上升, 行业差距会下降。

假说 2: 市场潜能与行业收入差距正相关。

(二) 模型设定

由于行业收入差距具有空间依赖关系, 基于面板数据的空间滞后 (SLM) 等模型, 可以描述具有空间依赖性个体的变化规律。如表 1, 基尼系数的 Moran's I 值均通过了显著性检验 (泰尔指数检验结果类似), 行业收入差距受本地区和周边地区的共同影响。选择空间回归模型分析产业集聚等变量对行业收入差距的影响, 模型的权重矩阵为标准化经济距离权重矩阵。<sup>[29]</sup>

表 1 2004—2013 年中国行业基尼 (gini) 系数的 Moran's I 值及相应的 P 值

年份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Moran's I	0.004	0.008	0.012	0.004	-0.005	0.007	0.014	0.027	0.017	0.018	0.005
Z-value	6.923	11.02	10.62	10.92	4.848	5.671	5.981	7.102	5.109	5.814	5.818
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

四、数据及变量选择

(一) 数据

样本包括 2000—2013 年 30 个地区 (不包括西藏) 的面板数据。行业工资数据如前所述, 产业集聚变量的第三产业增加值来自历年《中国第三产业统计年鉴》, 其它变量数据来自历年《中国统计年鉴》。

(二) 解释变量

1. 市场潜能。市场潜能在一定程度上反映了地区或城市可得资源的市场规模, 借鉴 Harries 的“市场潜能函数”<sup>[30]</sup>, 市场潜能 ( $mp_i$ ) 定义为:

$$mp_i = \sum_{i \neq k} Y_k / d_{ik} + Y_i / d_{ii} \quad (2)$$

$k$  为  $Y_k$  地区的生产总值;  $d_{ij}$  为  $i$  地区与  $k$  地区间的内部欧式直线距离<sup>⑦</sup>, 利用中国国家基础地理信息系统的地形数据库, 使用 Arcview3.3 软件得到  $d_{ij}$ 。借鉴刘修岩方法<sup>[18]</sup>, 距离  $d_{ij}$  定义为:

$$d_{ij} = (2/3) \sqrt{area_i / \pi},$$

其中:  $area_i$  为地区  $i$  的面积。

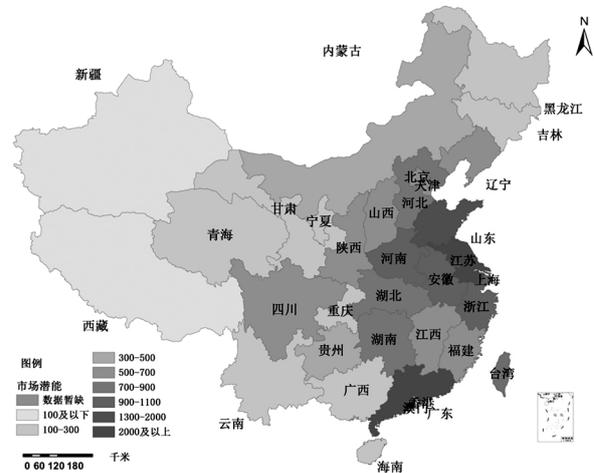


图 6 2010 年市场潜能分布

如图 6, 市场潜能存在空间差异。东部地区的山东、江苏、上海和广东依靠区域分工和发达的市场, 成就了长三角和珠三角两个高市场潜能经济带。东部地区产业集聚度上升, 降低了“冰山交易成本”, 互相提升市场潜能。由于距离发达地区较近, 且经济规模较大, 河南、安徽、浙江成为市场潜能的第二梯队, 湖南、湖北、四川、北京、天津和辽宁是第三梯队。其它地区因

地理、经济规模等原因市场潜能较低。

2. 产业集聚。区位熵是产业集聚的常用指标,可以消除区域规模的差异因素,反映要素的空间分布。<sup>[31-32]</sup>鉴于2015年服务业占比超过50%,以制造业和服务业的集聚度反映产业结构的空间变化,地区*i*的服务业集聚度(*sermag<sub>i</sub>*)定义如下:

$$sermag_i = \frac{\theta_i}{\sum_j \theta_{ij}} / \frac{\sum_i \theta_{ij}}{\sum_i \sum_j \theta_{ij}} \quad (3)$$

其中  $\theta_i$  是地区 *i* 服务业增加值,  $\theta_{ij}$  为地区 *i* 产业 *j* 的增加值,制造业集聚度(*inmag<sub>i</sub>*)的定义类似。

