
中国工业行业的工资集聚与互动

谢露露 张 军 刘晓峰*

内容提要 本文利用 1985、1995 和 2004 年三个观测年份的三位数工业行业数据和空间计量方法,对邻近行业工资之间的互动及其可能的机制进行了经验研究。本文发现,随着国有企业改革的推进和劳动力流动性的加强,虽然工业行业工资的决定因素及其作用均有变化,但邻近行业之间的工资互动现象始终存在。在 1985 和 1995 年两个年份,各行业与邻近行业国有企业的“工资攀比”这一直接示范效应可能是形成工资互动的重要原因;但到了 2004 年,相邻行业之间的间接互动带来的影响则更为重要。进一步研究发现,流动性小的重工业更容易发生“工资攀比”现象。

关键词 工资集聚 工资互动 劳动力流动 市场竞争

一 引言

中国行业间工资水平和结构的差异是解释中国收入分配结构变迁的一个重要视角,而在既有的文献中并没有引起研究者足够的重视。为数不多的几篇文献都认为行业间工资差距在不断扩大,并且重要原因之一可能是近年来一些国有垄断行业的收入

* 谢露露、张军、刘晓峰:复旦大学中国社会主义市场经济研究中心 电子邮箱:xielulu921@sina.com(谢露露);junzh_2000@fudan.edu.cn(张军);xiaofeng.l@ustc.edu(刘晓峰)。

本文系国家自然科学基金项目“改革开放以来中国职工工资形成机制研究”(批准号 70873022)的阶段性成果,也是上海市重点学科(B101)的研究成果。作者感谢国家自然科学基金委员会和上海市重点科学资助项目对本研究的慷慨资助,同时也感谢华南理工大学刘小勇为本研究提供的帮助。作者还要感谢陈钊、罗长远、陈诗一、章元、范子英、唐东波以及参加项目双周研讨会的所有人员对本文初稿提出的宝贵意见和建议。感谢匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

迅速提高(金玉国等 2003)。陈钊等(2010)在研究中利用个人层面的 CHIPS 数据也发现,行业因素是解释收入差距中除地区因素之外最为重要的因素之一,并且其影响有不断上升的趋势。然而这些研究对于行业的区分基本上都是在“门类”这一层次上,也就是 1 位数的行业分类,如制造业和金融服务业之间的工资差距等,对于进一步细分的行业之间工资相对结构并没有更深入的研究。按照张军等(2009)的处理方法,我们将 2006 年全国 38 个两位数工业行业按其人均资本存量的高低分为重工业和轻工业,并从这两类工业中分别选取了 7 个代表性行业,分别计算其工资变异系数,如图 1 所示。不难发现,重工业和轻工业内部的工资差距都趋于缩小。所有工业行业整体的工资变异系数呈 U 形,转折点出现在 1994 年。因此,我们可以初步判断,尽管整体来看,20 世纪 90 年代以后工业行业之间的工资差距在扩大,但是行业内部不同子行业之间的工资差距却有可能是缩小的,并且这一趋势在国有企业体制改革和劳动力市场改革发生以后仍然持续。这种类似于“俱乐部”式的行业工资集聚现象在中国的

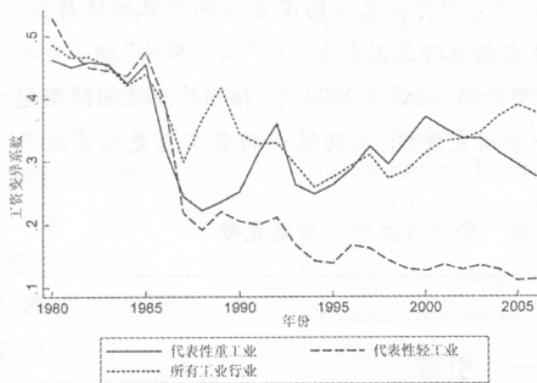


图 1 重工业和轻工业工资变异系数

数据来源:陈诗一(2009)。^①

“示范”效应,或者称“嫉妒”效应。一方面,相邻行业工资的增加会使本行业工人产生不公平感,从而影响劳动效率,雇主为了避免劳动效率下降带来的损失,愿意提高工资

既有文献中并没有被太多地提及,更没有得到很好的解释。

我们认为,文献中关于相似行业间工资存在“互动”的概念可能有助于理解这一现象,本文试图从这一角度出发对此进行初步的探讨。“工资互动”是指不同经济单位工资之间相互依赖的现象,是一种特殊的工资外溢(wage spillover)^②(谢露露 2010)。既有文献对此的研究主要集中在已经建立起完善的集体工资议价制度的西方国家。一般而言,行业工资之间相互关联的机制主要有两个:(1)直接的

^①原始数据来自历年《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、1996年《中华人民共和国1995年第三次全国工业普查资料汇编》、2004~2006年《中国劳动统计年鉴》、2007年《中国城市(镇)生活与价格年鉴》。

^②工资外溢又被称为“工资模仿”、“模式谈判”、“重要谈判”、“工资领导者”等,反映了一个经济单位工资决定对另一个经济单位工资决定的影响,而工资互动则更强调的是一种双向的工资外溢。

(Ross ,1961; Akerlof and Yellen ,1990; Rees ,1993; Preston 2000) ;另一方面 ,与工资的绝对水平相比 ,工人更看重相对工资水平。有工会组织的行业在工资变动时通常要求保持传统的行业工资差异。“传统”(custom) 和“强制性攀比”在维持不同职业和行业工人相对工资中起着重要作用(Flanagan et al. ,1976)。(2) 间接的竞争效应。相邻两个行业的生产活动越相似 ,对劳动力需求相应地也越相近。当面临冲击时 ,一个行业的工资制定就包含了相邻行业的信息(Lee and Pesaran ,1993; Latreille and Manning 2000) 。值得注意的是 ,很多对西方发达国家的研究发现 ,工会在工资互动中起着非常重要的作用 ,工会的模式谈判(pattern bargaining) 、规模和民主程度等都会影响工资互动的效果(Lawler ,1981; Lewis ,1983; Moore ,1985; Farber 2005) 。然而在中国 ,工资集体议价制度仍处于起步阶段 ,工会对企业工资的影响也尚存争议(陆铭 2004; 姚洋和钟宁桦 2008) ,既有文献所强调的机制似乎并不存在发生作用的制度环境。那么在中国的制度背景下行业间工资集聚与互动的机制究竟是什么?

戴园晨等(1994) 在研究中国的劳动力市场时就曾提出过“工资攀比”这一工资互动现象。他们认为 ,中国在 20 世纪 80 年代普遍存在的“工资攀比”现象是由当时产品和劳动力价格扭曲以及政策差异引起的 ,并通过刚性的工资制度传递。杨瑞龙等(1998) 也对这种“工资攀比”现象进行了分析 ,认为在渐进式改革当中 ,由于政策差异 ,付出相似努力的工人得到的收入并不一样。因此 ,国有企业会通过支付公平工资调动工人积极性 ,工人之间容易进行工资比较。然而 随着国有企业改革的推进 ,中国的劳动力市场逐步发育 ,产品市场竞争加剧 ,无论是产品还是要素的相对价格扭曲状况都得以改善。政府对企业工资决定干预的减少 ,劳动力流动的加强 ,产品和要素市场竞争的加剧 ,是否意味着原有经济环境和工资制度下的“工资攀比”机制不再发挥作用? 是否存在新的机制导致如图 1 所示的行业工资集聚现象持续存在? 本文试图回答这些问题。

本文的主要贡献如下:(1) 与以往单纯发现中国行业间工资差距扩大的研究不同 ,本文从观察到的行业工资“俱乐部”现象出发 ,讨论不同类型行业工资相互依赖的原因 ,为理解中国工业行业整体日益扩大的工资差距提供了一个新的视角。我们的研究发现 随着国有企业改革的深入 ,直接的“工资攀比”在中国工业行业工资“抱团”中的作用逐渐消失。但是在劳动力流动性小的行业尤其是国有垄断行业中 ,依然存在制度性的“工资攀比”现象 ,与已有研究证实的国有企业工资溢价结合在一起 ,人为推高了这些行业的工资。而劳动力流动性大的行业竞争往往异常激烈 ,工资的决定几乎市场化 ,工资往往通过市场竞争机制联系在一起 ,工资互动一般由具体行业特征变量的

外溢性而发生。(2)对国有企业改革不同阶段工业行业工资互动机制变化的发掘,从侧面评估了制度性因素和市场因素如何随着劳动力市场的发育在工业行业工资决定中发挥作用。(3)在中国,工资集体协商制度的推行是否也有利于收入分配状况的改善还要拭目以待。本文通过对相关文献的回顾和现阶段中国工资互动机制的解释,试图为今后相关的研究提供一些线索。

