

结构调整、劳动力流动 与地区工资差异

汪建新 黄 鹏

摘 要: 从1999年到2007年间,中国东部和中西部地区之间的工资收入增长出现了明显的收敛趋势,其中的重要影响因素是什么?本文通过构建比较优势理论和新经济地理学的分析框架,分析了劳动力流动和中西部地区的工业化在中国特有条件下的作用机制。不断放松管制的劳动力流动鼓励了劳动力要素的迁移,促进了劳动力要素价格均等化的发展,中西部地区大力发展第二产业和第三产业又进一步提高了劳动力要素的报酬。假如这一局面继续维持,它将推动沿海和内地的工资收入增长的均衡发展。

关键词: 结构调整; 劳动力流动; 地区工资差异; 面板数据

中图分类号: F24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1894(2009)03-0030-09

一、引言与文献述评

究竟地区间工资收入增长差距是越来越大,还是变得越来越收敛?刘木平和舒元(2000)^[1]分析了我国1978~1997年各省经济数据,发现各个地区之间存在条件收敛,收敛的条件包括市场化程度、实际利用外资、技术进步、出口、政府支出、固定资产投资效益、经济外向依存度、地理优势等8个方面,他们的研究没有发现强有力的收敛证据。蔡昉和都阳(2000)^[2]注意到中国经济中所谓“收敛的俱乐部”,即东中西三大区域之间的差距不断拉大,发达的东部城镇劳动力的工资收入增长速度显著高于中、西部的城镇劳动力,但区域内部却呈现出收敛的趋势。

钟笑寒(2006)^[3]也认为中国地区间的工资收入差距在扩大,从表1前三行钟笑寒的数据可以看出,除了1952~1978年外,从1978~1991年和从1992~2002年间,总体上来说,东部地区的相对工资增长总是高于中西部地区,而且地区差距在不断扩大。但是根据我们的计算,从1999~2007年,中西部地区的相对工资增长率要高于东部地区,中部地区比东部高了1.03%,西部比东部高了0.49%,因而我们认为,在1999~2007年间,东部、中部和西部地区之间工资收入差距出现了“收敛”趋势,如果结合钟笑寒(2006)的1978~2002年间的数,可以清楚地发现,劳动力流动以及中西部地区的工业化与工资收入水平增长率呈U形状,即随着早期的劳动力流动和中西部地区的工业化,地区间工资差距先是扩大;后期则同步前进,即所谓的“收敛”。

那对于 1999~2007 年间的中国东部、中部和西部所出现的工资收入增长收敛趋势，应该作何理解呢？因为我们观察到的毕竟和大多数经济学家的中国地区收入差距不断扩大的论断不一致，我们认为中国的劳动力“自由”流动和中西部地区的工业化共同推动了地区间工资差异的缩小。

国内对于如何消除地区间工资收入差距方面，不同学者的观点存在很大不同，有两种值得注意的观点：

表 1 以相对实际工资增长率平均值(%)衡量的地区差距

	东部区域	中部区域	西部区域	中部－东部	西部－东部
1952~1978 年	-0.20	0.51	0.46	0.71	0.66
1978~1991 年	0.94	-1.02	-0.80	-1.96	-1.74
1992~2002 年	0.52	-1.03	-0.41	-1.55	-0.93
1999~2007 年	-0.16	0.87	0.33	1.03	0.49

注 1：前三行的数据引自钟笑寒（2006），1999~2007 年的数据为作者根据统计年鉴计算。

注 2：钟笑寒（2006）提供的计算方法，相对实际工资增长率，是给定时期内的各地区平均实际工资增长率减去相应的全国平均实际工资增长率。

第一种观点提出劳动力流动有利于消除工资收入水平的地区差距，它的理论基础是比较优势理论，根据这种观点，给定投资等其他条件不变，通过劳动者的自由迁徙，劳动力肯定从低工资的地方流向高工资的地方，而劳动力的边际生产率又是递减的。在劳动需求不变的情况下，高工资地区的劳动力供给增加倾向于降低其工资增长率，低工资地区的劳动力供给下降倾向于提高其工资增长率，这样，两个地区的相对工资水平最终会收敛。按照上述理论，给定其他条件不变，东、中、西部地区的工资差距应该是缩小的。