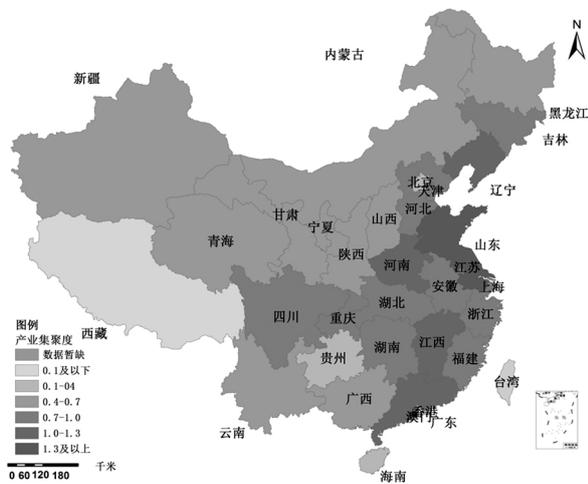


图7 2013年制造业产业集聚分布

如图7,东部地区制造业产业集聚度下降,长江地区明显上升,工业西移,也意味着服务业同时在东部地区集聚。相比农业,制造业和服务业更易于集聚。制造业和服务业对自然条件的依赖程度相对较低,易于在地区间转移和集聚。市场潜能大,对外开放便利的地区,不仅便于制造业扩张规模,实现规模经济,节约运输成本,产生集聚优势。中西部地区,无论是市场潜能还是对外开放的便利性,都远不及东部地区,产业集聚度较低。

### (三) 控制变量

1. 市场开放度。外资政策是吸引外资发展经济的重要条件,FDI与本地区产值的占比(*fdi*)是市场开放程度的合适代理变量。外资根据市场潜能选择投资的地区和行业,提高了产业集聚水平,导致工资上涨。外贸依存度也是常用的代理变量但有效性相对较低,因为贸易依存度依赖自然禀赋。<sup>[20]</sup>

国有化比重、集中度和产业利润率是常用的垄断性指标,但海尔和格力等企业处于竞争性行业,国有化等指标并不合适。石油及天然气开采业、交通运输仓储及邮政业、水电热力和供应力、金融业、烟草加工业等明显存在准入门槛,垄断性明显,以5大行业的产值占地区生产总值的比例度量行业垄断程度(*gov*)。

2. 人均GDP和GDP增长率。人均GDP(*pgdp*)、GDP增长率等变量与行业收入差距相关性较强,忽视这些变量会产生参数估计偏误。库兹涅茨指出随着人均收入的增长,收入差距将先上升后下降,即倒U形曲线假说。<sup>[33]</sup>宗振利认为行业收入差距也存在倒U现象。<sup>[20]</sup>GDP增长率相对于行业收入差距具有滞后性<sup>[29]</sup>,以滞后一年的GDP增长率(*gdp(-1)*)作为经济增长的代理变量也有助于降低内生性的影响。

3. 人力资本。人力资本(*edu*)的度量指标并不统一,一般选择中、高等学校在校生人数作为代理变量。<sup>[18]51</sup>本文以受教育年限为人力资本代理变量。借助《劳动统计年鉴》的地区就业人员学历占比数据,计算公式如下:

$$edi_i = \sum_h \omega_{ih} year_{ih} \quad (4)$$

*edu<sub>i</sub>*为地区*i*的人力资本平均受教育年限。*h*为学历类型,分别为学前、小学、初中、高中、大专、本科和研究生学历。 $\omega_{ih}$ 为*i*地区的*h*类型学历就业人员占本地区的比例,*year<sub>ih</sub>*为类型学历的学习时间。按惯例,学历时间分别设为0、6、9、12、15、16、19年。

## 五、行业收入差距的空间回归

### (一) 回归结果

各模型的估计结果列于表2。经Hausman检验,模型适合固定效应估计法。OLS模型由于忽视了地区间的相关性,参数估计产生了偏误,市场开放度(*fdi*)和垄断程度(*gov*)都不显著,与理论和经验研究相悖,拟合优度也低于空间模型。各空间模型相应变量的参数估计符合预期,误差项( $\rho$ )和滞后项参数( $\lambda$ )都通过了1%的显著性检验;空间模型都在1%的水平上通过了空间识别LR、Global MI检验,误差相关LM-error检验、滞后LM-lag检验和空间相关LM-sac检验。

空间模型 2 为非标准化权重模型,模型 3-7 检验统计量的值都低于标准化权重模型,重要变为标准化权重模型。与标准化权重模型相比,模型 2 的估计精度较低,拟合集优度、LR、LM 量市场潜能和受教育年限变量都不显著。