本文安排如下:第二节对行业间工资互动的相关文献进行简单评述;第三节详细说明本文所用数据的选择依据;第四节介绍本文采用的空间计量方法和主要变量的构造;第五节报告研究结果;第六节为结论。

二 文献评述

工资外溢(wage spillover)用来描述一个经济单位的工资对另一个的单向影响。如果这种外溢是双向的,则称为工资互动。一般认为,工资相互关联的基础是工资比较,很多经济学家从公平、嫉妒和相对剥削等假说的角度提供了工资比较的动机(Adams,1963;Martin,1981)。

对工资外溢现象的研究大多集中在西方国家,尤其是已经建立起完善的工资集体议价制度的国家,这些国家往往都有强大的工会组织、健全的劳动立法和民主政治体制。在这一制度背景下,现有文献从理论和经验研究两个方面研究了工资外溢的机制及其后果。对于工资外溢的机制,传统的新古典经济学理论认为,均衡的工资水平由劳动力需求和供给决定,一个行业的劳动力供给既取决于本行业的工资水平,也取决于其他行业的工资水平也就是替代工资,最终均衡时,各行业之间的工资相互关联,这与基于公平的工资比较无关。而制度经济学家认为,社会和政治因素是工资外溢发生的重要渠道。在工会化的国家,一方面,工会成员更关注工会组织中工人的工资,相对工资是否公平公正非常重要;另一方面,工会领导关心自身的领导地位。所以,当面临新一轮的工资谈判时,工会的谈判代表必定会参考其他谈判单位的工资水平(Rees,1993;Babcock et al.,2005)。这一参考工资(reference wage)也就是比较工资,与替代工资的意义完全不同。

相关的研究早期都集中在工会成员和非工会成员之间的工资联系,大多证实了工资外溢的存在,即工会成员工资对非工会成员工资存在正的外溢效应。然而,这些研究都没有分离工资外溢的市场因素和制度因素。在后续的研究中,经济学家们试图通过选择合理的研究对象来区分新古典经济学的替代工资和制度经济学的参考工资,从世界经济* 2011年第7期 • 6 •

而考察工资外溢的机制。在这些文献中,他们对一种工资集体议价制度——模式谈判给予了高度关注,认为它是行业或职业维度上工资均等化(wage equalization)或谈判最终达成的工资条例趋于相似的主要原因(Erickson, 1992)。具体来讲,在实际决定工资的过程中,工会和企业谈判时,往往会和一个重要的企业或行业进行谈判,然后再把谈判结果推广到其他企业或行业,或者其他谈判单位自动模仿,于是各个企业或行业的工资之间相互联系甚至趋同。美国汽车联合工会组织(United Auto Workers, UAW)在工资谈判中通常采用模式谈判。Budd(1997)用UAW的工资合同数据研究了工资外溢的制度和市场因素,将美国汽车业三大巨头(通用、福特和克莱斯勒)的工资水平作为制度性的工资溢出变量,同时用全国平均工资等不同指标度量替代工资,他发现,制度性的工资外溢的确存在,尽管其程度在1980年以后下降了。

总体而言,已有的文献给出了工资外溢的两种机制,一种是“嫉妒”效应,另一种是市场竞争效应。前一种机制强调公平这一概念,容易在具有工会和工资集体议价制度的国家实现。对于中国而言,长期以来工会主导的工资集体谈判模式并不存在。近几年虽然在政府的推动下各地开始尝试建立工资集体议价的模式,但詹宇波等(2010)利用2006年世界银行和北京大学中国经济研究中心的企业问卷数据发现,工会在工人的工资决定中并没有发挥积极的作用,而集体协商制度只对大型国有企业的工资决定有影响。尽管中国没有实质意义上的工会和工资集体议价模式,但是国有企业长期以来在“低工资、高福利”制度下形成的平均主义分配倾向无形中也产生了工资外溢的公平和“嫉妒”效应,并形成20世纪80年代中后期普遍的“工资攀比”现象。这一点戴园晨等(1994)和杨瑞龙等(1998)已经给出了详细的解释,认为相对价格的扭曲和政策差异在其中扮演了重要角色。但是,之后20年中,中国经济发生了翻天覆地的变化,各个领域的改革都在推进,尤其是国有企业的改革在大力推进。伴随着国有企业的改革和非国有经济的发展,在劳动力市场上,“赶超型”发展战略所催生的传统计划就业体制已经被打破,工人有了自主择业的权力,大部分企业依据利润最大化原则雇佣劳动力。劳动力在地区之间、产业之间流动更加频繁。这些变化意味着,原有的“工资攀比”机制可能弱化甚至被新的机制所取代。在缺乏工资集体议价制度的情况下,工资攀比机制的重要性又随着经济体制改革的推进而下降,那么中国工业行业间工资相互关联现象的持续必然存在着其他解释,或许后一种机制——市场竞争效应在发挥着重要作用。

需要注意的是,这一机制对工资互动的影响有赖于劳动力市场一体化和劳动力流动性的增强。工资结构变化的相关研究认为,劳动力市场一体化程度决定工资结构

(Collins, 1999; 都阳与蔡昉, 2004)。在劳动力市场一体化的情况下, 如果给定其他要素, 劳动力的迁移和流动会消除不同地区或行业的工资差异。反之, 当阻碍劳动力竞争和自由流动的因素存在时, 就会出现各劳动力市场长期的工资差异。洪兴建 (2010) 将 1997、2000、2003 和 2006 年中国 44 个行业工资差距的 S 基尼系数变化分解为工资水平变化、行业排序变动和职工在不同行业之间的流动后发现, 行业间职工的流动缓解了行业收入差距的扩大。这些研究结果显示, 劳动力流动程度的加大对解释中国工业行业间的工资相对结构的变化非常重要。

基于以上分析, 本文认为, 在中国, 何种机制在工资互动中发挥主要作用最终集中于一点——国有企业在经营、就业和工资等方面的改革。中国劳动力市场发育以及劳动力流动与国有企业的改革紧密联系, 以国有部门占比代理劳动力流动性的强弱来研究工业行业的工资互动不失为一个合适的角度。因此, 本文基于国有企业的改革, 利用 1985、1995 和 2004 年三个观测年份表示不同的改革阶段, 以此探索国有企业改革带来的要素配置市场化和产品市场一体化对工业行业工资互动的影响。

三 数据说明

一般而言, 生产活动相似的行业之间容易发生工资互动。一方面, 这些行业对劳动力的需求相似, 行业间员工流动时企业面临的单位雇佣和培训成本相对降低, 因此企业更倾向于雇佣与所在行业相近的行业工人; 另一方面, 工人更倾向于与本行业生产活动相似的行业工人进行工资比较, 当其他行业工人工资上升时, 为了减少工人出于不公平等心理影响而流动带来的成本, 本行业企业倾向于提高工资 (Stiglitz, 1974)。因此, 对行业间生产活动相似程度的恰当度量是对行业间工资互动现象进行科学分析的前提。

研究文献中并没有提出一个指标来客观度量两个行业之间的相似性。在相关研究中, 经济学家们通常会按照行业代码来间接描述两个行业之间的相似性 (Latreille and Manning, 2000)。这样处理是因为各国在划分行业时, 往往依据国际通行的经济活动同质性原则。对行业越进行细分, 同一大类或中类行业内部的子行业间生产活动越相似, 对劳动力的需求相应也越相近。

我们借鉴了文献中对行业相似性的处理方法, 通过是否处于同一两位数行业来判断三位数子行业之间的相似程度或“远近”。我们采用的数据来自于《中华人民共和国 1985 年第二次全国工业普查资料汇编》、《中华人民共和国 1995 年第三次全国工业普查资料汇编》、《世界经济》2011 年第 7 期 · 8 ·

普查资料汇编》和《中国经济普查年鉴 2004》。本文采用的三个截面数据在工业统计中行业分类标准分别是《国民经济行业分类标准》GB/T4754 - 1984、GB/T4754 - 1994 和 GB/T4754 - 2002。这些行业分类都是依据《国际标准产业分类》(ISIC) 的分类原则按照生产活动的同质性来划分 符合本研究要求。

表 1 国民经济工业行业三次分类新旧结构对照表

	门类	大类	中类	小类
GB/T 4754 - 1984				
	II 工业	40	212	538
合计		40	212	538
GB/T 4754 - 1994				
	B 采掘业	7	18	53
	C 制造业	30	172	544
	D 电力煤气及水的生产和供应业	3	7	10
合计		40	197	607
GB/T 4754 - 2002				
	B 采掘业	6	15	33
	C 制造业	30	169	482
	D 电力煤气及水的生产和供应业	3	7	10
合计		39	191	525