蔡昉（2003）^[4]等很多学者在对国内区域增长的研究过程中，提出消除劳动力市场流动的障碍将会很大程度上缩小地区间工资（收入）差距。也有相反的观点，如钟笑寒（2006）的研究认为劳动力流入有助于地区内工资的提高，劳动力流入越多的地区，工资水平上升越快。如果地区之间的教育和技能差别存在的话，劳动力流动反而可能会扩大地区间的收入差距。

在国际研究方面，Blanchard & Kats（1992）^[5]注意到过去 40 年中美国各地区间的相对（但不是绝对）工资呈现出稳定的收敛态势。他们结合美国的历史数据，说明，在劳动力和资本市场充分流动的情况下，外部冲击（如战争、国外移民等）对相对（全国平均水平的）工资的影响是暂时性的，而对就业冲击的影响则是永久性的。假设这一冲击使得工资下降（反之亦反），则该地区劳动力流出而资本流入，而劳动力流出或者资本流入都倾向于纠正工资下降的趋势直至其消失；不过，劳动力的流动虽然抹平了工资差别，但也导致了地区间就业的永久性差别（劳动力不会回流）。根据 Blanchard&Kats 的理论，工资增长可能会出现发散趋势，初始收入高的地区工资收入增长越高，初始工资收入低的地区工资收入增长越低。

第二种观点提出中西部地区的工业化可以减少地区间工资增长和收入的差距，它的理论基础是规模报酬递增和新经济地理学理论。根据这种观点，中西部地区发展资本密集型的制造业，可以降低资本的边际报酬率，相对提高劳动的边际生产率，劳动力工资的增长率会提高。当东中西部地区的产业结构一致时，相对工资也会一致。

范剑勇和张涛（2002）^[6]在研究美国的结构转型与地区收敛的相关经验时，提出地区工资差异的缩小不仅取决于地区间要素流动壁垒的消除，而且更主要的是取决于落后地区更快

地实现以制造业占主导地位的结构转变。因此,落后地区实现快速的结构转型不仅表现为该地区的产业结构提升,同时还表现为工资趋同。

也有学者对此持不同观点,刘伟和李绍荣(2002)^[7]的研究也佐证了这一点,他们研究发现,第二产业在国内生产总值中的比重增加,有助于资本收益的增加,但会减少劳动收入,使资本所有者和劳动者之间的收入差距拉大。

本文试图揭示劳动力流动和中西部地区的工业化对地区间工资收入差距的影响,为以上两个引起很大争论的观点提供理论上和经验上的证据,因为这两个争论关系着中国未来的发展道路,即是选择把劳动力迁移到经济比较发达的沿海地区,还是推动中西部地区的工业化,以最终实现全国人民的共同富裕的理想。

二、理论解释框架

1. 比较优势理论 比较优势理论强调规模报酬不变和边际收益递减。根据该理论,地区间生产结构和专业化分工的差异只能起源于资源禀赋、技术水平、消费者偏好等“先天优势”的不同。比较优势涉及的生产要素主要有,一是各地拥有的资本量,二是各地拥有的劳动力,三是各地的自然资源。前两种生产要素称为可移动生产要素,后一种称为不可移动生产要素。

根据传统的比较优势理论,生产要素不能跨国流动,商品流动替代要素流动实现价格均等和资源的优化配置。但是在一国内部,在可移动生产要素能完全自由充分流动的前提下,给定其他条件不变时,可移动生产要素在报酬递减规律的作用下将从相对丰裕地区流向相对稀缺地区。

按照比较优势理论,如果能便利劳动力自由迁移,取消中国的户籍制度等对人口流动的严格管制,以降低没有户口或居住证明带给劳动者的生活成本,比如找工作、养老保障、医疗服务、失业救济和子女入学等诸多问题,那么中国劳动力将会从劳动报酬边际收益递减的中西部迁往劳动报酬边际收益递增的东部地区的过程中,获取相对高的工资收入等收益,最终实现劳动力要素价格在各地区间(劳动力流入地、流出地和全国)的均等化。

2. 规模报酬递增与新经济地理学 比较优势理论无法解释“后天优势”现象,即一些地区发展出起初并不具有比较优势的产业。Marshall (1999)^[8]在其名著《经济学原理》中认为,造成产业非均衡分布或产业集中的根本原因是外部规模经济或规模报酬递增。