表 2 基尼系数模型估计结果

变量	OLS	空间误差(SEM)		空间滞后(SLM)		空间相关	杜宾(SDM)模型 7	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	X	W×X
inmag	-0.045** (0.0192)	0.0016 (0.065)	-0.0007 (0.0064)	-0.0029 (0.0008)	-0.0059 (0.0056)	-0.0033 (0.0064)	-0.0113** (0.0045)	-0.0042 (0.0138)
sermag	-0.0319 (0.0307)	0.0844*** (0.0099)	0.0969** (0.0460)	0.0804 (0.0508)	0.1291*** (0.0301)	0.1309** (0.0527)	0.0594*** (0.0082)	0.0166* (0.0150)
sermag <sup>2</sup>			-0.0095 (0.0460)	-0.0362* (0.0276)	-0.0178 (0.0281)			
mp	-0.0922 (0.3901)	0.0052 (0.0044)	0.2080*** (0.0387)	0.1420*** (0.0372)	0.1420*** (0.0355)	0.1990*** (0.0363)	0.2050*** (0.0355)	-0.2880*** (0.0629)
gov	0.0221 (0.0921)	0.0841** (0.0263)	0.0836*** (0.0242)	0.0868** (0.0261)	0.23464*** (0.1163)	0.4887*** (0.1410)	0.0351*** (0.0215)	0.1406*** (0.0766)
sergov					-0.1706* (0.1003)	-0.4581*** (0.1533)		
pgdp	0.0158* (0.0094)	0.0007 (0.0005)	0.0004* (0.0002)	0.0054* (0.0031)	0.0053* (0.0032)	-0.0069*** (0.0002)	-0.0006** (0.0002)	0.0019*** (0.0004)
pgdp <sup>2</sup>	-0.0018* (0.0009)	-0.1770*** (0.0588)	-0.1150** (0.0557)	-0.1490*** (0.0517)	-0.1420* (0.0054)			
edu	-0.026*** (0.0057)	0.0025 (0.0026)	0.0085*** (0.0024)	0.0054** (0.0021)	0.0053** (0.0022)	0.0092*** (0.0023)	0.0077*** (0.0016)	-0.0079*** (0.0026)
fdi	0.0062 (0.0045)	0.0146*** (0.0027)	0.0129*** (0.0026)	0.0162*** (0.0035)	0.0146*** (0.0032)	0.0113*** (0.0026)	0.0109*** (0.0024)	0.0042 (0.0058)
gdp(-1)							0.0004** (0.0002)	0.0017** (0.004)
$\rho(y)$				0.3906** (0.0530)	0.3962*** (0.0531)	0.2348** (0.1266)	0.4778*** (0.0753)	
$\lambda(\epsilon)$		0.0007*** (0.0002)	0.6169*** (0.0711)			0.7437*** (0.0723)		
R <sup>2</sup>	0.2126	0.3564	0.3636	0.4638	0.4821	0.3697	0.4740	
Wald	56.41***	177.77***	185.51***	277.69***	298.78***	187.69***	283.89***	
Global		0.1867***	0.2031***	0.1832***	0.2109***	0.1997***	0.2049***	
MI		(3.435)	(7.090)	(6.406)	(7.358)	(6.907)	(7.174)	
LR		10.67***	73.16***	55.93***	57.46***	105.83***	40.24***	
LM-error		10.58***	44.86***	36.28***	48.06***	42.24***	43.97***	
LM-lag		664.19***	78.24***	77.69***	79.05***	82.93***	40.41***	
LM-sac		46300***	65800***	56800***	24400***	71800***	123.49***	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示通过1%、5%和10%水平下的显著性检验;括号内为参数估计量的稳健标准误(SEM和SAC模型除外),截距项略;SDM模型的第二列为滞后变量的参数估计值和标准误;由于数据尺度太大,参数估计值太小,将市场潜能和人均GDP变量都除以10000;表3类似。

## (二) 回归结果分析

在控制了其它变量后,服务业集聚度和市场潜能与行业收入差距显著正相关。除人均GDP外,FDI、GDP增长率、教育程度和行业垄断与行业收入差距正相关,制造业集聚变量只在模型7中显著。

1. 服务业集聚与行业收入差距正相关,假说1部分成立。为检验假说1,在模型3、4和6中增加服务业集聚的二次项( $sermag^2$ )。 $sermag^2$ 在模型3和模型6中不显著;模型4虽然二次项显著,但一次项不显著,不能构成倒U形曲线。

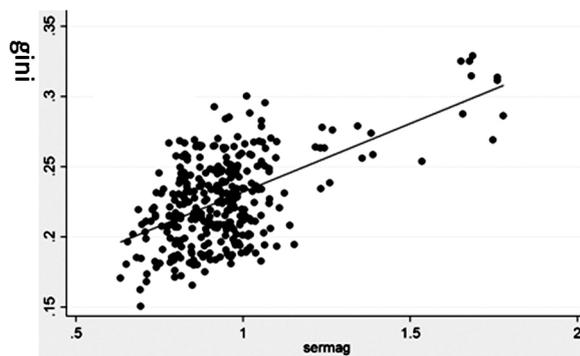


图8 行业收入差距与服务业集聚度散点图

根据图8,行业基尼系数(gini)与服务业集聚具有明显线性正相关,行业收入差距并没有随服务业集聚先上升后下降。根据模型2、5和7,服务业集聚参数估计值大于零,服务业集聚与行业收入差距显著线性正相关。如果删除 $sermag^2$ 变量,服务业集聚的一次项更显著增强(结果省略), $R^2$ 值变大,拟合效果更好。

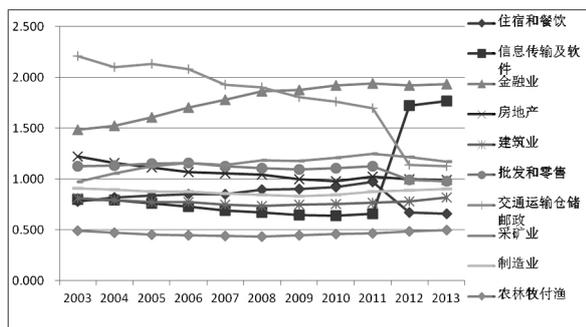


图9 各行业相对工资趋势

为进一步分析服务业集聚扩大行业收入差距的微观机制,将各行业的工资除以2003—2013年的全国平均工资得图9,可以发现服务行业工资收入逐年上涨,而交通运输仓储、批发和零