说明: 表格中的数字为相应分类中行业数量。

数据来源 《中华人民共和国 1985 年第二次全国工业普查资料汇编》、《中华人民共和国 1995 年第三次全国工业普查资料汇编》和《中国经济普查年鉴 2004》。

依据以上分类标准,无论是中类还是小类行业,行业数量在三个年份并不一致。从这三个分类标准的调整来看,与本研究相关的工业行业分类的调整相对较小,如表 1 所示。^① 相比小类行业的大幅调整,中类行业的变化主要在于行业名称的修改。而且最关键的是,小类行业的合并基本上都是在原有中类行业内部进行,很少有变动到

^① GB/T 4754 - 1984 标准的行业分类最为简单,并没有将工业进一步细分为采掘业、制造业和电力、煤气及水的生产和供应业。GB/T4754 - 1994 则在 GB/T4754 - 1984 的基础上增加了很多小类,但是依然保留了一些产品分类的痕迹,产业划分非常细。与之相比,GB/T4754 - 2002 最大的变化体现在两个方面:(1) 参照 ISIC/Rev. 3 的有关规定,将原在 GB/T4754 - 1994 “制造业”中的“171 纤维原料初步加工业”一个中类全部调整到 A 门类“05 农、林、牧、渔服务业”大类中;(2) 对原来分得过细,不便于行业归类,而且又不影响与 ISIC 转换的中类和小类做了调整或删减,特别是“采矿业”和“制造业”,删减的幅度较大。增减相抵后,“采矿业”的行业小类比 GB/T4754 - 1994 减少了 20 个,“制造业”减少了 62 个。

其他中类的情况,这使得中类行业在时间维度上大致是稳定的。由于我们通过空间计量方法观测到的工资外溢是一种平均效应,小类行业调整太大,采用小类行业也就是四位数行业数据势必对三个截面效果的对比产生影响。考虑到中类也就是三位数行业的稳定性这一优势,我们选择了三位数工业行业而不是四位数工业行业作为研究对象。这样的操作也避免了在四位数行业层面上,1995年四位数行业的数据中缺少全部从业人员数这一关键指标而带来的缺憾。

四 研究方法和相关变量的选择

(一) 研究方法

行业间工资相互关联现象的存在意味着行业工资之间,特别是相邻行业工资决定并不是相互独立的,因此直接的OLS回归估计结果可能有偏。为了能观测到工资互动的存在,并区分工资互动机制在三个截面中的变化,本文的经验研究采用了空间计量经济模型。采用空间计量模型有三个优势:(1)考虑了行业之间类似于空间相互依赖的效应,纠正了OLS回归可能产生的偏误;(2)对空间矩阵系数的估计可以反映不同行业工资之间的互动程度;(3)可以通过具体空间计量模型的选择来考察工资互动是通过直接比较发生还是间接冲击发生(LeSage and Pace 2009)。

我们将简要介绍空间计量模型的基本知识和独特的数据分析方法。

空间计量模型建立在空间效应的基础上。^①在空间计量方法中,不论是数据分析还是经验研究都需要构造合适的空间矩阵。由于本文的研究对象是三位数工业行业,并不是真正意义上的地理数据,排除了用距离来构造权重矩阵的可能。我们将用如下原则来度量两个行业的“远近”(即相似度)程度,将邻近矩阵W中第*i*行第*j*列的元素定义为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当行业 } i \text{ 和行业 } j \text{ 属于同一个二位数行业} \\ 0 & \text{当行业 } i \text{ 和行业 } j \text{ 不属于同一个二位数行业} \end{cases}$$

其中 $i, j = 1, 2, \dots, n$, W 的对角线元素全部为 0。在随后的分析中,为了体现不同行业的工资重要性,我们将矩阵 W 中的元素进行标准化,使每行元素相加均为 1。在

^① 在空间计量模型建立起来之前,经验研究中往往忽略两种因素所导致的空间效应(Anselin,1988),即空间依赖性(spatial dependence)和空间异质性(spatial heterogeneity)。空间依赖性有两重含义:(1)空间观测值缺乏独立性。(2)空间相关的强度及模式由绝对位置(格局)和相对位置(距离)共同决定。空间异质性是指地理空间上的区域缺乏均质性,存在发达地区和落后地区、中心和外围地区等经济地理结构,从而导致经济发展如消费行为存在较大的空间差异性(Anselin and Griffith,1988)。

标准化权重的选择上, Lee 和 Pesaran(1993) 采用第 i 个行业基年的工资总额比例来加权, 而 Latreille 和 Manning(2000) 则采用基年每一行业的就业人数对数值来加权, 对结果影响不大。本文借鉴后者的处理方式, 以每一行业的全年从业人员平均人数作为标准化的权重。^①

构造合适的空间矩阵后, 我们通过一种特殊的数据处理方法——探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA) 来判断所采用的数据是否具有空间特征。具体而言, ESDA 是指对数据不施加任何先验的理论或假设前提下, 利用统计学原理和地图、图表、图形等可视化技术相结合的方式, 对空间数据的性质进行鉴别、分析, 有助于确定较为合适的空间计量模型(Anselin, 1995、1996)。常用的 ESDA 统计量有 Moran's I、Geary's C 等, 都能刻画各空间单位之间的相关程度, 而 Moran's I 散点图更是可以直观地体现不同空间单位之间的相互依赖性和异质性特点。^②

如果 ESDA 表明数据具有空间特征, 对于一般的截面回归而言, 我们可以选择的基本空间计量模型有空间自回归模型(Spatial Autoregressive Regression, SAR), 空间误差模型(Spatial Error Model, SEM), 空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM) 和广义空间自相关模型(Spatial Autoregressive Correlation, SAC) (LeSage and Pace, 2009)。其中, SAR 能控制不同地区(在本文中是不同行业)被解释变量之间的直接影响, 而 SEM 能度量因误差项之间的互动而产生的间接影响。在 SAR 的基础上, SDM 通过控制住解释变量的空间相关来进一步挖掘被解释变量空间相关的机制。SAC 则能同时控制住被解释变量和误差项的空间相关影响, 只是其需要在 SAR 模型的基础上进一步检验误差项是否依然存在空间相关。

具体而言, 在本研究中, 空间自回归模型(SAR) 可以用于描述相邻行业年人均工资之间的直接互动:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (1)$$

其中 y 为行业年人均工资向量, W 为上文介绍的度量行业间生产活动相似程度的邻近矩阵, X 表示影响行业工资决定的其他控制变量, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 是随机扰动项, 这里的系数 ρ 就体现了行业之间工资直接互动的程度。

空间误差模型(SEM) 则利用误差扰动项的相关度来测度相邻行业的误差冲击对本行业工资决定的影响:

① 本文也尝试用资本劳动比和国有经济比例等指标来加权, 所构造的矩阵对结果没有很大影响。

② Moran's I 是最常用的反映空间单位之间变量关联程度的指标。关于 Moran's I 指标的构造和说明参见吴玉鸣和陈志建(2009)。

$$\begin{aligned}y &= X\beta + \mu \\ \mu &= \lambda W\mu + \varepsilon\end{aligned}\quad (2)$$

这里仍然有 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$, 系数 λ 体现了行业之间工资间接互动的程度。

对 SAR 和 SEM 的选择, 一般可以通过 Moran's I 检验、比较两个拉格朗日乘数 (Lagrange Multiplier, LM) 形式 LMERR、LMLAG 及其稳健形式 (R-LMERR、R-LMLAG) 的显著性来实现。Anselin 和 Florax (1995) 提出了如下判别准则: 如果在空间依赖性的检验中发现 LMLAG 较 LMERR 在统计上更加显著, 且 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著, 则可以断定适合的模型是空间滞后模型 (SAR); 相反, 如果 LMERR 比 LMLAG 在统计上更加显著, 且 R-LMERR 显著而 R-LMLAG 不显著, 则可以断定空间误差模型 (SEM) 是恰当模型。如果在 SAR 模型中控制住行业工资的直接互动后, 残差项依然存在空间相关, 我们可以通过 SAC 模型同时控制住相邻行业工资的直接互动以及误差项冲击带来的间接互动, 以更清楚揭示行业工资相互依赖的机制。通常, 在行业工资和行业特征都具有空间特征的情况下, 用 SDM 较 SAR 会更加合适。

(二) 控制变量的选择

本文选取的被解释变量为行业年人均工资。严格来讲, 工资研究较为理想的对象应该是小时工资, 但是各年度的工业统计指标中只提供了本年应付工资总额和全年从业人员平均人数, 因此本文只能构造年人均工资来代替。^① 1985、1995 和 2004 年的行业年人均工资都采用 1978 年的不变价格。