Krugman (1991)^[9]总结了马歇尔的观点,并以规模报酬递增、不完全竞争的市场结构为假设前提,在Dixit-Stiglitz垄断竞争模型的基础上,建立了一个地理集聚模型,用以回答以下问题,即制造业何时(为何)集聚在少数几个地区,而使得其他地区处于相对落后的境地?克鲁格曼的新经济地理学逻辑就是地区性产业集聚取决于较大的规模经济、较低的运输成本以及制造业在人们需求中的较大的份额这三者的结合。换句话说,规模经济促成生产集中,而运输成本则具有阻止生产活动集中的作用,当运输成本下降一些以后,公司会在一些地方集中布局,以实现生产或运输成本的规模经济。生产商偏好的区位,往往是需求较大或投入品供应便捷的区位,这通常也是其他生产商选择的区位。但是,当运输成本降至很低时,生产厂商并不一定要就近布局,生产活动会出现分散化。

规模报酬和新经济地理学理论为中国中西部地区通过工业化实现经济发展和劳动者工资收

人的增长提供了理论上的可行性, Krugman (1991) 认为, 制造业发展水平反映了该地区的资本存量水平, 不可移动要素的价格是由规模报酬递增的产业所决定的。换句话说, 制造业发达地区能够提供较大的规模经济效应, 从而使本地区间收入和消费水平提高。中国的实际和这一理论较为吻合: 东部高收入地区制造业水平较高, 中西部低收入地区制造业水平低。对于中西部地区来说, 可以重点发展规模报酬递增的行业, 通过参加全球和国内的专业化分工, 提高规模经济, 降低运输成本, 利用地区和国内大市场, 从而实现地区性的产业(制造业和服务业等)的集聚, 在工业化的过程中提高劳动者的工资收入水平, 缩小地区差异。

三、变量与计量模型

为了分析影响地区间工资差异的决定因素, 需要建立一个工资收入差异的决定函数, 为了确定函数的形式, 有必要对各个因素进行控制。另外还要去掉模型可能的内生性, 以下几个办法可以去掉内生性, 一是引入工具变量, 使之只与工资增长率有关, 由于寻找合适的工具变量很难, 这一方法留待以后的研究来解决。二是引入尽量多的控制变量, 使作为被解释变量的工资水平尽可能不与残差项相关。作为初步研究, 本文采用第二种方法。

1. 产业结构变量 产业结构变量有两个次级变量, 定义为第二产业和第三产业分别在各省 GDP 中的比重 (Industry 和 Serv) 来代表产业结构, 根据刘伟和李绍荣 (2002) 等的研究, 第二产业在 GDP 中的比例的上升会导致工资收入水平下降, 第三产业的比重上升会使得工资收入水平上升。

2. 劳动力流动变量 劳动力流动变量 (用 Labor 表示), Fujita and Hu (2001)^[10] 在研究人口流动对于制造业集聚和地区收入差距的影响时, 为了避免制造业产业升级以及从农业等其他行业吸收和释放就业带来的系统误差, 采用的是使用人口变化而不是制造业就业人口来观察地区对于外来人口的吸引力, 他们用地区人口总变动减去全国平均变动来衡量人口流动。林理升和王晔倩 (2006)^[11] 也同样使用这一经济指标, 不过, 他们认为 Fujita and Hu (2001) 对人口变动的计算存在一个缺陷, 即 Fujita and Hu (2001) 假定每个地区的人口自然增长率是相等的。因而林理升和王晔倩 (2006) 的计算作了变化, 即在每个地区人口总变动中剔出了相对应的自然增长率因素, 他们计算的是人口机械增长率。钟笑寒 (2006) 也是通过人口流动规模来反映劳动力流动, 他所计算的劳动力流动的相对规模就是人口净流入除以当地期末总人口。

林理升、王晔倩 (2006) 和钟笑寒 (2006) 的方法基本相同, 不过前者在计算中, 明示表明了从人口的净流入中扣除了该地区自然增长的人口。本文使用林理升和王晔倩 (2006) 的方法来估算劳动力流动规模。当然这个办法有可能会高估实际的劳动力流动数量。

