

空间外部性与地区工资差异： 基于动态面板数据的实证研究

刘修岩 殷醒民*

摘要 本文基于中国 282 个地级行政区域 1999—2004 年的面板数据，通过使用动态面板数据的计量方法对地区市场潜能、就业密度与其工资水平之间的关系进行了实证检验。我们发现，在控制住其他影响因素后，市场潜能外部性对地区工资水平存在显著为正的影 响，而就业密度对工资水平的影响却是非线性的，只有就业密度高于某个“门槛”值时，它对工资水平的偏效应才显著为正。

关键词 空间外部性，市场潜能，就业密度

一、引言

关于经济发展的早期经济学文献认为，经济发展与地区收入不平等之间存在着“倒 U”型的关系 (Kuznets, 1955; Hirschman, 1958)。具体来说就是，随着一国经济增长，收入差距首先扩大，到达某一个点后转而缩小。然而，改革开放以来，伴随着经济的高速增长和市场一体化程度的不断提高，中国地区间的收入差距却呈现出一个“V”字型变化过程：20 世纪 70 年代末开始的经济改革，在一段时期内大幅度缩小了地区差距，但随后地区差距又再次上升，并且呈现出日益扩大的趋势 (林毅夫等，1998; Aziz and Duenwald, 2001; 蔡昉等，2001; Kanbur and Zhang, 2005)。考虑到地区收入差距的日益扩大势必影响中国经济的可持续发展并危及社会的和谐稳定，近年来国内一些学者基于新古典增长理论，从劳动力流动、外商直接投资、人力资本、对外开放、经济全球化、地理位置以及政策倾斜等角度对中国地区经济增长趋异或收入(工资)差距的形成原因进行了探索，并取得丰富成果

* 刘修岩，东南大学经济管理学院；殷醒民，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心。通信作者及地址：刘修岩，江苏省南京市东南大学经济管理学院，210096；电话：13859103969；E-mail：lxuyuan320@tom.com。作者感谢复旦大学陆铭教授、范剑勇副教授、陈杰副教授、樊潇彦博士、章元博士的帮助，感谢两位匿名审稿人的建设性评论和意见。本文初稿曾在北京大学中国经济研究中心主办的第四届“经济发展论坛”和厦门大学主办的“2008 年度教育部人文社科重点研究基地(经济类)联谊会年会暨 2008 年中国青年经济学者论坛”上汇报过，作者感谢葛玉好博士、吴延兵博士、郭广珍博士、孙蕾博士及其他与会专家的有益建议。同时本文研究得到“教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(批准号 06JJD790006)”和复旦大学“中国经济竞争力创新基地数据库项目”的资助，在此表示感谢。当然，作者文责自负。

(Fleisher and Chen, 1997; 魏后凯, 1997; 万广华, 1998; 蔡昉和都阳, 2000; 蔡昉和王德文, 2002; Raiser, 1998; Jian *et al.*, 1996; Démurger, 2001; 万广华等, 2005; 张建红等, 2006)。但是, 传统的新古典增长理论在完全竞争和规模收益不变等假定下, 忽视了空间因素对经济活动的重要影响, 由此导出了在不考虑自然资源异质性分布的情况下, 现实世界是“无城市的空洞经济”或者处于“后院资本主义”生产状态的结论 (Krugman, 1991; Fujita *et al.*, 1999),¹ 因而无法对经济活动的空间集聚和收入(工资)的不平衡地理分布这一典型事实提供合理的解释, 这一先天缺陷使得许多研究并没有找到经济活动集聚和地区收入(工资)差距的真正机制。为此, 本文将放弃传统的新古典分析范式, 转而以新经济地理学经典的工资方程为理论基础, 从空间外部性的视角来探讨地区工资水平差异的形成原因。

在本文中, 我们将同时考察影响地区工资水平差异的两种类型的空间外部性。第一种是来自于市场潜能效应的货币外部性 (pecuniary externalities)。² 市场潜能对要素收入存在重要影响的思想, 最早可以追溯到 Harris (1954) 的研究。他首次采用以空间距离为权重的所有其他地区国内生产总值的加总来衡量一个地区所生产的产品和服务的潜在需求规模, 这就是经济地理学文献中普遍使用的市场潜能函数的最初来源。尽管这种方法为产业区位研究提供了一个方便的实证分析框架, 但它缺乏一个严密的微观基础。20世纪90年代初, 由 Krugman 等人所开创的新经济地理学基于垄断竞争、收益递增和运输成本相结合的一般均衡模型重新推导出包含市场潜能函数的工资方程, 从而为传统的市场潜能研究提供了坚实的理论基础 (Krugman, 1991; Fujita and Krugman, 1995)。这些经典的新经济地理学模型揭示: 在规模收益递增和存在运输成本的情况下, 企业总是选择在市场潜能较大的地区进行生产, 因为在这些地区企业可以最大限度地节省产品销售到消费者或产业下游企业和从产业上游企业购买中间投入品时的运输成本。当许多企业都采取相同的决策时, 企业的区位选择就带来了一种基于价格(货币)的“空间外部性”, 从而导致市场潜能较大的地区会有着更高的包括工资在内的要素价格。许多学者对 Krugman (1991) 中心-外围模型中的经典工资方程进行了理论扩展和相应的实证检验。Hanson (1998) 对市场潜能与美国各县工资水平

¹ “后院资本主义”是指每个家庭或小团体都自己生产所需要的大部分产品的状态。

² Scitovsky (1954) 首次根据传导机制的不同将外部性区分为两种类型: 货币外部性 (pecuniary externalities) 和技术外部性 (technological externalities)。货币外部性是指纯粹来自于市场关联的外部性。因而, 这种外部性仅对那些参与影响价格机制的经济活动的企业产生作用 (Ottaviano and Thisse, 2001)。从福利经济学的观点来看, 货币外部性只有在不完全竞争的市场结构下才存在真实福利效应。因为, 在不完全竞争的市场上, 一个企业的决策可以影响价格, 从而对其他企业和消费者的福利带来影响。新经济地理学中的市场规模效应 (market-size effect), 或者称之为市场潜能效应 (market-potential effect) 就是一种重要的货币外部性形式。技术外部性被定义为那些不经过市场而可以直接对生产函数产生影响的经济活动的结果, 例如当一个企业进行了技术创新, 其他企业可以通过模仿而提高效率。所以, 技术外部性有着真实的福利和效率影响。

之间的空间关系进行的实证研究发现，市场潜能对工资水平存在着显著为正的影 响。其后，借鉴 Hanson (1998) 的方法，Mion (2004)、Brackman *et al.* (2004)、De Bruyne (2003)、Kiso (2005)、Niebuhr (2004) 等分别以意大利、德国、比利时、日本、欧洲等为研究对象，考察各地区工资水平与本地区市场潜能之间的空间关系，均得到与 Hanson (1998) 基本一致的结论。Redding and Venables (2004) 和 Redding (2005) 基于跨国数据所进行的相似研究也发现，市场潜在在解释各个国家之间人均 GDP 的差异中起到显著的作用。Crozet and Koenig (2005) 使用欧洲地区水平的面板数据的实证研究也发现，一个地区的市场潜能对其人均 GDP 的增长率有着显著为正的影 响。

本文考察影响地区工资水平差异的第二种空间外部性是指密集经济活动 (一般用经济活动密度来衡量) 对当地经济效率所带来的促进作用。这是一种典型的不依赖于市场关联的技术外部性，而以 Krugman (1991) 模型为基础的分析框架恰恰忽略了技术外部性的存在。³ 事实上，在另一条研究路径下，密集经济活动所产生的技术外部性一直得到经济地理学家和城市经济学家的广泛讨论。经济活动的集聚可以促进当地劳动生产率和技术进步的思想可以追溯到 Marshall (1890)，他最早强调了相互邻近的企业间存在着技术外溢。Rahman and Fujita (1990) 和 Ciccone and Hall (1996) 通过将 Marshall 的思想形式化，对密集经济活动产生的技术外部性进行了完整概括。Ciccone and Hall (1996) 指出，如果存在着同生产的地理邻近相联系的技术外溢，密集的生产将会促进生产效率的提高；同时在经济活动密度较大的地区更容易实施有益的专业化，这也会提高当地的生产率。他们还使用美国各县的数据首次对经济活动密度外部性与劳动生产率之间的关系进行了实证检验，结果发现就业密度提高 1 倍将带来劳动生产率 6% 的提高。这一开创性文献也激发了大量有关密度外部性的后续实证研究，多数实证研究发现经济活动密度对于地区的劳动生产率、工资水平或人均收入有着显著的促进作用 (Dekle and Eaton, 1999; Glaeser and Mare, 2001; Ciccone, 2002; Baptista, 2003; Cingano and Schivardi, 2004; Brühlhart and Mathys, 2007; Ottaviano and Pinelli, 2006)。