售、住宿及餐饮业的相对收入逐年下降,建筑业相对工资略微增加,其它行业则缓慢下降。与制造业相比,服务业更易于集聚,在产业关联和累计循环机制的作用下,服务业集聚程度较高的地区对相邻地区有较长时期的吸引力<sup>[34]</sup>,通过共享基础设施,知识和技术外溢,集聚程度较高的服务产业成本下降、劳动生产率提高,工资增速较快。

工业集聚只在杜宾模型中显著,且与行业收入差距负相关。根据图9,2013年制造业工资略微增加,在样本期内基本稳定;采矿业的工资呈下降趋势,2011年更明显。相对很多服务行业,工业行业的工资相对下降,这与程中华等工业集聚降低工业行业相对工资水平的结论一致。<sup>[27]92</sup>制造业和采矿业收入相对稳定,减弱了行业收入差距的扩大趋势。工业集聚水平抑制了行业相对工资上涨与中国特有的工业化进程有关。首先,中国工业集聚多发生在劳动密集型产业,技术门槛较低,且处于国际贸易价值链的低端,企业利润较低,工资增长受抑制。其次,工业劳动者的主力农民工流动性强,教育程度低,产业集聚的知识和技术溢出效应不强,抑制了劳动生产率的提升,降低了行业的相对工资水平。最后,由于工业集聚抑制了工资的增长率<sup>[27]91</sup>,导致中国工业内部的行业收入差距明显低于服务业。<sup>[29]</sup>从参数估计的角度看,由于工资比较稳定,方差较小,工业集聚对行业收入差距不敏感,降低了工业集聚与行业收入差距的相关性。

服务业集聚与行业收入差距不存在倒U形关系,表明服务业集聚没有产生明显的扩散效应,生产性服务等高端服务业的集聚促进了行业工资的提升,与程中华等服务业集聚有利于工资提升的结论一致,服务业集聚并没有扩散到低端行业,如住宿和餐饮。<sup>[27]91</sup>

服务业集聚扩大行业收入差距原因如下:一是生产性等高端服务业快速发展,到2012年服务业占比已超过工业,高素质劳动力相对短缺导致部分行业劳动力供给不足,工资上升扩大了行业收入差距;二是部分高端服务业集聚提高了知识密度,有助于技术外溢,规模经济和范围经济降低了交易成本,行业效率的提升使工资增速高于其它行业;三是产业集聚产生了提高工资的集聚效应,进一步吸引人力资本提高效率,产生良性循环。

服务业没能产生拥塞或扩散效应与劳动力市场的“粘性”特征有关,即与劳动力市场较低的流动性有关。与工业不同,服务业最重要的资产是人力资本和劳动力,如果要素市场能够自由流动,服务业相比工业更易通过“集聚—拥塞—扩散”的路径降低地区和行业收入差距。劳动力市场的粘性存在三种机制弱化了服务业的拥塞效应。第一,中国劳动力市场分割,不仅导致行业收入差距扩大<sup>[35]</sup>,还限制产业转移和要素流动。第二,除劳动力市场分割外,房地产也是限制劳动力流动的重要因素。较高的住宅价格和税费等交易成本,特别是国家房地产调控的限买、限卖等政策抑制了劳动力和人力资本流动,即使服务业集聚程度很高也难向其它地区和行业扩散。第三,中国较高的住房拥有率增加了劳动力向效率较高行业和地区扩散的成本,强化了劳动力市场的“粘性”特征,降低了服务业产生拥塞效应的概率。

吴晓怡等<sup>[19]</sup>和蔡宏波等<sup>[28]</sup>没有分类研究工业和服务业集聚的作用,得出集聚产生了明显的拥塞效应。服务业只有集聚效应没有扩散或拥塞效应的深层次原因是中国劳动力市场的粘性。由于经济不发达地区劳动力市场粘性低,人口易于向市场潜能大的地区和城市集聚,集聚之后粘性增强,导致易聚难散。当服务业因拥塞产生的扩散张力达到一定程度,向外扩散的收益能够超过资源流动的成本时,才能产生扩散效应。

2. 市场潜能与行业收入差距正相关,假说 2 成立。模型 3-6 的市场潜能参数估计值都在 1% 的水平上显著大于零,市场潜能对行业收入差距有显著的正向影响。按照新经济地理学的工资方程,尽管存在工资刚性<sup>[36]</sup>,市场潜能推动部分行业工资增速超过其它行业,最终扩大了行业收入差距。东部沿海地区依靠地理和政策优势,通过工业出口提高了收入水平,完成资本积累,集聚了高级人力资本,提升了市场潜能;较高的市场潜能扩大企业规模,易于产生规模经济,获得较高利润的行业可以支付较高的劳动报酬,部分优势行业较高的工资扩大了行业收入差距;较高的工资将进一步激发市场潜能,产生良性循环。

3. 其它控制变量与行业收入差距。根据表

2,模型 2-5 的人均 GDP 一次项和二次项参数估计值分别为正和负,表明行业收入差距与人均 GDP 存在倒 U 形关系,如图 10。行业收入差距存在“库兹涅兹效应”,与宗振利<sup>[20]65</sup>的结论一致。模型 6 和 7 的人均 GDP 参数估计值显著小于零,表明在样本期内,行业收入差距总体上随人均 GDP 的增加而减少<sup>①</sup>。