在控制变量的选取上, 本文结合相关文献的研究, 试图通过控制行业特征变量来捕捉影响中国工业行业工资决定的各种因素, 并在表 2 中进行了统计描述。

1. 行业资本劳动比 (K/L)。假定行业内生产函数差异不大, 显然劳动力的边际生产力将取决于人均资本。本文用行业人均固定资本 (行业年固定资本存量与行业全年从业人员平均人数的比值) 来衡量不同工业行业的资本密集程度。

2. 行业人均利税额 ($profit$)。我们用行业年利税总额与行业全年从业人员平均人数的比值来度量工业行业的平均盈利能力。一般来说, 盈利能力越强, 企业的支付能力越强, 行业整体的平均工资越高 (Blanchflower, 1996)。

3. 行业内平均企业规模 ($size$)。企业规模和市场集中度同时决定了企业发展强大而稳定的内部劳动力市场的能力 (Baron and Bielby, 1984; Brown and Medoff, 1989)。

^① 根据《中国经济统计年鉴》主要统计指标解释, 全年工资总额是指报告期内实际支付给全部职工的劳动报酬总额 (包括工资科目以外的其他科目开支, 不论是以货币形式还是以实物形式支付), 包括: (1) 计时工资, (2) 计件工资, (3) 各种奖金, (4) 各种津贴, (5) 加班工资, (6) 其他工资。

更大规模的企业更有能力通过提高产品价格将高工资和福利的成本转嫁给消费者来规避短期成本冲击和市场波动。Brown 和 Medoff(1989) 认为规模更大、市场占有率更高的企业容易形成标准化工资结构的内部劳动力市场,从而在当地劳动力市场成为“工资领导者”。由于数据的原因,本文只能控制行业内平均的企业规模这一变量。我们借鉴了 Brown 和 Medoff 的处理方法,用行业全年从业人员平均人数与行业法人单位数之比来代理平均企业规模。

4. 行业内具有大专、本科和研究生学历的人员比例(*edu*)。用行业内具有大专、本科和研究生学历的人员比例作为行业内职工人力资本存量情况的代理变量。

5. 行业内国有部门份额(*rsoe*)。许多研究国有部门和非国有部门工资决定的文献都认为,国有企业具有行政垄断和经济垄断的性质,通过在产品市场上的垄断、要素市场上的讨价还价能力以及独特的劳动力雇佣制度,能获得垄断利润并将垄断利润与职工分享(薛欣欣,2008;金玉国等,2003)。考虑到国有部门依然受传统计划就业体制影响,本文借鉴已有文献的处理方法,用行业内国有企业的全年从业人员年平均人数与行业全年从业人员平均人数之比度量行业内的国有经济比重,^①借以考察国有经济垄断程度对

表 2 主要变量的均值和标准差

变量	均值 (标准差)		
	1985	1995	2004
<i>wage</i>	1013.13 (191.67)	4972.00 (1291.74)	14334.73 (5085.80)
<i>K/L</i>	9458.21 (10305.50)	42395.14 (36941.44)	119475.10 (170138.60)
<i>profit</i>	2821.775 (4799.72)	6787.24 (15287.02)	17107.84 (32613.22)
<i>size</i>	574.08 (2793.03)	344.65 (1199.33)	310.95 (629.97)
<i>edu</i>	2.96 (2.67)	6.13 (4.24)	13.02 (7.91)
<i>rsoe</i>	51.49 (29.38)	45.73 (25.07)	26.11 (24.74)
<i>soe_wage</i>	1121.11 (176.87)	4982.11 (1403.06)	15849.98 (6016.23)
样本数	198	191	185

说明: 均值均按当年价格计算。在下文中,表示平均工资(*wage*)的变量单位还是为(元/人),但为了处理小数点问题,*K/L*和*profit*的单位都为(百元/人),*size*的单位为(百人/个),*edu*和*rsoe*的单位依然为%。

^① 本文也尝试用国有企业单位数/全部企业单位数以及国有企业工业总产值/全部企业工业总产值作为替代,但对结果基本没有影响。

一个行业工资水平的影响。

6. 行业内国有企业平均工资 (*soe_wage*)。国有部门对行业整体平均工资的影响既依赖于国有部门人员比例也依赖于国有部门的平均工资水平,在国有部门普遍存在过度支付的情况下,国有部门比例越高,行业平均工资越高;反之,如果国有部门平均工资过低,那么国有部门比例越高,行业平均工资越低。因此,在考察国有部门比重 (*rsoe*) 对行业工资的影响时,我们同时控制了国有部门的平均工资。

五 统计检验与回归结果

(一) 探索性空间数据分析

表3用 Moran's I 呈现了 1985、1995 和 2004 年三位数工业行业工资的全域空间自相关情况。其中 $E(I)$ 、 $sd(I)$ 分别为 Moran's I 的期望值和标准差,而 *p*-value 为伴随的概率。从表中我们可以清晰地看到,随着时间的推移, Moran's I 有上升的趋势,从 1985 年的 0.309 上升至 2004 年的 0.881。这表明,随着工业行业经济的发展和劳动力市场的完善,相邻行业之间的工资联系越来越紧密。

表3 基于邻近矩阵的三位数行业工业工资全域空间自相关分析

年份	Moran's I	$E(I)$	$sd(I)$	<i>p</i> -value
1985	0.309	-0.005	0.054	0.000
1995	0.469	-0.005	0.052	0.000
2004	0.881	-0.005	0.049	0.000

为了更直观地刻画工业行业工资集聚现象,图2分别绘制了 1985、1995 和 2004 年三位数工业行业工资的 Moran's I 散点图。图中第一象限和第三象限分别表示高值集聚 (*high-high*) 和低值集聚 (*low-low*),即高工资行业的邻居是高工资,低工资行业的邻居是低工资,体现了一种正的局域相关关系,被称为空间集聚。第二象限和第四象限则相反,表现了一种负局域相关关系,即高工资行业的邻居是低工资,低工资行业的邻居是高工资,被称为空间离群。尽管我们看不清楚 1985~2004 年具体行业的空间集聚变化情况,但是从图中我们可以发现, Moran's I 散点有向第一象限和第三象限集聚的趋势,也就是说三位数工业行业工资集聚现象越来越明显。

通过以上探索性空间数据分析,我们可以看到三位数工业行业工资之间不仅存在空间自相关,而且随着劳动力和产品市场竞争性的加强,相邻行业之间的工资联系也更加密切。下面我们探讨不同改革阶段工业行业工资互动的机制。

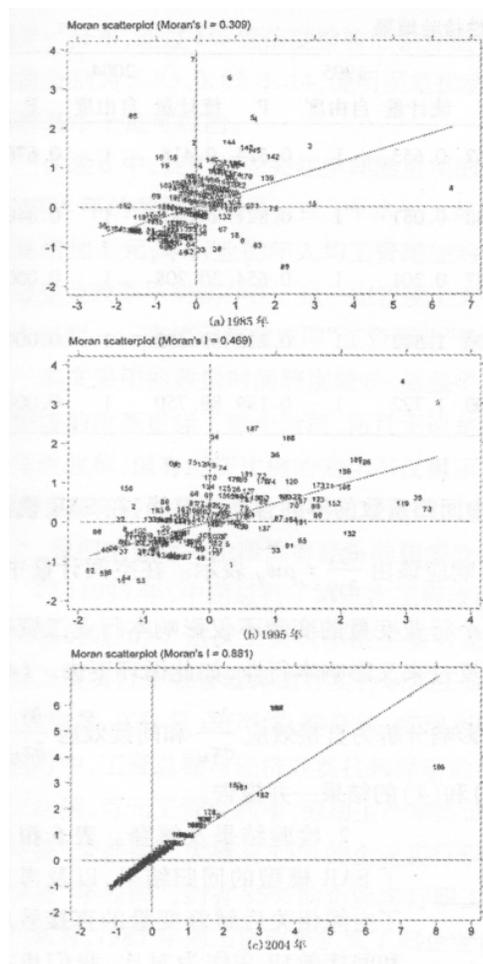


图2 中国三位数工业行业工资的 Moran's I 散点图

说明: 本文的研究对象是三位数工业行业, 权重矩阵并不是依据地理空间距离来构造。(1) 图中的数字是 STATA 中研究个体 - 行业的编号即 n , 因而更直观地呈现了相邻行业的工资空间依赖状况; (2) 横轴是平均工资 ($wage$), 纵轴是这一指标的空间滞后项 (W_wage), 散点图以平均值为轴的轴中心分为四个象限, 每一象限对应不同的空间自相关类型。