虽然市场潜能和经济活动密度外部性对地区劳动生产率和工资水平的影 响很早就得到经济学家的关注，但是长期以来，多数文献都是单独考察其中的一种外部性。值得一提的是，Mion and Naticchioni (2005) 首次在一个统一的框架下对就业密度和市场潜能外部性在地区工资差异的影响中的重要性进行了分析。他们基于意大利数据的实证研究发现，就业密度和市场潜能对于地区工资水平都具有统计上显著为正的影 响。本文借鉴 Mion and Natic-

³ 这并不是 Krugman 不重视技术外部性在产业集聚和地区差距中的重要性，而是他认为技术外部性很难进行模型化，在没有找到可以包含技术外溢的漂亮的微观基础模型前，只好忽略技术外部性的存在。

chioni (2005) 的分析框架, 同时考察两种类型的空间外部性, 通过使用目前较为流行的动态面板数据的方法消除计量研究中的内生性问题, 对市场潜能和就业密度与地区工资水平的关系进行了实证研究。研究发现, 在控制住其他影响因素后, 市场潜能外部性对地区工资水平存在显著为正的影响, 而就业密度对工资水平存在着非线性的影响, 只有就业密度高于某个“门槛”值时, 它对工资水平的偏效应才显著为正。与现有研究相比, 本文的创新之处在于: (1) 采用地级区域层面的数据对中国地区工资水平差异进行实证研究, 这有别于国内大多使用省级数据的已有研究; (2) 考虑到关键解释变量的内生性, 我们采用动态面板数据的计量方法解决其内生性问题, 从而得到更加可靠的回归结果; (3) 本文的研究为新经济地理学的理论研究提供了一个发展中国家数据的实证支持, 同时也为中国地区工资差距存在的原因提供了一种新经济地理视角的解释。

本文的结构安排如下: 第二部分是理论分析框架及计量模型的设定; 第三部分则简单地说明数据来源、进行变量介绍并对主要指标进行描述性统计; 第四部分是计量结果及解释; 最后一部分是结论与建议。

二、理论分析框架及计量模型的设定

(一) 理论分析框架

借鉴 Crozet and Koenig (2005) 和 Mion and Naticchioni (2005) 的方法, 我们将空间外部性对地区工资水平的影响机制用一个简易的模型表述出来。考虑一个有 R 个地区和两个部门 (农业部门和制造业部门) 的经济。假定农业部门在规模收益不变和完全竞争条件下生产同质品, 且无运输成本; 制造业部门在规模收益递增和垄断竞争条件下生产异质品, 且存在运输成本, 而运输成本采用萨缪尔森的“冰山成本”形式, 即 1 单位的制造品从地区 j 运到地区 r 只剩下 $1/v_{rj}$ 。这里, $v_{rj} = e^{\tau d_{rj}} > 1$, τ 表示单位距离的运输成本, d_{rj} 表示地区 r 与地区 j 间的距离。假定在垄断竞争的市场结构下, 所有消费者对于两个商品束 (农产品和制造品集合) 都有相同的 Cobb-Douglas 偏好, 而对于差异制造品有着 CES 类型的子效用函数。通过对代表性消费者行为的最优规划, 可以得到地区 j 的消费者对地区 r 的某种制造品的最优消费数量为:⁴

$$x_{rj} = \frac{p_{rj}^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} \alpha Y_j, \quad (1)$$

⁴ 详细的推导过程参见 Fujita *et al.* (1999), 中文版, 第 53—59 页。

其中： $p_{rj} = v_{rj} p_r$ (p_r 是地区 r 各种制造品的出厂价格) 为地区 j 的消费者为地区 r 生产的各种制造品所支付的最终价格， $P_j = \left(\sum_r n_r p_{rj}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 是地区 j 的价格指数， n_r 是地区 r 的制造业企业数量， σ 表示任何两种异质性制造品之间的不变替代弹性，而 Y_j 表示 j 地区总的消费支出。考虑到“冰山”运输成本，为了在地区 j 达到 (1) 式的消费水平，在地区 r 装运的产品数量必须是它的 v_{rj} 倍。因此，把所有地区对 r 地区生产的某种制造品的需求进行加总，我们得到地区 r 此种产品的总销售量：

$$x_r^* = \sum_j x_{rj} = \sum_j p_r^{-\sigma} (e^{-\tau d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} \alpha Y_j. \quad (2)$$

下面我们转向经济的生产方面。假设该经济中制造业部门的生产只需要一种要素投入即劳动，而且各个地区的生产技术存在着差异， r 地区代表性企业的成本函数为： $TC_r = (\gamma + \beta_r q_r) \omega_r$ ，其中， q_r 是 r 地区代表性企业的产量， γ 代表固定成本， β_r 是边际生产成本， ω_r 是区域 r 的劳动力（要素）价格。城市经济学的理论和实证研究发现，要素和技术在一个地区的集聚可以通过技术外溢而促进该地区整体的劳动生产率的提高（Rahman and Fujita, 1990；Ciccone and Hall, 1996；Combes, 2000）。因而，我们设定地区 r 的边际生产成本 β_r 是其经济活动密度的减函数：

$$\beta_r = (\text{dens}_r)^{-\theta}, \quad \theta > 0.$$

由于规模收益递增、消费者对差异产品的偏好以及存在大量潜在异质品，没有一家企业会选择与别的企业生产同类产品，这意味着每种产品最终只在一个地区由一个专业化企业生产，所以现有企业的数目与可获得的差异产品的种类数相同（藤田昌久等，2005）。而且在价格指数给定的情况下，假定所有企业都选定各自的产品价格，因此每个企业所面临的需求价格弹性也就等于任意两种异质性制造品之间的替代弹性 σ 。⁵ 因而，地区 r 的代表性企业最优规划为：

$$\max \pi_r = p_r q_r - \omega_r (\beta_r q_r + F). \quad (3)$$

由 (3) 式可得企业利润最大化定价为 $p_r = \frac{\sigma}{\sigma-1} \beta_r \omega_r$ ，将之代入 (3) 式进而可得企业的最大化利润为 $\pi_r = \omega_r \left(\frac{q_r \beta_r}{\sigma-1} - \gamma \right)$ 。当允许企业自由进入和退出时，其均衡利润为零，据此可得企业均衡产量： $q_r^* = \frac{\gamma(\sigma-1)}{\beta_r}$ 。在市场均衡

⁵ 详细的讨论参见藤田昌久等所著的《空间经济学——城市、区域与国际贸易》(中文版)，第 60 页。

时,这一产量还等于所有地区对地区 r 该种制造品需求的加总,即 $q_r^* = x_r^*$ 。

由 $q_r^* = x_r^*$, 我们最终可得到地区 r 的名义工资的决定方程:

$$\begin{aligned} w_r &= \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{\alpha}{\gamma(\sigma-1)} \right)^{1/\sigma} \left(\sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \right)^{1/\sigma} \beta_r^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \\ &= \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{\alpha}{\gamma(\sigma-1)} \right)^{1/\sigma} \left(\sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \right)^{1/\sigma} \text{dens}_r^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma}}. \end{aligned} \quad (4)$$