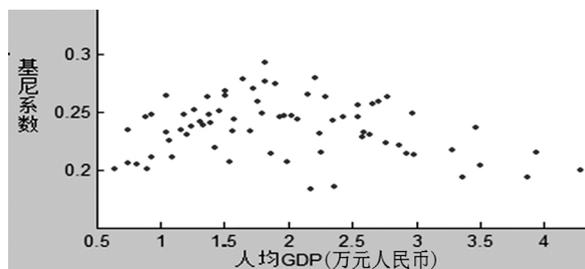


图 10 地区基尼系数与人均 GDP 散点图

表 2 的回归结果表明行业垄断与行业收入差距正相关,行业垄断扩大行业收入差距,与已有研究一致;也与烟草和金融等垄断行业的工资数倍于木材加工和餐饮业的事实一致。无论以国有企业职工占比<sup>[20]65</sup>还是国有企业投资额占比<sup>[37]</sup>等度量行业垄断程度,结论都相同。部分国有垄断行业的高工资是员工分享了垄断租金,更重要的是,国有企业在非利润目标下,即使亏损也会慷公家之慨“邀买人心”<sup>[38]</sup>,属于少见的劳动侵占资本。简言之,高工资的垄断国企有“一分,二吞”的倾向。

服务业开放程度低于工业,如教育、传媒和金融,垄断与服务集聚相关(图 11),垄断可能存在对收入和积聚的调节效应。在空间模型中引入服务业集聚与行业垄断的交互项(sergov),检验调节效应。

模型 4 和 5 的 sergov 变量参数估计值小显著于零,行业垄断存在调节效应,垄断程度上升服务业集聚的参数值变小。行业垄断提高 1%,服务业集聚变量参数值平均减小 0.3,行业垄断抑制了服务业集聚,间接降低了服务业的集聚效应。行业垄断提高了市场门槛,增加了资源流动的交易成本,导致资源错配,抑制了服务业的集聚效应。如图 11,行业垄断与服务集聚度的关系具有倒 U 形特征,以国家之力建设国企提高了服务业的集聚程度,但随着国企势力的膨胀

① 人均 GDP 和 GDP 增长率存在较强的相关性,为降低共线性影响,将两个变量分别建模。表 2 杜宾模型的人均 GDP 是分别建模的估计结果,表 3 类似。

最终限制服务业的发展空间,降低了服务业的集聚水平和行业效率。垄断产生了负的外部性,间接抑制了工资和行业收入差距。国企垄断对行业收入差距的影响具有双重性,既存在“租金分享”和“侵占利润”的高工资效应,也有负的调节效应,前者大于后者。

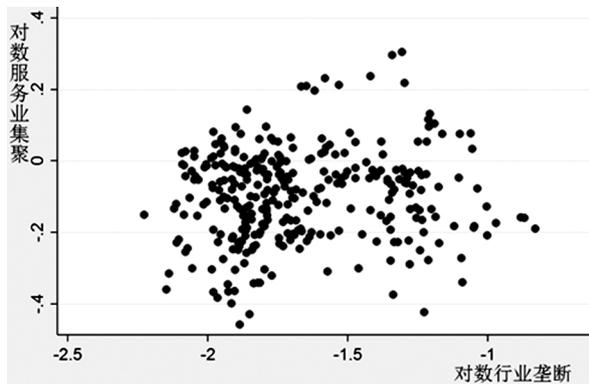


图 11 行业垄断与服务业集聚散点图

FDI 通过两种途径直接扩大行业收入差距:一是提升高技术行业的工资,二是挤压低技术行业的工资。FDI 通常代表更先进的技术水平、更高的生产效率和资本有机构成。较高的技术水平要求匹配熟练劳动力和技能型人才,FDI 只有支付较高的效率工资才能吸引和留住人才。在 FDI 的竞争压力下,内资企业为防止人才流失,积累人力资本,只能支付更高的劳动报酬。另一方面,在非熟练劳动力近乎无限供给的情形下,FDI 降低了对非熟练劳动力相对需求,可能进一步恶化非熟练劳动力的需求。<sup>[39]</sup> FDI 与服务业集聚和市场潜能正相关,如图 12 和 13, FDI 提高市场潜能和服务业集聚水平,间接扩大行业差距,存在中介效应。