(二) 行业工资决定机制和互动效应的存在

1. 空间计量模型的选择。我们估计不考虑空间效应的 OLS 模型:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

对回归得到的残差进行空间相关性检验, 结果如表 4 所示。我们可以发现, 1985 和 2004 年的检验结果明显说明在这两个截面回归中使用空间滞后模型 (SAR) 更好。尽管 1995 年的检验结果表明这两个基本模型都不适合, 但是我们从 ESDA 可以看到, 1995 年行业工资呈现空间上的集聚现象, 用空间计量方法来处理 1995 年的数据也是合适的, 从表 4 我们可知 SAR 相对来说更合理。

根据以上空间检验结果, 本文在以下的分析中以 SAR 模型为基础。与经典 OLS 回归不同的是, 它包含了因变量或自变量空间滞后的模型, 对估计系数的解释应该更加审慎 (Anselin and Gallo 2006)。

本文将第四节中 SAR 模型的 (1) 式稍加变形即可得到考虑了邻近行业之间工资互动影响的工资决定方程:

$$y = (I_n - \rho W)^{-1} X\beta + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (4)$$

表 4 空间相关性检验结果

	1985			1995			2004		
	统计量	自由度	P	统计量	自由度	P	统计量	自由度	P
Moran's I (Error)	1.121	1	0.262	0.653	1	0.514	0.418	1	0.676
Lagrange Multiplier (Error)	0.595	1	0.440	0.051	1	0.821	0.041	1	0.840
Robust Lagrange Multiplier (Error)	1.740	1	0.187	0.201	1	0.654	30.208	1	0.000
Lagrange Multiplier (Lag)	12.578	1	0.000	1.572	1	0.210	59.583	1	0.000
Robust Lagrange Multiplier (Lag)	13.722	1	0.000	1.722	1	0.189	89.750	1	0.000

表 5 列出了上述 SAR 模型(1)和(4)中回归系数的不同含义。显然在 SAR 模型(1)中,邻近行业的工资对本行业工资的影响应该由 $\frac{\partial y_i}{\partial y_j} = \rho w_{ij}$ 表示。在空间计量中,两个相邻行业工资决定相互影响表现为一个行业变量的变动不仅影响本行业工资决定,而且影响相邻行业工资决定,相邻行业反过来又影响本行业,如此循环下去。(4)式则将两个相邻行业工资决定因素的相互影响分解为直接效应 $\frac{\partial y_i}{\partial x_{ki}}$ 和间接效应 $\frac{\partial y_i}{\partial x_{kj}}$ 。在空间计量研究中,一般会将 SAR 模型(1)和(4)的结果一并报告。

表 5 SAR 模型(1)和(4)中估计系数的解释

	(1)	(4)
$\partial wage_i / \partial wage_j$	ρW_{ij}	0
$\partial wage_i / \partial X_{ki}$	β_k	$\beta_k (I_n - \rho W)_{ii}^{-1}$
$\partial wage_i / \partial X_{kj}$	0	$\beta_k (I_n - \rho W)_{ij}^{-1}$

2. 检验结果及解释。表 6 报告了 SAR 模型的回归结果,以及考虑了空间相关后解释变量的直接效应和间接效应^①作为对比,我们也报告了 OLS 回归的结果,因为篇幅的原因我们略去了常数项。

SAR 模型的前提假设是误差扰动项 ε_i 相互独立,但是相邻行业之间不仅可以通示范效应发生直接的工资互动,也可以因为产品市场竞争和对劳动力的相似需求发生间接的工资互动,也就是说误差扰动项 ε_i 可能是相关的。因此,本文在估计空间计量模型的同时通过计算指标 LMSAR 来检验 SAR 模型误差项的空间相关性。LMSAR

① 由于 1995 和 2004 年三位数工业行业回归结果中系数 ρ 并不显著,因此间接效应所报告的回归结果也不显著,限于篇幅,我们没有报告这两年的间接效应。

满足 μ^2 分布,通过1%置信度检验的临界值为6.635,在表6中,三个截面的LMSAR指标值分别为5.75、0.02、1.14,说明误差扰动项不存在空间相关,也就是说用SAR估计系数基本上是可靠的。

在表6中,我们首先关注空间滞后项的系数 ρ 。在三个截面回归中 ρ 都为正,但只有1985年的截面回归中 ρ 在1%水平上显著,其大小为0.152,即邻近行业年人均工资每增加1元,本行业的年人均工资增加约0.152元,这说明行业工资间的直接互动在工业企业改革早期就存在。这一定程度上支持文献提出的行业工资之间相互关联的第一个机制——直接示范效应即“工资攀比”机制(戴园晨等,1994;杨瑞龙等,1998)。

本文采用的数据时间跨度较长,涵盖了工资改革和劳动力市场的改革,考虑到国有经济的改革贯穿了整个阶段,而且无论是早期国有经济经营层面的改革,还是后来存量性改革,国有经济比例的变化不仅揭示了产品和劳动力市场的变化,也一定程度上说明国有部门工资决定的变化对整个工业行业的工资决定和工资互动机制的影响。因此,我们结合每一阶段国有经济的相关改革对其他回归结果逐年展开分析。

(1) 1985年,中国进行了第三次工资改革,^①国务院发出了《关于国营企业工资改革问题的通知》。这次工资改革的主要对象为国营大中型企业,主要内容有,国家对企业工资实行分级管理体制并实行职工工资总额同企业经济效益挂钩,可以同上缴税利、实物量、工作量、总产值、净产值、实现利润、销售收入和上缴税利双挂钩等。在实际执行中,工资总额与经济效益挂钩浮动的比例以人均上缴税利为主,同时考虑国家投资比例、百元工资税利率、劳动生产率高低等情况。具体来讲,采用两种挂钩方法:一种是“全挂钩”,大概有15%的企业实行职工工资总额随本企业的经济效益浮动;另一种是“半挂钩”,约有85%的企业实行职工工资固定,而奖金随企业经济效益浮动。总的来看,1985年的工资改革扩大了归企业自己支配的留利,并且通过工资与利润挂钩的措施,把留利变为职工收入(戴园晨等,1994)。从表6可以看到,1985年行业工资决定中,人均利税(*profit*)这一指标显著为正。

国有经济的比例(*rsoe*)这一变量的估计系数也显著为正。在上世纪80年代初,非公有制经济还处于起步阶段,没有形成竞争局面,国有企业基本占主导地位,用国有垄断这一解释有些牵强。本文认为,这一回归结果与当时特殊的收入分配体制有关。在20世纪80年代,不论是把企业工资总额和上缴税利直接挂钩的做法,还是企业留

^① 已有文献对于第一次进行工资改革的时间界定并不一致,一些学者认为1952年实行“工资分”和等级工资制度是第一次改革,而1956年变“工资分”为货币工资制度为第二次改革(戴园晨等,1994);另一些文献认为1956年的改革才是第一次进行工资改革(温振英和许金华,2006)。本文参考戴园晨等人的划分。

利再用奖金等形式发给职工的间接挂钩做法,都按照往年的基数再经过讨价还价形成挂钩比例,这是和企业经营承包责任制相联系的收入分配方式。因此,国有企业越多,企业规模越大,讨价还价能力越强,越有利于职工增加工资。

(2) 1995年,经历了增量性改革后,工资决定过程中市场化特征非常明显,人均资本、人均利润等经济特征显著为正。代表企业平均规模的变量也显著为正。但是,表示工业行业国有经济比例的变量($rsoe$)却显著为负。上述转变离不开中国经济改革的大背景。1985~1995年,中国的工业产品价格逐渐开放,全国统一的产品市场形成。商品和部分要素价格扭曲得以改善,利润指标逐步反映企业的真实绩效。在这一期间,非国有经济尤其是私营经济发展迅速。在工业总产值占比中,国有企业的比例已经从1985年的64.86%下降至1995年的33.97%,而私有经济的比例则急速上升,从1985年的3.06%上升至1995年的29.44%。^①各种经济部门不仅在产品市场上竞争日益激烈而且开始在劳动力市场上展开竞争。

20世纪90年代中期,由于大量冗员的存在、因拨改贷政策导致的企业高资产负债率等,造成了大批国有企业财务危机的爆发,国有企业出现了大规模的亏损,甚至在1996年出现了净亏损(张军等,2009)。1995年的数据显示,三资工业企业的年平均工资已经达到6762.01元,远高于国有企业的年平均工资4982.105元。因此,表6中1995年的空间计量回归结果显示的每一行业国有企业比重越大,行业平均工资反而越低是可以理解的。