我们把上述等式右边后面的 $\sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j$ 部分定义为 mp, 用来表示 Krugman 意义上的市场潜能 (market potential)。⁶ 方程 (4) 与标准工资方程的区别在于引入了一个存在地区差别的边际成本 β_r 。这一方程揭示, 一个地区的工资水平随着其市场潜能 (mp) 和经济活动密度 (dens) 增加而递增, 由此, 通过对方程 (4) 两边取对数, 我们可以把一个地区的工资水平表示为该地区的市场潜能和经济活动密度的函数, 即:

$$\ln w_r = \ln \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{\alpha}{\gamma(\sigma-1)} \right)^{1/\sigma} + \frac{1}{\sigma} \ln \text{mp}_r + \frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma} \ln \text{dens}_r. \quad (5)$$

(二) 计量模型的设定

根据前文所建立的理论模型, 并结合中国的实际情况, 我们设立如下计量模型:

$$\ln \text{wage}_{rt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{mp}_{rt} + \alpha_2 \ln \text{dens}_{rt} + x_{rit} \beta_i + u_{rt}, \quad (6)$$

其中, 下标 r 表示地级区域, t 表示年份; wage 是被解释变量, 即职工平均工资, 用来衡量各地级区域的工资水平; mp 和 dens 是我们主要关注的解释变量, 分别表示各地级区域的市场潜能和就业密度; x_{rit} 表示其他控制变量, 包括: 各地级区域到海岸线的距离 (dissea)、人力资本 (edu)、财政支出比重 (pfisc)、外商直接投资占 GDP 的比重 (pfdi)、非公有制经济比重 (nonpublic)、第二产业比重 (pindustry)、第三产业比重 (pservice) 和年份虚拟变量 (year dum) 等,⁷ μ_{rt} 是复合误差项, α 和 β 分别代表各个解释变量的系数。

另外, 由于地区工资水平的调整过程较为缓慢, 而且当前的工资水平可能会依赖于其过去水平, 所以, 为了防止基本计量模式的设定偏误, 我们通过引入因变量的滞后项而将其扩展为一个动态模型。同时, 我们还在动态模

⁶ 这一表达方式最早见于 Krugman(1992)的文章。它与 Harris(1954)所阐释的市场潜能函数的含义是相同的, 都是用来衡量一个地区接近市场的程度。

⁷ Niebuhr(2006)指出, 除了市场潜能对地区工资差异存在重要影响外, 其他一些变量, 如当地的适宜度 (local amenities)、地区经济的部门结构 (sectoral composition) 和劳动力的素质等也是影响经济活动空间分布和地区工资水平的重要因素。因此, 借鉴 Niebuhr(2006)的方法, 并考虑到中国的特有国情, 我们引入了上述控制变量。

型中引入了 $\ln dens$ 的二次项来考察就业密度与地区工资水平之间的非线性关系（详细说明见下文）。动态模型的好处还在于，当模型中一些解释变量存在内生性时，可以通过动态面板数据的计量方法消除模型的内生性偏误，从而获得这些解释变量系数的一致性估计。⁸ 因而，借鉴 Arellano and Bond (1991) 的方法，我们最终设立如下的动态一阶自回归模型：

$$\begin{aligned} \ln wage_{it} = & \alpha_0 + \rho \ln wage_{i,t-1} + \alpha_1 \ln mp_{it} + \alpha_2 \ln dens_{it} + \alpha_3 (\ln dens_{it})^2 \\ & + x_{rit} \beta_i + a_r + \nu_{it}, \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $\ln wage_{i,t-1}$ 是因变量的一阶滞后项； a_r 表示非观测的地级固定效应； ν_{it} 是随机误差项。

三、数据来源及统计描述

（一）数据来源

本文使用的主要数据来源于 2000—2005 年的《中国区域经济统计年鉴》。这一年鉴于 2000 年才开始出版，是一部中国各地级行政区域（其中包括四个直辖市，以下简称地级区域）经济活动的较为翔实而一致的统计资料。我们在剔除样本期间行政区划发生变动的地级区域后，共选取了 282 个样本地区。⁹ 各地级区域的总人口、地区国内生产总值、职工平均工资、就业量、土地面积、财政支出、高等学校在校人数、外商直接投资等数据都直接摘录于《中国区域经济统计年鉴》。我们对各地级区域每年获得的实际外商投资额按照当年汇率折算为人民币价值。此外，还需要指出的是，由于《中国区域经济统计年鉴》中某些地区的指标数据存在着缺失，对此我们按照当年各省份的统计年鉴或当年的《中国城市统计年鉴》进行补齐。

至于各个地级单位之间的距离数据，我们根据国家测绘局公布的国家基础地理信息系统中 1:400 万中国地形数据库，通过使用 Arcview3.2 软件整理而得。鉴于数据量较大，我们用各地级区域行政中心之间的欧式直线距离来表示 d_{ij} 。¹⁰

⁸ Roodman(2006)对于动态面板估计所适用的情形进行了概括，这主要包括：(1) 时间较短而截面较大的面板；(2) 自变量与因变量之间存在线性函数关系；(3) 因变量依赖于其过去的水平，即是一个包含因变量滞后项的动态模型；(4) 解释变量不是严格外生的，也就是说解释变量可能与当期的或滞后的误差性存在相关性；(5) 存在非观测的固定效应等。

⁹ 从《中国区域经济统计年鉴》中关于各地级区域的土地面积数据可以看出，有相当部分地级区域在不同的年份里都发生过行政区划的变动，从而导致土地面积发生了变动，由于我们并不清楚这种变动的原因及具体形式，所以，为了保持数据的一致性，我们根据 2000 年《中国区域经济统计年鉴》中所列地级区域的土地面积为标准，剔除了 1999—2004 年间土地面积发生了变化的地级区域。

¹⁰ 在计算各地级区域的市场潜能时，我们共使用了 330 个地区的指标，这意味着，我们需要计算两两地级区域之间共 $330 \times (330 - 1) / 2 = 54\,285$ 个距离数据。

(二) 变量说明

本文使用中国地级区域的职工平均工资作为被解释变量,¹¹分析空间外部性对地区间工资差异的作用机制及影响强度。需要说明的是,在现实中,工资尽管受到一定程度的规制,但总体上说,经济越是发达,其平均工资也越高。通过查阅历年的《中国区域经济统计年鉴》得知,工资包括了计时工资、计件工资、各种津贴、奖金与补贴、加班工资和其他工资等内容,因此,我们认为职工工资总体上与各城市企业效益挂钩,是符合本文的要求。

1. 市场潜能

市场潜能是我们所关注的主要解释变量之一。在新经济地理学的实证研究中,对于市场潜能,不同学者提出了不同的度量方法,最为常见的有 Harris (1954) 提出的“市场潜能函数”以及 Redding and Venables (2004) 使用双边贸易流数据构建的 Ma 和 Sa 指标等。与 Harris (1954) 的市场潜能函数相比,虽然 Redding and Venables (2004) 的 Ma 和 Sa 指标更为精确,也得到了微观理论支持,但由于中国内部各地级区域间双边贸易数据的不可得性,加之在一个国家各地级区域间劳动力可以流动的情况下对 Ma 和 Sa 两种效应加以区分无甚必要 (Ottaviano and Pinelli, 2006),¹²所以我们最终采用 Harris (1954) 的度量方法来衡量各地级区域的市场潜能,其计算公式为:

$$mp_r \equiv \sum_{j \neq r} Y_j / d_{rj},$$

其中, Y_j 表示第 j 个地级区域的国内生产总值; d_{rj} 是指第 r 和 j 地级区域间的距离。¹³

2. 就业密度

就业密度反映了一个地区经济活动的密集程度和自身市场规模的大小,非市场关联效应在经济活动较为密集和自身市场规模较大的地区更为显著。因此,就业密度被用来捕捉密集经济活动所带来的技术外部性对工资水平的影响。这里,借鉴 Ciccone and Hall (1996) 和范剑勇 (2006) 的做法,我们

¹¹ 正如匿名审稿人所指出的,新经济地理模型其实只能解释制造业工资的地区差异,而由于我们无法获得各地级区域制造业的工资水平,所以就以各地区的职工平均工资作为一个代理变量。

¹² 更为重要的是,Head and Mayer(2006)基于对各种市场潜能度量方法的比较分析发现,采用更为复杂和精确的度量方法与 Harris(1954)的市场潜能函数方法的所得结果并无本质区别。