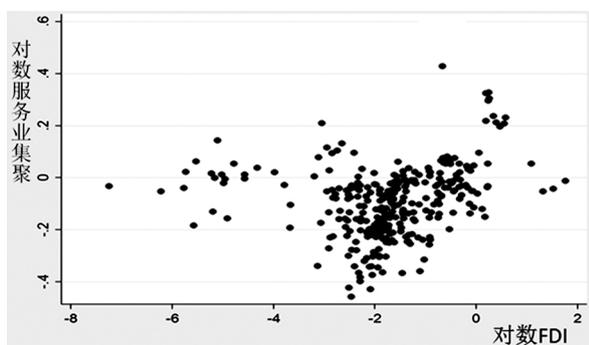


图 12 FDI 与服务业集聚散点图

教育年限与行业收入差距显著正相关。由于劳动力长期相对富余,大量低技能和低教育程度劳动力只能在低收入行业谋生,高级人力资本集

聚在新兴行业扩大了行业收入差距。<sup>[29]154</sup> 目前中国刚进入中等收入水平,较高的行业收入差距是教育不平等的代价之一。

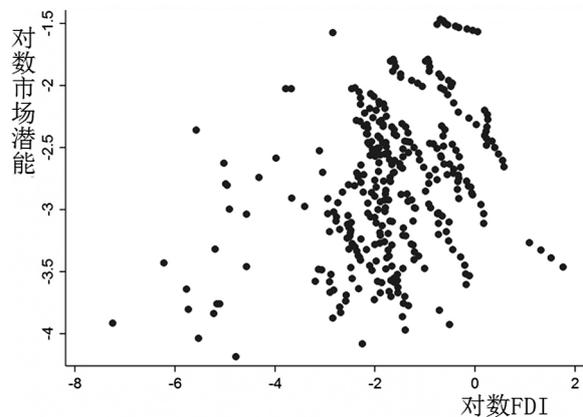


图 13 FDI 与市场潜能散点图

表 2 杜宾模型的滞后 GDP 增长率在统计上与行业收入差距显著正相关。由于经济增长在行业间存在差异,行业工资增长率不同扩大了行业收入差距,劳动者没能共享经济增长的红利,中国经济增长的包容性有待增强。滞后效应说明市场没有预期到物价和工资的可能上涨,只能事后重新定价。中部地区由于经济增长率较高,行业收入差距相比东部地区更难下降。东部地区较高的行业收入差距是历史积累的结果。如果未来经济增长加速,行业收入差距可能由下降转为上升。

4. 行业收入差距的间接效应。根据表 2,空间自回归系数 ( $\rho$ ) 显著大于零,行业收入差距存在空间溢出效应,与图 6 的莫兰指数正相关一致,即一个地区行业收入差距扩大会传导到邻近地区。如果某一地区的部分行业工资有了显著增长,那么邻近地区该行业的人力资源将流向本地区,导致流出地区行业工资上升,行业收入差距扩大。

滞后解释变量对行业收入差距的影响是间接效应的具体形式。根据表 2 的杜宾模型,产业集聚、市场潜能、FDI 和人力资本都要面对市场化竞争,地区间的经济竞争必然使这些变量产生空间相关性。除 FDI 和工业集聚外(不显著),市场潜能和受教育年限的滞后项参数估计值为负,降低邻近地区的行业收入差距;其它变量的滞后项参数估计值显著为正,邻近地区的服务业集聚和经济增长也能促进本地区优势行业的发展,提高相关行业的工资,间接扩大本地区的行业收入

差距。邻近地区服务业集聚提高行业工资,使本地区相关行业劳动力流出,工资上升。本地区的经济发展会对邻近地区产生促进作用,说明地区经济也具有共享特征。行业垄断程度上升扩大邻近地区的行业收入差距,本地区垄断行工资上升为邻近地区树立了榜样。

市场潜能和受教育年限的滞后项参数估计值为负,意味着邻近地区市场潜能和人力资本积累将降低本地的行业收入差距。一个地区的市场潜

能上升会对邻近地区产生吸引效应<sup>[37]</sup>,较高的效率工资吸引高级人力资本和熟练劳动力向本地区流动,提高本地区相应行业的工资;同时非熟练劳动力可能产生逆向流动,降低邻近地区相应行业的工资收入。在这种竞争机制下,如北上广或省会城市等核心地区会对周边地区产生虹吸效应,核心地区的优势行业工资上涨,行业收入差距扩大。