(3) 2004年三位数行业的研究中,除了资本劳动比这一指标之外,其他指标都显著为正。这与已有的关于劳动收入占比下降结果是一致的,在资本越来越强势的情况下,资本密度越大,越不利于劳动力的收入分配(罗长远和张军,2009)。代表工业行业国有垄断的指标($rsoe$)再次显著为正,这个结果需要审慎解读。经过90年代国有企业抓大放小的改革之后,1995~2004年,国有企业的存量改革导致大量亏损企业倒闭,存留下来的国有企业都是经营绩效相对较好的。而且从2001年开始,重工业的再度兴起导致要素重置,要素从具有比较优势的劳动密集型制造业(如纺织业)流向高利润的重工业,主要分布在重工业行业的国有企业盈利增加。同时,国有企业垄断的进一步加强也使得国有企业份额对行业工资水平起到了拉升作用。

此外,三个截面回归结果中反映行业职工人力资本存量水平的指标显著为正,并且其系数越来越大,说明行业人力资本存量对行业工资水平的影响越来越重要。

^① 数据来源于《中华人民共和国1985年第二次全国工业普查资料汇编》、《中华人民共和国1995年第三次全国工业普查资料汇编》。

表 6 1985、1995 和 2004 年三位数工业行业工资决定和工资互动

	1985			1995			2004		
	OLS	SAR	直接效应	OLS	SAR	直接效应	OLS	SAR	直接效应
ρ		0.152 ^{***} (3.48)			0.051 (1.31)			0.009 (0.15)	
K/L	0.06 (1.00)	0.05 (0.73)	0.05 (0.74)	0.18 ^{***} (4.65)	0.18 ^{***} (5.09)	0.18 ^{***} (5.08)	0.01 (0.42)	-0.01 (-0.25)	-0.01 (-0.23)
$profit$	0.14 (1.50)	0.23 ^{**} (2.12)	0.24 ^{**} (2.15)	0.18 ^{***} (4.44)	0.19 ^{***} (2.82)	0.19 ^{***} (2.78)	0.84 [*] (1.84)	1.51 ^{***} (9.66)	1.51 ^{***} (9.33)
$size$	0.26 [*] (1.79)	0.14 (0.71)	0.14 (0.71)	3.38 ^{***} (7.13)	3.16 ^{***} (3.69)	3.14 ^{***} (3.68)	10.90 (1.39)	15.95 [*] (1.82)	16.08 [*] (1.78)
edu	9.00 ^{***} (3.17)	6.89 ^{***} (2.94)	7.10 ^{***} (3.01)	23.55 ^{***} (7.51)	22.96 ^{***} (8.28)	23.09 ^{***} (8.18)	32.96 ^{***} (2.78)	44.38 ^{***} (6.52)	44.37 ^{***} (6.51)
$rsoe$	1.19 ^{***} (4.36)	1.09 ^{***} (4.80)	1.11 ^{***} (4.79)	-1.85 ^{***} (-3.35)	-1.86 ^{***} (-3.93)	-1.86 ^{***} (-3.98)	2.75 (1.52)	6.90 ^{***} (3.06)	6.86 ^{***} (3.09)
soe_wage	0.56 ^{***} (4.29)	0.55 ^{***} (16.49)	0.55 ^{***} (16.57)	0.47 ^{***} (6.79)	0.45 ^{***} (11.03)	0.46 ^{***} (11.05)	0.36 ^{***} (3.33)	0.17 ^{***} (4.61)	0.17 ^{***} (4.57)
R^2	0.77	0.78		0.82	0.83		0.75	0.69	
log - likelihood		-1041.3			-1126.4			-1372.5	
LMSAR		5.75			0.02			1.14	
样本量	198	198		191	191		185	185	

说明: 括号中是 t 值; * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。下表同。

本文通过空间计量统计分析指标 Moran's I 发现在 1985、1995 和 2004 年三个截面数据上 相邻行业之间都存在空间集聚的现象。从研究的结果来看,在控制了相关的行业基本特征后,只有 1985 年的截面分析支持邻近行业的工资之间存在直接的互动关系,从而造成行业工资集聚。1995 和 2004 年的回归结果都没发现直接的互动关系,那么这两年邻近行业的工资集聚又该如何解释?

3. 相邻行业工资互动的机制。相邻行业工资互动既可以通过直接的示范效应发生,也可以通过市场竞争间接发生,尤其是在劳动力流动性加强的情况下。在空间计量模型中,这一间接影响可以表现为解释变量之间也具有空间相关性。因此,本文借助空间杜宾模型(SDM)进一步揭示相邻行业工资互动的机制,具体模型如下:

$$y = \rho W y + \beta x + W X \theta + \varepsilon \tag{5}$$

相应地,也可以改写成:

$$y = (I_n - \rho W)^{-1} (X \beta + W X \theta + \varepsilon) \tag{6}$$

这里邻近矩阵与行业特征变量的乘积 WX 表示相邻行业特征之间的空间相关性, 如果其系数 θ 显著, 说明相邻行业特征对本行业的工资存在影响, 即相邻行业间的劳动力供需情况相互影响导致的工资互动的确存在。结果如表 7 所示, 对比表中 SDM 的回归结果, 我们可以清晰地看到, 相邻行业之间的工资直接互动在 1985、1995 和 2004 年都表现出来, 只是作用机制不一样。在 1985 和 1995 年, 所有样本整体的空间相关回归系数 ρ 分别为 0.114 和 0.00003, 而且并不显著。但是, 国有企业平均工资这一变量的矩阵系数显著为正, 分别为 0.20 和 0.17。这一结果说明, 这两年尽管工业行业整体没有表现出直接的工资示范效应, 但是邻近行业国有企业对本行业工资决定有很显著的示范效应。我们可以看到, 1985 年, 邻近行业国有企业工资每增加 1 元, 本行业工资水平增加 0.283 元, 到 1995 年这一数值下降为 0.174。

对比 SAR 模型的回归结果, 联系 20 世纪 80 和 90 年代的经济环境, 这一结果也可理解。在 80 年代, 非国有经济还处于发展阶段, 国有企业是中国经济的主力军, 尤其是以国有企业职工比例来衡量时, 工业行业国有份额平均达到 51%。因此, 国有企业的工资行为决定了整个行业工资水平。在 90 年代, 尽管相邻行业国有企业的工资水平依然可以影响本行业的工资水平, 但是由于国有经济份额的下降, 因此在整体意义上就表现不出来。同时, 在这两个截面分析中, 国有经济比重 ($rsoe$) 这一变量的空间相关回归系数都显著为负。也就是说, 相邻行业的国有垄断程度越高, 劳动力流动性越低, 本行业的工资水平也越低。

相较而言, 2004 年相邻行业工资决定的互动机制就表现得不一样。在 SDM 回归中, 国有企业工资的空间影响并不显著, 但是所有工业行业整体的空间相关回归系数 ρ 却显著为正。也就是说, 工资的示范效应不再通过国有企业的工资发生。这可能是随着非国有经济的发展, 国有企业数量减少的原因所致。本文研究的是同一二位数工业行业相邻子行业之间的工资互动, 如果相邻子行业的国有份额很低, 那么其国有企业的工资就不足以影响行业平均工资水平。^① 这一示范效应角色是否由外资企业充当还需要深入研究。但是, 国有经济仍然影响相邻行业的工资决定, 与 1985 和 1995 年相反, 表 7 中 2004 年国有经济份额的空间作用显著为正。

总体而言, 本文通过以上空间滞后模型 (SAR) 和空间杜宾模型 (SDM) 的研究发现, 直接的工资互动即工资示范效应在 1985、1995 和 2004 年的确存在, 而且 1985 和

^① Lipsey 和 Sjöholm (2004) 用印度尼西亚 1996 年 19 911 家企业数据研究制造业中 FDI 对内资企业工资的影响, 发现随着行业即劳动力市场的细分, 工资外溢效果越来越小, 但总是为正, 他们认为这与样本有关系, 行业越进行细分, 在每个子行业中的外企就越少, 竞争相反不明显。

1995年的工资攀比现象主要通过国有企业发生。但2004年则不同,国有企业的影响不再通过直接的工资示范发生作用,而是通过其他途径间接影响相邻行业的工资,限于本文数据,其具体的机制仍有待进一步研究。