¹³ 在这里,我们使用没有包括自身收入的市场潜能作为关键解释变量主要是基于以下的考虑。首先,虽然把一个地区自身的市场规模包含在内更符合 Krugman(1991)本地市场效应的含义,但这无疑会增加这一变量的内生性。因为一般而言一个工资水平较高的地区往往拥有着较大的本地的市场规模,所以扣除自身的市场规模可以降低市场潜能变量的内生性(Hanson,1998)。其次,在本文中,如果把包含自身收入的市场潜能作为关键解释变量,会使得市场潜能变量与就业密度变量之间的相关性较高。而事实上,就业密度在一定程度上就反映了一个地区的本地市场规模大小,只是对经济活动和地区地理范围的衡量指标不同而已。另外,借鉴匿名审稿人的建议,我们也使用一个包含自身收入的市场潜能指标进行了回归,发现结果并没有发生实质性的改变,回归结果见附录一。

用一个地区每平方公里的非农产业就业数量来衡量其就业密度。

3. 各地级区域到海岸线的距离

本文用各地级区域到距其最近港口的直线距离作为其到海岸线距离的代理变量。对于港口城市，我们则假定其到海岸线的距离都为 10 公里。这一变量反映了一个地级区域的国外市场潜能，一般而言，一个地级区域与海岸线的距离越近，它就越容易进入国外高收入市场，其面临的国外市场潜能也就越大。

4. 人力资本

由于数据可得性的限制，使用中国宏观数据的研究一直没能很好地度量人力资本，这里，我们借鉴国内学者在面临数据约束下的做法（如沈坤荣和耿强，2001），用一个地级区域每万人中高等学校在校生人数作为人力资本的代理变量。

5. 非公有制经济比重

我们用地级区域非公有制企业就业人数占总的城镇就业人员数的比重来衡量该变量。在中国的市场化改革大潮中，一个区域的非公有制经济成分所占比重越高，这个区域的经济活力越强、经济增长速度更快，体现在微观企业中，职工所获得的平均报酬也较公有制占主导地位的地区更高。

6. 外商直接投资占 GDP 的比重

一个地级区域的外商直接投资不仅可以增加该区域的物质资本存量，还可以通过技术外溢对该区域的工资水平产生影响。我们用各地级区域各年所获得的实际外商投资额占 GDP 的比重作为外商直接投资水平的度量指标。

7. 财政支出比重

一个地区的工资水平还会受到该地区政府对经济活动的干预程度的影响，我们用财政支出占 GDP 的比重来衡量一个地区政府对经济活动的干预程度。

8. 非农产业比重

一个地区的产业结构对该地区的工资水平也存在着重要的影响，在当前中国以非农产业为主导和城市化发展水平滞后的情况下，非农产业越发达的地区，劳动者的工资水平也就越高。我们分别用一个地区第二、三产业 GDP 在其总量 GDP 中的比重作为衡量其产业结构的代理变量。

9. 年份虚拟变量

年份虚拟变量用来控制非观测的时间固定效应。

（三）主要指标的简单描述

我们在表 1 中给出了上述主要变量的简单统计描述。表 1 显示中国各地级区域职工平均工资、市场潜能和就业密度都呈现出明显的上升趋势。同时，各地级区域的人力资本状况有所提高和改善，财政支出水平呈现出明显的上升趋势，非公有制经济比重显著提高，第二产业比重也表现出一个明显的上

升趋势。

表1 主要解释变量的统计描述(1999—2004年)

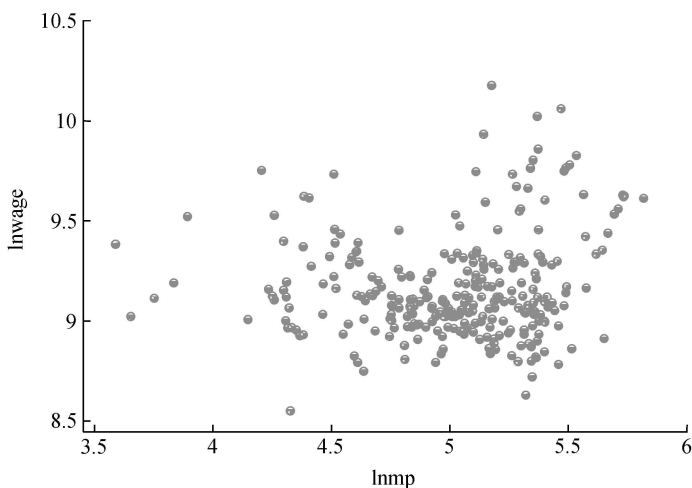
变量	1999	2000	2001	2002	2003	2004
lnwage	8.855 (0.2526)	8.938 (0.2816)	9.095 (0.3008)	9.245 (0.2924)	9.354 (0.2728)	9.481 (0.2713)
lnmp	4.741 (0.4242)	4.837 (0.4255)	4.934 (0.424702)	5.042 (0.4280)	5.165 (0.4295)	5.301 (0.4312)
lndens	4.018 (1.390)	4.071 (1.414)	4.120 (1.310)	4.114 (1.366)	4.125 (1.443)	4.242 (1.346)
lnedu	2.798 (1.152)	3.030 (1.184)	3.194 (1.245)	3.514 (1.184)	3.664 (1.186)	3.831 (1.217)
nonpublic	0.3261 (0.1268)	0.2267 (0.1484)	0.4473 (0.1451)	0.4908 (0.1469)	0.5299 (0.1451)	0.5587 (0.1495)
pfisc	0.0945 (0.0634)	0.1019 (0.0734)	0.1173 (0.0941)	0.1231 (0.0870)	0.1235 (0.0852)	0.1232 (0.0840)
pfdi	0.0311 (0.0549)	0.0256 (0.0470)	0.0233 (0.0412)	0.0276 (0.0483)	0.0379 (0.1165)	0.0203 (0.0297)
pindustry	0.4162 (0.1146)	0.4195 (0.1166)	0.4196 (0.1162)	0.4255 (0.1140)	0.4455 (0.1149)	0.4620 (0.1161)
pservice	0.3413 (0.0679)	0.3494 (0.0736)	0.3627 (0.0706)	0.3664 (0.0693)	0.3603 (0.0682)	0.3463 (0.0696)

注释:括号中的数值为标准差。

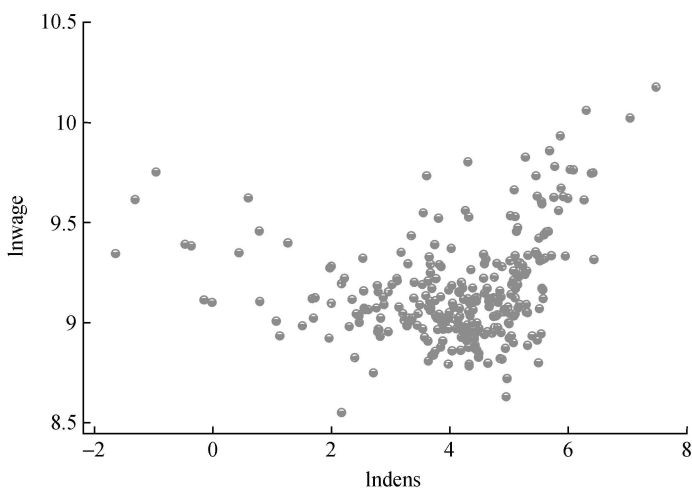
数据来源:《中国区域经济统计年鉴》2000—2005和《中国统计年鉴》2000—2005。

(四) 工资水平与市场潜能和就业密度的简单相关关系

从上述简单的数据罗列中并不能看出工资水平与市场潜能和就业密度的相关关系。我们还分别画出了职工平均工资的对数值与市场潜能和就业密度对数值的散点图(见图1(a)和图1(b))。图1(a)中横轴为各个地级区域市场潜能6年均值的对数值,纵轴为职工平均工资6年均值的对数值。相应的,图1(b)中的横轴是各个地级区域就业密度6年均值的对数值,纵轴同图1(a)一样也为职工平均工资6年均值的对数值。从图1(a)中我们可以清楚地看出,总体而言,职工平均工资与市场潜能之间存在着较为明显的正相关关系。但是图1(b)却显示出地区职工平均工资与就业密度之间并不是简单的线性关系,二者之间表现出较为明显的二次函数关系。因此,我们在前面的计量方程(7)中引入非农就业密度的二次项来捕捉就业密度与地区工资水平之间的非线性关系。