表 3 泰尔指数模型估计结果

变量	OLS	空间误差(SEM)		空间滞后(SLM)		空间相关	杜宾(SDM)	模型 14
	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	X	W×X
inmag	-0.0255** (0.0126)	0.0096 (0.054)	0.0052 (0.0062)	-0.0007 (0.0052)	-0.0022 (0.0052)	0.0077 (0.0055)	0.0076 (0.0051)	-0.0117 (0.0137)
sermag	-0.0106 (0.0201)	0.0742*** (0.0091)	-0.0242 (0.0506)	0.0840 (0.0542)	0.0881*** (0.0313)	0.1092*** (0.0297)	0.0563*** (0.0083)	0.0194 (0.0149)
sermag <sup>2</sup>			0.0425** (0.0216)	0.0728*** (0.0260)				
mp	-0.0532 (0.3912)	0.1323*** (0.0421)	0.1621*** (0.0362)	0.1330*** (0.0261)	0.1410*** (0.0348)	0.1530*** (0.0327)	0.1810*** (0.0352)	-0.1960*** (0.0615)
gov	0.0789 (0.0604)	0.0417* (0.0222)	0.0777*** (0.0230)	0.0806*** (0.0229)	0.1469* (0.0612)	0.2868*** (0.1049)	0.0171*** (0.0213)	0.1383*** (0.0755)
sergov					-0.0889 (0.1232)	-0.2507*** (0.1147)		
pgdp	0.0017* (0.0009)	0.0010*** (0.0004)	0.0003* (0.0002)	0.0063* (0.0040)	-0.4980*** (0.0176)	-0.0074*** (0.0021)		
pgdp <sup>2</sup>	-0.2190* (0.0133)	-0.1660*** (0.0539)	-0.1430*** (0.0537)	-0.1660*** (0.0625)				
edu	-0.0088** (0.0047)	0.0012 (0.0014)	0.0079*** (0.0024)	0.0045** (0.0021)	0.0065*** (0.0023)	0.0111*** (0.0020)	0.0081*** (0.0016)	0.0107*** (0.0026)
fdi	0.0063* (0.0029)	0.0115*** (0.0026)	0.0102*** (0.0025)	0.0128*** (0.0029)	0.0106*** (0.0025)	0.0065*** (0.0022)	0.0060*** (0.0024)	0.0018 (0.0059)
gdp(-1)							0.0006 (0.0006)	0.0036*** (0.0010)
$\rho(y)$				0.3137*** (0.0531)	0.3239*** (0.0627)	0.5200*** (0.0962)	0.3979*** (0.0751)	
$\lambda(\epsilon)$		0.0021*** (0.0005)	0.5113*** (0.0746)			0.8038*** (0.0469)		
R <sup>2</sup>	0.2624	0.3518	0.3720	0.2773	0.2618	0.3175	0.4298	
Wald	40.03***	174.22***	189.58***	123.19***	114.80***	149.33***	237.45***	
Global		0.2429***	0.1811***	0.1811***	0.2314***	0.2341***	0.1781***	
MI		(4.495)	(6.391)	(6.391)	(8.142)	(8.142)	(6.288)	
LR		19.11***	46.94***	34.86***	26.72***	32.73***	28.08***	
LM-error		17.91***	35.44***	35.44***	58.22***	58.22***	33.22***	
LM-lag		112.09***	55.32***	55.32***	52.98***	52.97***	33.64***	
LM-sac		54600***	41200***	4120***	5120***	7120***	36.68***	

### (三) 稳健性检验

为检验结论的稳健性,用泰尔指数代替基尼系数,解释变量不变,再次估计空间回归方程(4)~(7),估计结果见表3。与表2估计结果类似,各模型通过了空间相关性的各类检验。与表2的基尼系数模型不同,杜宾模型的工业集聚变量和服务业集聚的滞后项不显著,其它参数估计结果类似,结论基本具有稳健性。

## 六、基本结论和启示

在控制了其它变量后,服务业集聚度和市场潜能与行业收入差距显著正相关。服务业集聚水平和市场潜能越大,行业收入差距越大。工业集聚与服务业集聚不同,工业集聚通过产业转移等途径产生了扩散效应,抑制了行业工资和行业收入差距。服务业集聚没能产生扩散效应与劳动力市场的粘性有关,粘性缘于劳动力市场分割和较高的房地产交易成本和住房拥有率。服务业集聚不存在扩散或拥塞效应,说明服务业具有较大的增长空间,结论的政策启示是开放和发展服务业应成为供给侧改革的优先战略。

行业收入差距的扩大存在两种机制——直接效应和间接效应。产业集聚、市场潜能、行业垄断、FDI和人力资本变量都通过本地区及邻近地区直接和间接影响本省的行业收入差距。邻近地区的市场潜能和受教育年限间接降低本地区行业收入差距,其它变量相反。行业垄断与服务业集聚相关,存在对服务业集聚与行业收入差距的调节效应,间接降低了服务业的集聚效应。外资与服务业集聚和市场潜能正相关,外资在提高行业工资的同时,通过服务业集聚和市场潜能间接扩大行业收入差距。

行业收入差距与人均GDP存在着类似“库兹涅兹曲线”的倒U形关系,行业收入差距先上升后下降。行业收入差距有自身的内在规律,其重要的启示在于,除垄断问题外,在政策上应对行业收入有一定的包容性,政策的着力点在于非市场性因素,如行业垄断。

滞后一年的GDP增长率与行业收入差距正相关,经济增长的滞后效应说明市场没有预期到物价和工资的可能上涨,只能事后重新定价。中部地区经济增长率较高,行业收入差距比东部地区更难下降。如果未来经济增长加速,行业收入