表7 1985、1995和2004年三位数行业工资互动的机制

	1985			1995			2004		
	SDM	直接效应	间接效应	SDM	直接效应	间接效应	SDM	直接效应	间接效应
ρ	0.114 (1.60)			0.00 (0.00)			0.227*** (3.15)		
K/L	0.11 (0.88)	0.12 (0.93)	-0.03 (-0.21)	0.99*** (5.37)	1.00*** (5.50)	-0.33 (-1.63)	0.01 (0.09)	0.01 (0.02)	-0.02 (-0.44)
$profit$	0.52*** (3.38)	0.53*** (3.41)	0.12 (0.89)	0.75*** (2.55)	0.77*** (2.61)	0.23 (0.96)	2.78*** (15.30)	2.83*** (14.67)	0.65*** (2.70)
$size$	-0.11 (-0.29)	-0.10 (-0.26)	0.21 (0.62)	23.18* (1.85)	23.26** (1.94)	-11.39 (-0.93)	105.7*** (7.62)	96.42*** (7.86)	-150.4*** (-10.36)
edu	7.29* (1.75)	7.34* (1.78)	3.80 (0.81)	98.11*** (6.26)	97.22*** (6.49)	1.63 (0.07)	32.49*** (4.90)	32.31*** (5.08)	-6.44 (-0.66)
$rsoe$	2.07*** (5.98)	2.02*** (5.86)	-1.19*** (-3.00)	-5.75*** (-2.28)	-5.64** (-2.23)	-5.95*** (-1.95)	1.07 (0.53)	1.34 (0.69)	5.81* (1.92)
soe_wage	0.51*** (14.34)	0.52*** (14.21)	0.28*** (4.09)	0.41*** (9.09)	0.40*** (9.00)	0.17*** (2.49)	0.12*** (3.61)	0.13*** (3.89)	0.09* (1.88)
W_K/L	-0.03 (-0.27)			-0.32 (-1.55)			-0.01 (-0.46)		
W_profit	0.05 (0.42)			0.23 (0.92)			-0.11 (-0.41)		
W_size	0.21 (0.63)			-11.20 (-0.87)			-147.3*** (-11.12)		
W_edu	2.52 (0.55)			0.19 (0.008)			-12.49 (-1.40)		
W_rsoe	-1.33*** (-3.32)			-5.59* (-1.81)			4.58* (1.82)		
W_soe_wage	0.20*** (2.59)			0.17** (2.05)			0.05 (1.10)		
R^2	0.80			0.83			0.80		
log-likelihood	-1030.9			-1399.1			-1322.5		
样本量	198			191			185		

(三) 稳健性检验——人力资本专用性对中国工业行业工资互动的影响

以上研究得到的结果是平均效应,即全部工业行业在平均意义上存在工资互动现象,但是正如空间异质性所述,全局性的空间相关可能是因为局部空间相关造成的。考虑到人力资本的专用性,不同行业的劳动力流动程度迥然不同,这些行业之间的工资互动情况也不一样,工资互动的程度或机制也可能存在差异。已有文献表明,大多数情况下,企业专用人力资本与员工流动性呈负相关关系,与工资水平呈现正相关关系(Becker, 1962; Ghosh, 2007; 胡浩志与卢现祥, 2010)。由于重工业偏向于资本密集型生产,而轻工业偏向于劳动密集型生产,因此员工技能有着明显的差别。一般而言,重工业行业劳动的人力资本更具有专用性,不容易被替代,流动性也小。相较之下,轻工业行业劳动力的人力资本更具通用性,竞争更激烈,容易被替代,流动性相应也大。

本文按照张军等(2009)的处理方法,将39个工业二位数行业按照2006年人均资本存量的高低分为重工业和轻工业,研究并比较重工业和轻工业的工资互动情况。由于篇幅原因,本文直接给出重工业和轻工业行业的结果。考虑到1985和1995年重工业的LMSAR检验表明SAR的误差项依然存在空间自相关,我们将报告相应的SAC模型结果,也就是同时控制被解释变量和误差项的空间自相关,回归系数分别为 ρ 和 λ ,结果如表8所示。

本文通过观察表示直接互动的估计系数 ρ 和间接互动的估计系数 λ ,初步判断重工业和轻工业的工资互动模式。从表8中,我们发现重工业1985和1995年的结果有一些相似之处。从SAC和SDM结果中我们可以看到,即使控制了误差项的空间相关或解释变量 X 的空间相关,这两年中 ρ 的估计系数也始终显著为正。也就是说,重工业在这两个截面上的确只存在行业之间的直接工资攀比。需要注意的是,相邻行业的国有企业比重对本行业的工资水平有显著的负影响,这可能与重工业对资源的高度依赖和竞争有关。1995年,国有企业全面亏损,但由于国有企业传统的雇佣和工资制度在这一时期并没有发生大的变化,也不能排除国有企业之间的工资比较带来的直接攀比效应。而且,这一时期,非国有经济正处于发展壮大的阶段,私营经济部门工业总产值占比从1991年的4.83%上升到1995年的12.86%,国有部门的工业总产值占比从56.17%下降到33.97%。不仅非国有经济占总体经济的份额在上升,工资也逐渐超过国有经济部门,出现国有部门向非国有部门的工资攀比(戴园晨等,1994)。具体的所有制之间工资互动需要进一步的研究证实。

相较于重工业,在SDM模型下,轻工业在1985和1995两年中没有出现直接的工资攀比现象。尽管从表8轻工业的SAR模型中看到 ρ 非常显著,但是通过SDM模型

表 8 1985、1995 和 2004 年重工业和轻工业三位数行业工资互动

	1985		1995			2004		
	重工业		轻工业		重工业	轻工业	重工业	轻工业
	SDM	SAC	SDM	SDM	SAC	SDM	SDM	SDM
ρ	0.181** (2.04)	0.167** (2.94)	1.56 (1.53)	0.303*** (3.19)	0.159** (2.47)	-0.069 (-0.55)	0.180 (1.62)	-0.091 (-0.76)
λ		0.096 (0.86)			0.159 (1.26)			
K/L	-0.05 (-0.49)	0.01 (0.12)	-0.07 (-0.25)	0.36*** (6.13)	0.32*** (6.27)	1.01** (2.25)	-0.01 (-0.33)	0.12 (1.39)
$profit$	0.19* (1.72)	0.11 (1.05)	1.58*** (3.73)	0.30*** (3.69)	0.32*** (3.93)	1.01 (1.09)	2.08*** (6.67)	1.83*** (4.41)
$size$	0.21 (0.81)	0.13 (0.69)	-7.46 (-1.17)	3.38 (0.88)	4.57*** (3.81)	8.24 (0.67)	108.1*** (4.91)	6.95 (0.29)
edu	2.95 (0.77)	3.46 (1.34)	2.92 (0.67)	31.04*** (6.63)	31.82*** (8.09)	9.48*** (1.07)	33.32*** (3.59)	22.31*** (3.30)
$rsoe$	3.45*** (5.98)	1.11*** (3.63)	2.13*** (3.81)	-0.80 (-0.90)	-0.95 (-1.21)	0.02 (0.02)	-3.04 (-0.86)	-0.96 (-0.54)
soe_wage	0.70*** (15.81)	0.67*** (17.07)	0.31*** (6.32)	0.05 (0.78)	0.08 (1.60)	0.30*** (5.04)	0.24*** (3.71)	0.17*** (4.84)
W_K/L	0.09 (1.03)		0.09 (0.25)	-0.03 (-0.39)		-0.22 (-0.94)	0.04 (1.11)	-0.07 (-0.51)
W_profit	0.13 (1.51)		-0.89 (-1.38)	-0.01 (-0.21)		-0.39 (-0.37)	-0.69** (-2.00)	-0.46 (-0.73)
W_size	-0.14 (-0.61)		13.62 (1.49)	0.27 (0.07)		-5.83 (-0.40)	-135.1*** (-6.07)	88.94*** (2.92)
W_edu	2.05 (0.49)		10.92 (1.46)	-6.58 (-0.91)		15.22 (1.42)	-25.04* (-1.66)	27.43** (2.60)
W_rsoe	-0.76* (-1.93)		-2.14*** (-2.94)	-0.13 (-0.11)		-2.94** (-2.00)	8.25* (1.93)	-3.76 (-1.36)
W_soe_wage	0.01 (0.13)		0.15 (1.56)	0.12 (1.33)		0.22 (1.64)	0.15 (1.34)	0.14** (2.07)
Rbar - squared	0.86	0.87	0.70	0.83	0.82	0.64	0.87	0.75
log - likelihood	-502.67	-505.41	-507.72	-599.07	-599.64	-542.64	-604.46	-666.30
LMSAR	13.67		3.02	13.77		0.002	0.27	0.38
样本量	99	99	99	99	99	92	83	102