(a) 职工平均工资与市场潜能的散点图



(b) 职工平均工资与就业密度的散点图

图 1

四、计量检验及结果分析

(一) 计量方法

在我们的计量模型 (7) 中, 即使假定 ν_{it} 不存在序列相关, 方程中因变量的一阶滞后项 $\lnwage_{r,t-1}$ 与复合误差项中的非观测个体固定效应 a_r 也会存在着相关性, 从而导致混合 OLS 估计和固定效应 (组内) 估计的结果都是有偏的。一般而言, 非观测个体固定效应的存在使得因变量滞后项系数 (ρ) 的混合 OLS 估计量将会存在向上偏误 (Hisao, 1986); 而在时间较短的面板中,

固定效应估计则会产生一个严重向下偏误的 ρ 的估计量 (Nickell, 1981; Bond, 2002)。因而, ρ 的一致估计量将处于混合 OLS 估计和固定效应估计之间。而且, 正如许多研究者所指出的那样, 由于非观测地级区域固定效应或联立内生性问题, 本文所关注的主要解释变量——市场潜能和就业密度都可能是内生的。¹⁴ 此外, 该模型中其他控制变量如人力资本、外商直接投资、财政支出、非公有制经济和产业结构变量等也可能与被解释变量存在联立内生性问题。因此, 为了获得各解释变量系数的一致性估计, 我们将运用由 Arellano and Bover (1995) 和 Blundell and Bond (1998) 发展而来的系统 GMM 方法对动态一阶自回归模型 (7) 进行估计。这一计量方法可以克服该模型中各解释变量的内生性问题。

(二) 实证结果分析

我们首先对动态一阶自回归模型 (7) 进行两步的系统 GMM 估计 (two-step system GMM, 以下简称系统 GMM),¹⁵ 其计量结果见表 2 第四列。结果显示市场潜能的回归系数显著为正, 这同我们最初的理论预测完全一致, 但就业密度与地区工资水平之间却存在着显著的二次函数关系。同时, 考虑到市场潜能与就业密度及其平方项之间存在着较强的相关性 (相关系数分别为 0.6640 和 0.6506), 所以为了增强回归结果的稳健性, 我们还在剔除其中一个变量的情况下分别进行了系统 GMM 估计, 回归结果为表 2 的第五、六列。我们发现, 与最初的回归结果相比, 因变量的滞后项、市场潜能、就业密度及其平方项的回归系数大小和显著性都基本没有发生改变。此外, 为了增强计量结果的可靠性, 我们对模型设定的合理性和工具变量的有效性进行了检验: 二阶序列相关 (AR (2)) 检验的结果显示不能拒绝动态一阶自回归模型随机误差项不存在序列相关的零假设, 这表明我们所设立的模型是合理的; Sargan 过度识别检验的结果也表明回归中使用的工具变量是合适的 (第四列的 p 值大于 0.1)。另外, 前文指出, 因变量的一阶滞后项 ρ 的一致估计量会处于采用混合 OLS 估计和固定效应估计而得到的 ρ 估计量之间。为此, 我们还对计量模型 (7) 进行混合 OLS 和固定效应估计, 其计量结果见表 2 第二列和第三列。从中可以看到, 系统 GMM 估计中 ρ 的估计值 (0.5157) 正好介于混合 OLS 估计中 ρ 的估计值 (0.7625) 和固定效应估计中 ρ 的估计值 (-0.1393) 之间。以上分析表明, 第四列的回归结果是稳健的, 下面将基于

¹⁴ 详细讨论参见 Ciccone and Hall(1996)和 Head and Mayer(2006)。

¹⁵ 系统 GMM 估计可使用一步估计 (one-step estimation) 和两步估计 (two-step estimation) 两种方法。从理论上讲, 两步估计中的标准协方差矩阵总是稳健的 (robust), 考虑到图 1(a) 中显出市场潜能存在着明显的异方差性, 因此我们最终选择了两步的系统 GMM 估计。此外, 我们也对回归结果进行了异方差的稳健性检验, 发现各回归系数的显著性前后并没有明显变化, 限于篇幅, 我们在后面仅列出了两步的系统 GMM 估计的结果。

这一结果进行分析。

表 2 回归结果

被解释变量	职工平均工资的对数值($\ln wage_t$)				
解释变量	Pooled OLS	FE	System-GMM	System-GMM	System-GMM
$\ln wage_{t-1}$	0.7625*** (0.0214)	-0.1393*** (0.0394)	0.5157*** (0.0081)	0.5644*** (0.0101)	0.5017*** (0.0087)
$\ln mp$	0.0071 (0.0183)	2.3270*** (0.7321)	0.0910*** (0.0125)	0.0803*** (0.0181)	
$\ln dens$	-0.0406 (0.0166)	0.0189 (0.0480)	-0.1240*** (0.0066)		-0.1055*** (0.0060)
$Sq(\ln dens)$	0.0052 (0.0021)	-0.0038 (0.0064)	0.0143*** (0.0009)		0.0148*** (0.0009)
$\ln edu$	0.0110** (0.0047)	0.0009 (0.0086)	0.0173*** (0.0024)	0.0204*** (0.0032)	0.0176*** (0.0026)
$\ln pfdi$	0.0028 (0.0027)	0.0054 (0.0034)	0.0047*** (0.0004)	0.0054*** (0.0008)	0.0049*** (0.0004)
$\ln p fis$	0.0279** (0.0138)	-0.0169 (0.0317)	0.0521*** (0.0055)	0.0894*** (0.0095)	0.0480*** (0.0059)
nonpublic	0.1728*** (0.0348)	0.0797 (0.0544)	0.3471*** (0.0168)	0.2888*** (0.0229)	0.03433*** (0.0177)
pindustry	0.2256*** (0.0583)	0.2896 (0.2371)	0.3147*** (0.0373)	0.3617*** (0.0488)	0.2409*** (0.0411)
p service	0.1297 (0.0881)	-0.5811 (0.3046)	0.5654*** (0.0451)	0.4991*** (0.0516)	0.4300*** (0.0437)
$\ln dis sea$	-0.0052 (0.0043)		-0.0041** (0.0020)	-0.0044** (0.0008)	-0.0092*** (0.0022)
cons	1.9434*** (0.2234)	-1.2320 (3.6225)	3.6147*** (0.1714)	2.7341*** (0.1774)	4.2512*** (0.0788)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是
观察值	1 176	1 176	1 176	1 207	1 176
			各检验量 p -value		
AR(1) ^a			0.120	0.117	0.118
AR(2) ^b			0.100	0.112	0.118
Sargan Test ^c			0.123	0.043	0.075

注：系数下方括号内的值是标准差，***表示在 1%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，*表示在 10%水平上显著。

^a零假设为差分后的残差项不存在一阶序列相关(如果差分后的残差项存在一阶序列相关,系统 GMM 依然是有效,详细的讨论参见 Roodman(2006));^b零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关(如果差分后的残差项存在二阶序列相关,则系统 GMM 是无效的);^cSargan 检验的零假设为过度识别约束是有效的。

首先,回归结果显示,一个地区市场潜能提高 10%,会使该地区的工资水平提高 9%左右。这与新经济地理学工资方程的预期是完全一致的,一个地区拥有进入大规模市场的良好机会,关联效应所产生的货币外部性将导致

该地区获得较高的工资水平。就中国的现实情况而言,改革开放以来,对外开放引致的出口导向型战略和东部沿海地区本身的地理条件使得东部地区具有了一个初始的相对优势,这种优势吸引其他地区的劳动力、资本要素向东部沿海地区集聚,从而提高了沿海地区的市场潜能,在空间货币外部性的作用下,扩大了的市场潜能反过来提高了沿海地区的整体福利水平,又进一步吸引外部生产要素的流入。因此,在这种循环累积机制带动下,东部沿海地区逐渐成为中国的经济中心,从而使得东部与中西部地区间的工资差距被进一步拉大和长期锁定。