3. 控制变量 第一个是用劳动者的受教育平均年限 (用 EDU 表示) 来表示人力资本, 现有文献中可以采用的计算指标非常多: 从业人员的受教育的平均年限、在校学生人数占总人口的比例、教职工人数占总人口的比例、教育经费占 GDP 的比例等等。本文使用就业人员受教育的平均年限, 是根据就业人员受教育构成的资料, 按照一定的教育年限加权平均得出的。其中, 不识字的教育年限为 0 年, 小学为 6 年, 初中为 9 年, 高中为 12 年、大专以上为 16 年。一般来说, 从业人员的受教育程度越高, 地区性的工资收入水平也应越高。

第二个是财政支出变量 (用 Fis 表示), 定义为财政支出占 GDP 的比例, 实际上就是政府的消费度, 政府推动经济发展对工资收入增长率的影响是不明确的, 因为要看政府支出

在维护公平和保证效率方面的平衡技巧。

第三个是非国有化变量（用 Nsoes 表示），定义为用非国企职工在全部职工中的比率，该指标常用来表示放松管制的程度。政府放松管制会推动民营经济和外资等私有经济的发展，在改革的初期，私有经济体对工人的争夺会带来“工资竞争效应”，即带来工人工资水平的增长。但随着劳动力市场上工人数量的增长，私营经济体可能会成为“买方垄断”，从而在和工人的工资议价中处于优势地位，工资收入水平的变动此时取决于双方的议价能力。

第四个变量为地区对外开放度变量，包括两个常用指标：第一个指标是进口贸易和出口贸易依存度（或贡献系数）（用 Import 和 Export 表示），即出口和进口额分别在各省 GDP 中所占的份额。第二个指标是 FDI（外商直接投资）的贡献系数（用 Fdi 表示），即 FDI 在各省 GDP 中所占的比例。该省的当年对外贸易额和 FDI 使用当年的中央人民银行网站中的人民币对美元的年均汇率来折算为人民币数额。

4. 计量模型 本文的实证研究采用下列基本计量模型，该理论方程代表的是全部解释变量进入计量分析时的情况。在进行全国和分地区的计量时，我们还会对该回归方程适当调整从而获得一个更加良好的回归结果，但相应的方程在形式上和这个理论方程是基本一致的。

$$\ln Wage_{i,t} = \alpha + \beta_1 Industry_{i,t} + \beta_2 Serv_{i,t} + \beta_3 Labor_{i,t} + \beta_4 EDU_{i,t} + \beta_5 Fi_{i,t} + \beta_6 Nsoes_{i,t} + \beta_7 Import_{i,t} + \beta_8 Exoirt_{i,t} + \beta_9 Fdi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 α 为常数，Wage 代表平均工资水平， $\ln Wage$ 表示取平均工资水平的自然对数形式， $\varepsilon_{i,t}$ 为其余影响各省 i 的产业集聚水平的未观察因素， t 代表年份，假定其均值为 0，方差为常数， $\beta_1 \dots \beta_9$ 为待估系数。

四、数据与计量结果

1. 数据来源 本文所使用的 1999~2007 年的 30 个省的数据来源如下：平均工资数据、CPI 指数、对外贸易数据、FDI 数据、第二三产业产值数据、GDP、财政支出、就业人数、非国有企业就业人数数据以及人口总量数据，都来自国研网宏观经济数据库整理的中国经济统计年鉴数据。各省的人口自然增长率数据和从业人员受教育年限构成数据来自人口变动情况抽样调查数据，2000 年的数据来自第五次人口普查数据。

地理位置上定义的东部、中部和西部变量来自国家统计局网站，东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南 12 个省、自治区、直辖市；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 9 个省、自治区；西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆等 10 个省、自治区、直辖市。本文分析的省份不包括中国大陆的西藏省份的数据。

2. 计量结果及分析 本文的计量顺序如下，首先使用 Hausman 检验以判断使用固定效应模型，还是应该使用随机效应模型，然后分别用固定效应和随机效应模型进行估计，并对估计产生的两个残差序列进行面板间异方差和同步相关分析。最后确定合理的计量模型（方法）来对样本数据进行全国和分区计量。