说明: 限于篇幅, 略去 SAR 的结果, 报告了 LMSAR 检验结果, 并以此报告 SAC 或 SDM 的结果。

进一步考察轻工业工资互动的渠道,我们发现轻工业的直接互动消失,表面的工资攀比实际上是由相邻行业在企业规模、教育回报和国有企业工资上的外溢而产生的。

六 结论

结合中国工资改革和劳动力市场发展的步伐,本文运用1985、1995和2004年三个代表性年份的三位数工业行业截面数据检验了相邻行业(也就是相似行业)工资互动效应的存在,并说明了工资互动的作用机制,得到的基本结论如下。

1. 行业工资集聚现象在各个改革阶段都存在,而且有增加的趋势。这种集聚现象主要是由相邻工业行业之间的工资互动效应引起。相邻行业工资之间的直接互动在不同阶段都存在,但是作用渠道可能完全不一样。在20世纪80年代和90年代,国有企业之间的“工资攀比”机制很可能是行业工资互动发生的主要原因。但是到了21世纪,国有企业在工资直接互动中的角色被替代。

2. 相邻行业之间的工资互动不仅由“工资攀比”引起,而且通过市场竞争也能间接发生。相邻行业的特征对本行业工资的影响有空间效应,相邻行业的国有经济份额对本行业工资决定的影响在20世纪80和90年代显著为负,但是2004年却显著为正。

3. 从人力资本专用性的角度,重工业的劳动力流动要比轻工业流动性低,两者的子行业也表现出不同的工资互动模式。1985和1995年,重工业子行业间工资互动主要由工资攀比制度性因素主导。随着国有企业的改制和现代企业制度的建立,重工业的工资攀比效应虽然为正,但是不再显著,子行业间工资互动转为由相邻行业经济特征的外溢性而发生。相较之下,轻工业子行业间的工资互动则大多通过市场竞争机制而间接发生。

参考文献:

- 都阳、蔡昉(2004):《中国制造业工资的地区趋同性与劳动力市场一体化》,《世界经济》第8期。
- 陈诗一(2009):《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第4期。
- 陈钊、万广华、陆铭(2010):《行业间不平等:日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解》,《中国社会科学》第3期。
- 戴园晨等(1994):《中国劳动力市场培育与工资改革》,北京:中国劳动出版社。
- 洪兴建(2010):《基于S基尼系数的中国行业工资差距分析》,《统计研究》第27卷第5期。
- 胡浩志、卢现祥(2010):《企业专用性人力资本与员工流动性》,《财经问题研究》第6期。
- 金玉国、张伟、康君(2003):《市场化进程中的行业工资决定假说及其数量检验》,《数量经济技术经济研究》
- 世界经济* 2011年第7期 • 24 •

第5期。

陆铭(2004):《工资和就业的议价理论——对中国二元就业体制的效率考察》,上海:上海人民出版社、上海三联书店。

罗长远、张军(2009):《经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究》,《中国社会科学》第4期。

温振英、许金华(2004):《从1956年工资改革管窥建国初期的分配思想》,《企业经济》第7期。

吴玉鸣、陈志建(2009):《居民消费水平的空间相关性和地区收敛分析》,《世界经济文汇》第5期。

谢露露(2010):《从工资差异到趋同:外溢的视角》,《世界经济文汇》第2期。

薛欣欣(2008):《我国国有部门和非国有部门工资决定机制差异的实证研究》,《产业经济评论》第7卷第1辑。

杨瑞龙、周业安、张玉仁(1998):《国有企业双层分配合约下的效率工资假说及其检验——对“工资侵蚀利润”命题的质疑》,《经济研究》第1期。

姚洋、钟宁桦(2008):《工会是否提高了工人的福利?——来自12个城市的证据》,《世界经济文汇》第5期。

詹宇波、张军、徐伟(2010):《集体协议、所有制与中国企业的工资决定:集体议价改善了工资水平吗?》,复旦大学中国经济研究中心工作论文。

张军、陈诗一、Gary H. Jefferson(2009):《结构改革与中国工业增长》,《经济研究》第7期。

Adams, J. “Towards an Understanding of Inequity.” *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1963, 67(5), pp. 422 - 436.

Akerlof, G. A. and Yellen, J. “The Fair Wage - Effort Hypothesis and Unemployment.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(2), pp. 255 - 283.

Anselin, L. “Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity.” *Geographical Analysis*, 1988, 20(1), pp. 1 - 17.

Anselin L. “Local Indicators of Spatial Association LISA.” *Geographical Analysis*, 1995, 27(2), pp. 93 - 115.

——. “The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association,” in *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, London: Taylor & Francis, 1996, pp. 111 - 125.

Anselin, L. and Florax, R. “Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models.” *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlin: Springer 1995, pp. 21 - 74.

Anselin, L. and Gallo, J. “Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects.” *Spatial Economic Analysis*, 2006, 1(1), pp. 31 - 52.

Anselin, L. and Griffith, D. “Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis?” *Papers of the Regional Science Association*, 1988, 65(1), pp. 11 - 34.

Babcock, L.; Engberg, J. and Greenbaum, R. “Wage Spillovers in Public Sector Contract Negotiations: The Importance of Social Comparisons.” *Regional Science and Urban Economics*, 2005, 35(4), pp. 395 - 416.

Baron, J. and Bielby, W. “The Organization of Work in a Segmented Economy.” *American Sociological Review*, 1984, 49(4), pp. 454 - 473.

Becker, G. “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.” *The Journal of Political Economy*, 1962, 70(5), pp. 9 - 49.

Blanchflower, D.; Oswald, J. and Sanfey, P. “Wages, Profits, and Rent - Sharing.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(1), pp. 227 - 251.

- Brown, C. and Medoff, J. "The Employer Size - Wage Effect." *The Journal of Political Economy*, 1989, 97 (5), pp. 1027 - 1059.
- Budd, J. "Institutional and Market Determinants of Wage Spillovers: Evidence from UAW Pattern Bargaining." *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 1997, 36(1), pp. 97 - 116.
- Collins, W. J. "Labor Mobility, Market Integration, and Wage Convergence in Late 19th Century India." *Explorations in Economic History*, 1999, 36(3), pp. 246 - 277.
- Erickson, L. "Wage Rule Formation in the Aerospace Industry." *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 45(3), pp. 507 - 522.
- Farber, S. "Nonunion Wage Rates and the Threat of Unionization." *Industrial and Labor Relations Review*, 2005, 58(3), pp. 35 - 52.
- Flanagan, J.; Holt, C. and Bosworth, B. "Wage Interdependence in Unionized Labor Markets." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, 1976(3), pp. 635 - 681.
- Ghosh S. "Job Mobility and Careers in Firms." *Labor Economics*, 2007, 14(3), pp. 603 - 621.
- Latreille, L. and Manning, N. "Inter - Industry and Inter - Occupational Wage Spillovers in UK Manufacturing." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2000, 62(1), pp. 83 - 99.
- Lawler J. "Wage Spillover: The Impact of Landrum - Griffin." *Industrial Relations*, 1981, 20(1), pp. 85 - 97.
- Lee, C. and Pesaran, M. "The Role of Sectoral Interactions in Wage Determination in the UK Economy." *The Economic Journal*, 1993, 103(416), pp. 21 - 55.
- LeSage, J. and Pace, Kelley. R. *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC, 2009.
- Lewis, G. "Union Relative Wage Effects: A Survey of Macro Estimates." *Journal of Labor Economics*, 1983, 1(1), pp. 1 - 27.
- Lipsey, R. and Sjöholm, F. "FDI and Wage Spillovers in Indonesian Manufacturing." *Review of World Economics*, 2004, 40(2), pp. 321 - 332.
- Martin, J. "Relative Deprivation: a Theory of Distributive Justice for an Era of Shrinking Resources," in L. Cummings and B. Staw eds., *Research in Organizational Behavior: an Annual Series of Analytical Essays and Critical Reviews*, 3, Greenwich CT: JAI Press, 1981.
- Moore, W.; Newman, J. and Cunningham, J. "The Effect of the Extent of Unionism on Union and Nonunion Wages." *Journal of Labor Research*, 1985, 6(1), pp. 21 - 44.
- Preston, C. "Market Forces and Equitable Comparisons in Wage Determination: A Research Note." *Journal of Industrial Relations*, 2000, 42(3), pp. 445 - 457.
- Rees, A. "The Role of Fairness in Wage Determination." *Journal of Labor Economics*, 1993, 11(1), pp. 243 - 252.
- Ross, A. *Trade Union Wage Policy*. Berkeley: University of California Press, 1961.
- Stiglitz, J. "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDC's: The Labor Turnover Model." *The Quarterly Journal of Economics*, 1974, 88(2), pp. 194 - 227.

(截稿: 2011年5月 责任编辑: 李元玉)