其次, $\ln dens$ 的一次项对工资水平的影响显著为负,而 $\ln dens$ 的二次项的影响则显著为正,即工资水平对就业密度的弹性为: $\alpha_2 + 2\alpha_3 \ln dens = -0.1240 + 0.0286 \ln dens$ 。这表明就业密度对地区工资水平的影响存在着“门槛”效应,即当一个地区的就业密度低于某个“门槛”时,就业密度的增加对于地区工资水平所带来的影响为负;而就业密度突破这一“门槛”时,开始变为正影响,且其偏效应还存在着递增的趋势。具体而言,我们根据回归结果计算出 $\ln dens$ 的“门槛”(转折值)为 4.3296。在样本中, $\ln dens$ 大于这一转折值的地区有 878 个,占到了全部样本的 53% 之多。对此一个可能的解释是,就中国的现实情况而言,一个地区就业密度的提高会带来两方面的效应:一是技术外部性对工资产生的正效应,另一方面是劳动力供给的增加对工资产生的负效应。在就业密度较低的地区,技术外部性并不显著,而该地区由于经济发展水平较低从而就业岗位较为紧张,因此就业密度提高对工资的负效应大于了其正效应;而当就业密度高于某个“门槛”后,技术外部性就变得尤为显著,就业密度对工资的边际效应就变为显著为正了。

再次,各地级区域到海岸线的距离对其工资水平存在着显著为负的影响。这也符合我们最初的理论预期,一个地区到海岸线的距离越近,它进入海外市场越便利,其面临的来自于国外的市场潜能越高,这显然会提高该地区的工资水平。

最后,其他控制变量的符号也与现有多数文献的理论预测和实证结果一致:各地级区域的人力资本、财政支出比重和外商直接投资比重对其工资水平的影响都显著为正,同时,一个地区的非公有制经济比重的提高,以及第二产业、第三产业的发展也都可以显著地提高劳动者的工资水平。

五、结论与建议

新经济地理学的理论研究表明,由于规模收益递增、不完全竞争和运输成本的相互作用,一体化经济必然会出现中心-外围的分布格局,中心地区将会拥有较高的工资水平,而空间外部性的存在是决定地区工资差异的重要因素之一。本文首先建立一个融合市场潜能所带来的货币外部性和经

济活动密度产生的技术外部性对地区工资水平影响机制的新经济地理学模型，然后使用 1999—2004 年中国地级区域面板数据对中国地区工资水平的空间差异的影响因素进行了实证检验。在研究过程中，考虑到解释变量潜在的内生性，我们通过使用动态面板数据的计量方法解决了内生性问题，从而得到更加可靠的研究结果。我们发现，在控制住地区的人力资本、财政支出、外商直接投资、所有制结构和产业结构等因素后，一个地区的市场潜能对其工资水平依然有着显著为正的影响，而就业密度对工资水平却存在着“门槛”效应，即一个地区的就业密度只有高于某个“门槛”后，它对地区工资的偏效应才变得显著为正。我们的研究为新经济地理的理论研究提供了一个基于发展中国家数据的实证支持。同时，本文也为中国地区工资差异形成的原因提供了一种新的视角的解释：改革开放以来，对外开放引致的出口导向型战略和东部沿海地区本身较厚的市场规模使得制造业向东部沿海地区集聚，而产业的集聚反过来又进一步提高了沿海地区的市场潜能和经济活动密度，在这种循环因果的带动下，东部沿海逐渐成为中国的经济中心地带，西部地区进一步沦为经济落后的外围，地区间的工资差距持续扩大。

目前对于缓解地区差距扩大的具体政策建议有两种不同的主张：第一种认为应遵循规模报酬递增的地方化特点，将当前中西部地区的多数人口向东部沿海地区转移，当前持这一观点的学者有李国平和范红忠（2003）等人；第二种则认为应加快中西部地区城市化建设和产业结构升级，而这必须以大规模的投资为前提条件，美国经验似乎支持中国走这一发展道路（范剑勇和杨丙见，2002），西部大开发、中部崛起等战略措施也体现这一政策主张（范剑勇，2008）。而我们的研究实际上为这两种政策主张均提供了实证支持。由此，本文的政策含义在于：（1）政府应鼓励经济活动和人口的空间集聚：一方面应顺应当前产业跨区域集聚的趋势，将中西部地区大量人口迁移至东部沿海地区，在东部沿海地区形成若干个世界级特大型都市圈；另一方面还应采取措施促进中西部地区内部经济活动和人口的空间集聚，如通过对中西部部分城市提供优惠政策以加强其交通基础设施建设和加快中西部的城市化进程；（2）进一步降低东中西地区间的贸易壁垒，加强国内市场的贸易联系，鼓励省际的经济交流与合作，从而有效地促进东部沿海地区部分传统制造业向中西部地区的梯度转移，使得中西部地区在能更多地享受到东部地区市场潜能外部性的好处的同时，也可以带来自身市场潜能的提高。

附录1 使用包含自身收入的市场潜能指标进行的回归结果

被解释变量	职工平均工资的对数值($\ln wage_t$)				
解释变量	Pooled OLS	FE	System-GMM	System-GMM	System-GMM
$\ln wage_{t-1}$	0.7631*** (0.0213)	-0.1427*** (0.0395)	0.5129*** (0.0076)	0.5610*** (0.0100)	0.5017*** (0.0087)
$\ln mp(1)$	0.0196 (0.0197)	1.9097*** (0.6071)	0.0991*** (0.0116)	0.0983*** (0.0179)	
$\ln dens$	-0.0408** (0.0166)	0.0255 (0.0484)	-0.1203*** (0.0064)		-0.1055*** (0.0060)
$Sq(\ln dens)$	0.0049 (0.0021)	-0.0051 (0.0065)	0.0138*** (0.0009)		0.0148*** (0.0009)
$\ln edu$	0.0109** (0.0047)	0.0007 (0.0086)	0.0180*** (0.0025)	0.0209*** (0.0033)	0.0176*** (0.0026)
$\ln pfdi$	0.0025 (0.0027)	0.0053 (0.0035)	0.0047*** (0.0004)	0.0056*** (0.0008)	0.0049*** (0.0004)
$\ln pfis$	0.0288** (0.0138)	-0.0109 (0.0318)	0.0601*** (0.0054)	0.1023*** (0.0097)	0.0480*** (0.0059)
nonpublic	0.1738*** (0.0348)	0.0823 (0.0545)	0.3519*** (0.0166)	0.3012*** (0.0236)	0.03433*** (0.0177)
pinindustry	0.2260*** (0.0583)	0.2887 (0.2372)	0.2843*** (0.0377)	0.3187*** (0.0497)	0.2409*** (0.0411)
pservice	0.1379 (0.0878)	-0.5585 (0.3056)	0.5254*** (0.0428)	0.4991*** (0.0518)	0.4300*** (0.0437)
$\ln dissea$	-0.0047 (0.0043)		-0.0031 (0.0020)	-0.0022 (0.0027)	-0.0092*** (0.0022)
cons	1.8772*** (0.2217)	0.7213 (3.0440)	3.5863*** (0.1005)	2.8082*** (0.1273)	4.2512*** (0.0788)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是
观察值	1 176	1 176	1 176	1 207	1 176
	各检验量 p -value				
AR(1) ^a			0.120	0.115	0.118
AR(2) ^b			0.100	0.110	0.118
Sargan Test ^c			0.145	0.058	0.075

注： $\ln mp(1)$ 表示包含了自身收入的市场潜能，其计算公式为： $mp(1)_t \equiv \sum_j Y_j/d_{jt}$ 。

***表示在1%水平上显著，**表示在5%水平上显著，*表示在10%水平上显著。

^a零假设为差分后的残差项不存在一阶序列相关（如果差分后的残差项存在一阶序列相关，系统GMM依然是有效，详细的讨论参见Roodman（2006））；^b零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关（如果差分后的残差项存在二阶序列相关，则系统GMM是无效的）；^cSargan检验的零假设为过度识别约束是有效的。