本文使用 Stata 8 统计分析软件分别做了固定效应模型和随机效应模型的计量，经 Hausman 检验结果得到： $\chi^2(9)=71.93$ ，P 值为 0.0000，因而可以确定固定效应模型要优于随机效应模型，应选择固定效应模型。但是面板数据中可能存在异方差或（和）相关问题，

面板数据有3种误差相关结构：(1)同步相关，即在一个给定时刻，共同的冲击会影响所有的单位；(2)面板数据异方差，即不同单位之间由于特征不同而存在异方差；(3)序列相关，一个单位内部的序列相关性。

因而接下来，我们需要检验异方差和相关问题，若存在上述问题，固定效应模型也就不是合适的估计方法了。检验方法采用 Levene 统计量检验组间方差齐性，原假设是组间方差相同；同步相关检验采用对残差矩阵进行主成分分析的方法，如果能够代表绝大部分方差的主成分个数越少，各个组间同步相关性越强。表2为检验的结果，对数据分析发现，对固定效应模型和随机效应模型进行检验方差齐性的 Levene 统计量都在1%的水平上显著地异于0，这说明两个模型的残差都存在异方差性。然后发现，两个模型残差矩阵的92%的方差都可以用前4个特征向量来代替，此外前8个特征向量可以几乎代表全部方差，这说明残差存在很强的组间相关性。

表2 对固定效应和随机效应模型残差序列分析结果

	组间异方差 (Levene 统计量)	同步相关(特征根累积方差比重)	
		前4个	前8个
固定效应模型	12.78*	92%	100%
随机效应模型	13.16*	92.33%	100%

注：* 代表在1%水平上显著。

综合上述分析，我们可以初步做出判断，在存在上述复杂误差结构的情况下，固定效应模型和随机效应模型不是合适的估计模型，应该使用FGLS (Feasible Generalized Least Squares)方法。但是 Beck 和 Katz(1995)^[12]在他们发表在《美国政治学评论》中的一篇著名文章中提出，由于估计的变量过多，FGLS 方法统计特性并不好，他们提出一个更好的估计方法来处理复杂的误差结构，得到了比FGLS 更可靠的对标准误的估计。该方法就是面板校正标准误 (Panel Corrected Standard Errors, PCSEs) 方法，它是面板数据模型估计方法的一个创新，在很多使用面板数据模型做研究的文献中得到了广泛的应用。

本文下面将会运用PCSEs方法来对全国和地区面板数据做估计。表3为对全国数据样本的回归结果，报告了PCSEs模型、固定效应模型和随机效应模型的计量结果，因为本文前述的检验中已经表明了PCSEs模型要优于固定效应模型和随机效应模型，所以我们下面主要针对PCSEs模型的结果进行分析。

从表3中的方程(1)、(2)、(3)和(4)中可以看出，产业结构和劳动力流动的计量结果十分稳健，即使在我们控制了其他变量之后，它们的计量符号和显著性依然几乎不变。中国的劳动力流动对全国平均实际工资水平有着重大的贡献，劳动力在省际之间的流动提升了平均工资水平，在方程(4)中，劳动力流动每提高1%，平均实际工资水平就可提高1.6301%。在劳动力的流动中，值得注意的是，中国的劳动力流动的大部分还是农村劳动力的迁移，农村劳动力补充了制造业和城镇服务业中多数的非熟练工种，他们的平均工资水平还是要低于城镇居民，但是要高于他们在原来居住地的水平，部分地缓和了东部和中西部的工资差异水平，这部分印证了比较优势理论的要素价格均等化理论。

表3中还报告了产业结构对平均实际工资水平影响的计量，与范剑勇和张涛(2002)以及刘伟和李绍荣(2002)等学者的结论不同的是，我们的计量结果表明，提高第二产业和第三产业的比例都可以推动劳动力的平均实际工资水平的增长，正如克鲁格曼(1991)所说，工业化