差距还可能上升,收入分配政策应具有长期性。

### 参考文献:

- [1] Martins P. S. Industry Wage Premia: Evidence from the Wage Distribution [J]. *Econometrics' Letters*, 2004, 83(5): 157-163.
- [2] Thaler R. H. Interindustry Wage Differentials [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1989, 3(2): 181-193.
- [3] Krueger, Alan & Lawrence Summers. Efficiency Wage and Inter-Industry Wage Structure [J]. *Econometrica*, 1988, 56(2): 259-293.
- [4] Vroman, Wayne. Cyclical Earnings Changes of Low Wage Workers [J]. *Research in Labor Economics*, 1978(2): 191-235.
- [5] 岳昌君. 人力资本的外部性与行业收入差异 [J]. *北京大学教育评论*, 2005(10): 31-37.
- [6] Freeman, Richard. The Exit-Voice Trade of in the Labor Market, Unionism, Job Tenure, Quits, and Separations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1980, 94(4): 643-673.
- [7] 葛玉好,李莹,杜慧超. 中国城镇地区行业收入差距的测度及成因分析 [J]. *劳动经济研究*, 2014(4): 88-102.
- [8] Akerlof G. A. Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views [J]. *American Economic Review*, 1984, 74(2): 79-83.
- [9] Akerlof G. A. and J. L. Yellen. The Fair Wage-Effort Hypothesis is and Unemployment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(2): 255-83.
- [10] Johnson G. E. Changes over Time in the Union-Nonunion Wage Differential in the United States [M]// In Jean-Jacques Rosa (ed), *The Economics of Trade Unions: New Directions*. Boston: Kluwer-Nijhoff Pub, 1984, pp. 3-25.
- [11] 史先诚. 行业间工资差异和垄断租金分享 [J]. *上海财经大学学报*, 2007(2): 67-73.
- [12] 罗楚亮,李实. 人力资本、行业特征与收入差距——基于第一次全国经济普查资料的经验研究 [J]. *管理世界*, 2007(10): 19-30.
- [13] Acemoglu, Daron and David H. Autor. Skills, Tasks, and Technologies: Implications for Employment and Earnings [Z]. NBER Working Paper No. 16082, 2010.
- [14] 陈建国,白红光. 技术进步、人力资本与我国劳动收入的实证研究 [J]. *现代管理科学*, 2010(12): 3-5.
- [15] 孔庆洋,黄济生. 行业垄断、技术进步与行业收入差距——基于工业二位数行业的分析 [J]. *华东师范大学学报*, 2012(3): 102-110.
- [16] Fingleton B. Beyond Neoclassical Orthodoxy: A View based on the New Economic Geography and UK Re-

- gional Wage Data [J]. *Regional Science*, 2005, 84(3): 351-375.
- [17] Brakman S., H. Garretsen and C. Marrewijk. *An Introduction to Geographical Economics* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- [18] 刘修岩, 贺小海, 殷醒民. 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): 48-55.
- [19] 吴晓怡, 邵军. 经济集聚与制造业工资不平等: 基于历史工具变量的研究[J]. *世界经济*, 2016(4): 120-144.
- [20] 宗振利, 武鹏. 基于行业视角的收入差距倒 U 假说检验[J]. *中国社会科学院研究生院学报*, 2013(3): 60-66.
- [21] 张原, 陈建奇. 人力资本还是行业特征: 中国行业间工资回报差异的成因分析[J]. *世界经济*, 2008(5): 68-80.
- [22] 王敬勇. 行业收入差距的原因: 垄断与人力资本孰是孰非? 还是兼而有之? [J]. *当代经济科学*, 2013(1): 9-15.
- [23] 万广华. 不平等的度量与分解[J]. *经济学(季刊)*, 2009(1): 348-368.
- [24] 武鹏, 周云波. 行业细分行业与演进轨迹: 1999—2008[J]. *改革*, 2011(1): 53-59.
- [25] Fujita M., P. R. Krugman and A. J. Venables. *The Spatial Economy, Cities, Region and International Trade* [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1999.
- [26] Hering L, and S. Ponet. Market Access Impact on Individual Wages: Evidence from China [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(1): 145-159.
- [27] 程中华, 于斌斌. 产业集聚与地区工资差距——基于中国城市数据的空间计量分析[J]. *经济科学*, 2014(6): 86-94.
- [28] 蔡宏波, 杨康, 江小敏. 行业垄断、行业集聚与服务行业工资——基于 299 个四位数细分行业的检验[J]. *统计研究*, 2017(2): 67-78.
- [29] 孔庆洋, 杨名. 教育扩大了行业收入差距吗? [J]. *华东师范大学学报(社会科学版)*, 2017(4): 145-160.
- [30] Chauncy D. Harris. The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United State [J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 1954, 44(4): 315-348.
- [31] Keeble D., J. Bryson and P. Wood. Small Firm, Business Services Growth and Regional Development in the United Kingdom: Some Empirical Finds [J]. *Regional Studies*, 1991, 83(2): 439-457.
- [32] 刘军, 徐康宁. 产业集聚、经济增长与地区差距[J]. *中国软科学*, 2010(7): 91-102.
- [33] Kuznets. Economic Growth and Income Inequality [J]. *The American Economic Review*, 1955, 45(1): 1-28.
- [34] 袁冬梅, 魏后凯, 于斌. 中国地区经济差距与产业布局的空间关联性——基于 Moran 指数的解释[J]. *中国软科学*, 2012(12): 90-102.
- [35] Sylvie Démurger, Martin Fournier, 李实, 等. 中国经济转型中城镇劳动力市场分割问题——不同部门职工工资收入差距的分析[J]. *管理世界*, 2009(9): 55-71.
- [36] 赵秋运, 魏下海, 张建武. 国际贸易、工资刚性和劳动收入份额[J]. *南开经济研究*, 2012(4): 37-52.
- [37] 邱兆林. 行业收入差距扩大的原因分析——基于人力资本异质性的视角[J]. *经济体制改革*, 2015(9): 21-25.
- [38] 武鹏. 行业垄断对中国行业收入差距的影响[J]. *中国工业经济*, 2011(9): 77-86.
- [39] 钟晓君, 刘德学. 服务业 FDI、职工工资与行业收入差距——以广东为例[J]. *服务贸易探索*, 2013(9): 48-60.

责任编辑:马陵合