附录 2 各解释变量的相关系数矩阵

	lnwage _{t-1}	lnmp	Indens	(Indens) ²	nonpub	lnedu	pindustry	pservice	lnpfi	lnpfdi
lnwage _{t-1}	1									
lnmp	0.3663	1								
Indens	0.3233	0.6640	1							
(Indens) ²	0.4033	0.6506	—	1						
nonpub	0.6181	0.3944	0.2986	0.3285	1					
lnedu	0.4743	0.2516	0.3436	0.3766	0.3258	1				
pindustry	0.3582	0.4008	0.4586	0.4609	0.2999	0.3161	1			
pservice	0.2155	-0.1213	0.0666	0.1212	0.0999	0.4221	-0.3444	1		
lnpfi	-0.0129	-0.4244	-0.6127	-0.5483	-0.062	-0.1667	-0.4638	0.1690	1	
lnpfdi	0.4164	0.4845	0.5946	0.6176	0.3512	0.4027	0.3292	0.1917	-0.4186	1
Indissea	-0.3186	-0.3912	-0.4631	-0.4921	-0.2805	-0.1618	-0.2157	-0.1119	0.2680	-0.5522

附录 3 文中公式的详细推导过程

1. 地区 r 代表性企业均衡产量的详细推导过程：

$$\max \pi_r = p_r q_r - w_r (\beta_r q_r + F) \Rightarrow$$

$$\frac{\partial \pi_r}{\partial q_r} = \frac{\partial p_r}{\partial q_r} q_r + p_r - w_r \beta_r = \frac{\partial p_r}{\partial q_r} \frac{q_r}{p_r} p_r + p_r - w_r \beta_r = -\frac{1}{\sigma} p_r + p_r - w_r \beta_r = 0 \Rightarrow$$

$$p_r = \frac{\sigma}{\sigma-1} \beta_r w_r,$$

将之代入文中 (3) 式，进而可得企业的最大化利润为

$$\pi_r = w_r \left(\frac{q_r \beta_r}{\sigma-1} - \gamma \right).$$

而当允许企业自由进入和退出时，其均衡利润为零，即

$$\pi_r = w_r \left(\frac{q_r \beta_r}{\sigma-1} - \gamma \right) = 0 \Rightarrow q_r^* = \frac{\gamma(\sigma-1)}{\beta_r}.$$

2. 工资方程的详细推导过程：

$$\left. \begin{aligned} q_r^* &= x_r^* \\ x_r^* &= \sum_j x_{rj} = \sum_j p_r^{-\sigma} (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} \alpha Y_j \\ q_r^* &= \frac{\gamma(\sigma-1)}{\beta_r} \end{aligned} \right\} \Rightarrow p_r^\sigma = \frac{\beta_r \alpha}{\gamma(\sigma-1)} \sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j,$$

$$\left. \begin{aligned} p_r &= \frac{\sigma}{\sigma-1} \beta_r w_r \\ \beta_r &= (\text{dens}_r)^{-\theta} \\ p_r^\sigma &= \frac{\beta_r}{\gamma(\sigma-1)} \sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \end{aligned} \right\} \Rightarrow$$

$$\begin{aligned} w_r &= \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{\alpha}{\gamma(\sigma-1)} \right)^{1/\sigma} \left(\sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \right)^{1/\sigma} \beta_r^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \\ &= \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\sum_j (e^{-\alpha d_{rj}} P_j)^{\sigma-1} Y_j \right)^{1/\sigma} \text{dens}_r^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma}}. \end{aligned}$$

附录4 样本地区

直辖市	北京、天津、上海、重庆
河北	石家庄、唐山、邯郸、秦皇岛、邢台、保定、张家口、承德、沧州、廊坊、衡水
山西	太原、大同、阳泉、长治、晋城、朔州、晋中、临汾、运城
内蒙古	呼和浩特、包头、乌海、赤峰、通辽、呼伦贝尔盟、兴安盟、锡林郭勒盟、乌兰察布盟、巴彦淖尔盟、阿拉善盟
辽宁	沈阳、大连、鞍山、抚顺、本溪、丹东、锦州、营口、阜新、辽阳、盘锦、铁岭、朝阳、葫芦岛
吉林	吉林、四平、辽源、通化、松原、白城、延边朝鲜族自治州
黑龙江	哈尔滨、鸡西、鹤岗、双鸭山、大庆、伊春、佳木斯、七台河、黑河
江苏	南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、盐城、扬州、镇江、泰州、宿迁
浙江	杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、绍兴、金华、衢州、舟山、台州、丽水
安徽	合肥、芜湖、蚌埠、马鞍山、淮北、铜陵、安庆、黄山、宿州、滁州、六安、宣城、巢湖、池州
福建	福州、厦门、莆田、三明、泉州、漳州、南平、龙岩、宁德
江西	南昌、景德镇、萍乡、九江、新余、鹰潭、赣州、宜春、上饶、吉安、抚州
山东	济南、淄博、枣庄、东营、烟台、潍坊、济宁、泰安、威海、聊城、临沂、日照、莱芜、德州、滨州、菏泽
河南	郑州、开封、洛阳、平顶山、安阳、鹤壁、新乡、焦作、濮阳、许昌、漯河、三门峡、商丘、南阳、信阳、周口、驻马店
湖北	武汉、黄石、十堰、荆州、宜昌、襄樊、鄂州、荆门、黄冈、咸宁
湖南	长沙、株洲、湘潭、衡阳、邵阳、岳阳、益阳、常德、郴州、永州、怀化、张家界、娄底、湘西土家族苗族自治州
广东	广州、韶关、深圳、珠海、汕头、佛山、江门、湛江、茂名、惠州、肇庆、梅州、中山、东莞、汕尾、河源、阳江、清远、揭阳、云浮
海南	三亚
广西	桂林、梧州、北海、玉林、钦州、防城港、贵港、贺州、百色、河池
四川	成都、自贡、攀枝花、泸州、德阳、绵阳、遂宁、内江、乐山、南充、宜宾、广元、广安、达川、雅安、巴中、眉山、资阳、阿坝藏族羌族自治州、甘孜藏族自治州、凉山彝族自治州
贵州	贵阳、六盘水、遵义、铜仁、毕节、安顺、黔西南布依族苗族自治州、黔南布依族苗族自治州、黔东南苗族侗族自治州
云南	昆明、曲靖、玉溪、昭通、思茅、保山、丽江、临沧、楚雄彝族自治州、红河哈尼族彝族自治州、文山壮族苗族自治州、西双版纳傣族自治州、大理白族自治州、德宏傣族景颇族自治州、怒江傈僳族自治州、迪庆藏族自治州
陕西	西安、铜川、宝鸡、咸阳、渭南、延安、汉中、安康、商洛、榆林
甘肃	兰州、嘉峪关、天水、张掖、定西、陇南、平凉、庆阳、临夏回族自治州
青海	黄南藏族自治州、果洛藏族自治州、海西蒙古族藏族自治州
新疆	乌鲁木齐、石河子、伊犁、阿勒泰、克孜勒苏柯尔自治州

参 考 文 献

- [1] Abdel-Rahman, H., and M. Fujita, "Product Variety, Marshallian Externalities, and City Sizes", *Journal of Regional Science*, 1990, 30(2), 165—183.
- [2] Arellano, M., and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—51.
- [3] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [4] Aziz, J., and C. Duenwald, "China's Provincial Growth Dynamics", IMF Working Paper, WP/01/3, 2001.
- [5] Baptista, R., "Productivity and the Density of Local Clusters", in Bröcker, J., D. Dohse, and R. Soltwedel (eds.), *Innovation Clusters and Interregional Competition*. Berlin: Springer, 2003.
- [6] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [7] Bond, S., "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", CeMMAP Working Paper No. CWP09/02, 2002.
- [8] Brackman, S., H. Garretsen, and M. Schramm, "The Spatial Distribution of Wages: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany", *Journal of Regional Science*, 2004, 44(3), 437—466.
- [9] Brühlhart, M., and A. Mathys, "Sectoral Agglomeration Economies in a Panel of European Regions", CEPR Discussion Paper No. DP6410, 2007.
- [10] 蔡昉、都阳, "中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示", 《经济研究》, 2000 年第 10 期, 第 30—38 页。
- [11] 蔡昉、王德文, "比较优势差异、变化及其对地区差距的影响", 《中国社会科学》, 2002 年第 5 期, 第 41—54 页。
- [12] 蔡昉、王德文、都阳, "劳动力市场扭曲对区域差距的影响", 《中国社会科学》, 2001 年第 2 期, 第 4—14 页。
- [13] Ciccone, A., "Agglomeration Effects in Europe", *European Economic Review*, 2002, 46(2), 213—227.
- [14] Ciccone, A., and R. Hall, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, 1996, 86(1), 54—70.
- [15] Cingano, F., and F. Schivardi, "Identifying the Sources of Local Productivity Growth", *Journal of the European Economic Association*, 2004, 2(4), 720—742.
- [16] Combes, P., "Economic Structure and Local Growth: France, 1984—1993", *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(3), 329—355.
- [17] Crozet M., and P. Koenig, "The Cohesion vs Growth Tradeoff: Evidence from EU Regions (1980—2000)", ERSa Conference Paper, No. ersa05p716, 2005.
- [18] De Bruyne, K., "The Location of Economic Activity. Is There a Spatial Employment Structure in Belgium?" mimeo, KU Leuven, Leuven, 2003, http://smye2002.univ-paris1.fr/program/paper/a7_deb.pdf.

- [19] Dekle, R., and J. Eaton, "Agglomeration and Land Rents: Evidence from the Prefectures". *Journal of Urban Economics*, 1999, 46(2), 200—214.
- [20] Démurger, S., "Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?" *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(1), 95—117.
- [21] 范剑勇, "产业集聚与地区间劳动生产率差异", 《经济研究》, 2006年第11期, 第72—81页。
- [22] 范剑勇, 《产业集聚与中国地区差距研究》。上海: 格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社, 2008年。
- [23] 范剑勇、杨丙见, "美国早期制造业集中的转变及其对中国西部开发的启示", 《经济研究》, 2002年第8期, 第66—73页。
- [24] Fleisher, B., and J. Chen, "The Coast-Noncoast Income Gap, Productivity, and Regional Economic Policy in China", *Journal of Comparative Economics*, 1997, 25(2), 220—236.
- [25] Fujita, M., and P. Krugman, "When is the Economy Monocentric? Von Thunen and Chamberlin Unified", *Regional Science and Urban Economics*, 1995, 25(4), 505—528.
- [26] Fujita M., P. Krugman, and A. Venables, *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. Cambridge, Mass: MIT Press, 1999.
- [27] Glaeser, E., and D. Mare, "Cities and Skills", *Journal of Labor Economics*, 2001, 19(2), 316—342.
- [28] Hanson, G., "Market Potential, Increasing Returns, and Geographic Concentration", NBER Working Paper, No. 6429, 1998.
- [29] Harris, C., "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers*, 1954, 44(4), 315—348.
- [30] Head, K., and T. Mayer, "Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU", *Regional of Science and Urban Economics*, 2006, 36(5), 573—594
- [31] Hirschman, A., *The Strategy of Economic Development*. New Haven, CT: Yale University Press, 1958.
- [32] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- [33] Jian T., J. Sachs, and A. Warner, "Trends in Regional Inequality in China", NBER Working Paper No. 5412, 1996.
- [34] Kanbur, R., and X. Zhang, "Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform and Openness", *Review of Development Economics*, 2005, 9(1), 87—106
- [35] Kiso, T., "Does New Economic Geography Explain the Spatial Distribution of Wages in Japan?" Working Paper, University of Tokyo, 2005.
- [36] Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), 483—499.
- [37] Krugman, P., "A Dynamic Spatial Model", NBER Working Paper No. 4219, 1992.
- [38] Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 1955, 45(1), 1—28.
- [39] 李国平、范红忠, "生产集中、人口分布与地区经济差异", 《经济研究》, 2003年第11期, 第79—86页。
- [40] 林毅夫、蔡昉、李周, "中国经济转型时期的地区差距分析", 《经济研究》, 1998年第6期, 第3—10页。

- [41] Marshall, A. , (1890), *Principles of Economics*, 8th Edition, New York: Macmillan, 1948.
- [42] Mion, G. , “Spatial Externalities and Empirical Analysis: The Case of Italy”, *Journal of Urban Economics*, 2004, 56(1), 97—118.
- [43] Mion, G. , and P. Naticchioni, “Urbanization Externalities, Market Potential and Spatial Sorting of Skills and Firms”, CEPR Discussion Paper, No. 5172, 2005.
- [44] Nickell, S. , “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, *Econometrica*, 1981, 49 (6), 1417—1426.
- [45] Niebuhr, A. , “Market Access and Regional Disparities: New Economic Geography in Europe”, *Annals of Regional Science*, 2006, 40(2), 313—334.
- [46] Ottaviano, G. , and D. Pinelli, “Market Potential and Productivity: Evidence from Finnish Regions”, *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36(5), 636—657.
- [47] Ottaviano, G. , and F. Thisse, “On Economic Geography in Economic Theory: Increasing Return and Pecuniary Externalities”, *Journal of Economic Geography*, 2001, 1(2), 153—179.
- [48] Raiser, M. , “Subsidizing Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces”, *Journal of Development Studies*, 1998, 34(3), 1—26.
- [49] Redding, S. , “Spatial Income Inequality”, *Swedish Economic Policy Review*, 2005, 12 (1), 29—55.
- [50] Redding, S. , and A. Venables, “Economic Geography and International Inequality”, *Journal of International Economics*, 2004, 62(1), 53—82.
- [51] Rodriguez, L. and A. Faina, “Regional Wage Disparities in Europe: What role for Market Access”, *Investigaciones Regionales*, 2007, 11, 5—23.
- [52] Roodman, D. , “How to Do xtabond2: An Introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata”, Center for Global Development Working Paper, N0. 103, 2006.
- [53] Scitovsky, T. , “Two Concepts of External Economies”, *Journal of Political Economy*, 1954, 62 (2), 52—67.
- [54] 沈坤荣、耿强, “外国直接投资、技术外溢与内生经济增长——中国数据的计量检验与实证分析”, 《中国社会科学》, 2001 年第 5 期, 第 82—97 页。
- [55] 藤田昌久、克鲁格曼、维纳布尔斯, 《空间经济学——城市、区域与国际贸易》, 梁琦主译。北京: 中国人民大学出版社, 2005 年。
- [56] 魏后凯, “中国地区经济增长及其收敛性”, 《中国工业经济》, 1997 年第 3 期, 第 31—37 页。
- [57] 万广华, “中国农村区域间居民收入差异及其变化的实证分析”, 《经济研究》, 1998 年第 5 期, 第 36—41 页。
- [58] 万广华、陆铭、陈钊, “全球化与地区间收入差距: 来自中国的证据”, 《中国社会科学》, 2005 年第 3 期, 第 17—26 页。
- [59] 伍德里奇, J. , 《计量经济学导论: 现代观点》, 费剑平、林相森译。北京: 中国人民大学出版社, 2003 年。
- [60] 张建红, J. Elhorst, A. van Witteloostuijn, “中国地区工资水平差异的影响因素分析”, 《经济研究》, 2006 年第 10 期, 第 62—71 页。

Spatial Externalities and Regional Wage Differences: A Dynamic Panel-Data Study

XIUYAN LIU

(*Southeast University*)

XINGMIN YIN

(*Fudan University*)

Abstract Based on a set of panel data comprised of 282 prefectures in China from 1999 to 2004, we explore the impacts of market potentials and employment density on the wage rates of these prefectures. We find that, after controlling for other factors, market potentials have positive and significant externalities on wages. However, employment density has non-linear effects on wages, being positive and significant only after exceeding some threshold.

JEL Classification L690, O140, R120