表3 对全国样本的估计

方程	被解释变量：平均实际工资					
	PCSEs 模型				固定效应模型	随机效应模型
	(1)	(2)	(3)	(4)		
第二产业所占比例	1.9654*** (4.01)		1.5238*** (2.77)	0.5294** (2.27)	1.0015*** (2.99)	0.6457*** (2.71)
第三产业所占比例	4.0708*** (6.15)		3.2723*** (3.60)	1.0467*** (2.67)	0.7535** (2.51)	0.8754** (3.02)
劳动力流动		5.0008*** (7.04)	2.1003* (1.91)	1.6301*** (3.01)	1.1738** (2.12)	1.3945*** (2.80)
劳动者受教育年限				0.1489*** (5.63)	0.2228*** (6.41)	0.1827*** (8.93)
财政支出比例				3.0872*** (9.07)	2.6914*** (5.42)	3.2658*** (11.71)
非国有化				2.2587*** (8.31)	2.8589*** (15.62)	2.5859*** (17.90)
进口贸易贡献				-0.1614 (-1.44)	-0.7337*** (-2.67)	-0.2352 (-1.48)
出口贸易贡献				0.5027*** (3.83)	0.7613*** (2.62)	0.4462 (2.49)
外商直接投资贡献				-0.0653 (-1.11)	-0.0138 (-0.18)	-0.0269 (-0.40)
常数	7.0611*** (16.97)	9.7689*** (81.40)	7.6759*** (12.67)	5.6246*** (11.44)	4.5734*** (14.49)	5.1083*** (19.51)
R ²	0.2989	0.1975	0.3215	0.8171	0.8341	0.8124
Wald 统计量	39.35	49.51	97.59	631.26	N/A	1 028.78

注：*** 为 1% 显著，** 为 5% 显著，* 为 10% 显著；PCSEs 模型和随机效应模型系数下的括号中为 Z 统计量；固定效应模型系数下的括号中为 t 统计量；N/A 表示无数据。

带来了规模经济效应，提高了本地区的消费水平和工资收入水平。表 3 中也报告了对控制变量的计量结果，从中可发现，劳动者受教育年限每提高 1%，地区的平均实际工资水平就会提高 0.1489%，教育可以提高劳动者的劳动生产率，进而提高工资收入水平。政府的财政消费通过带动本地区的经济发展，从而推动了劳动者的实际工资水平。非国有化改革引入了民营和外资等竞争性经济体，给了劳动者更多选择和被选择的机会，相应地也提高了其实际工资收入水平。出口贸易通过带动国内产业发展的方式显著地提高了劳动者的实际工资，但是进口贸易和 FDI 对劳动者的工资并没有显著影响。

表 4 报告了对东部、中部和西部分地区的计量结果，大部分的计量结果与对全国的计量结果相似，但也略有不同，第三产业所占比例对中部地区的实际工资水平的影响最为显著，第三产业所占比例每提高 1%，该地区的平均实际工资水平就会提高 1.1116%。劳动力的流动显著地提高了东部（劳动力流入地）和西部（劳动力流出地）地区的平均实际工资水平，但对中部地区并没有任何显著影响。另外，在控制变量方面的计量表明，进口贸易虽然对东部和中部地区有显著的负面影响，但是却对西部地区有显著的正面影响，这和东中部地区的以出口贸易导向为主的产业战略有关。此外，我们还发现外商直接投资会显著地降低中部和西部地区的平均实际工资水平，一些学者的研究也取得了和我们一致的结论，Rodrik

(1997)^[13]认为发展中国家资本市场的不断开放改善了资本的流动性,这就是资本的所有者相对于劳动者具有较强的议价能力,劳动者的工资相对走低。持类似观点的还有 Harrison (2002)^[14]、Ortega 和 Rodriguez (2002)^[15]以及 Jayadev (2005)^[16]等。

表4 分地区样本估计

	被解释变量: 平均实际工资		
	东部	中部	西部
第二产业所占比例	0.7165*** (2.57)	1.1800*** (3.13)	1.6138** (1.95)
第三产业所占比例	0.2818 (0.76)	1.1116** (2.52)	0.4235 (0.75)
劳动力流动	1.6578** (2.45)	0.1856 (0.21)	2.8899*** (3.19)
劳动者受教育年限	0.2511*** (6.02)	0.2200*** (5.02)	0.0439 (1.31)
财政支出比例	3.4255*** (4.34)	2.8844*** (3.48)	2.0759*** (5.38)
非国有化	2.6320*** (11.56)	3.5735*** (17.56)	1.9144*** (8.08)
进口贸易贡献	-0.3058*** (-2.31)	-2.7402*** (-2.98)	2.1383* (1.67)
出口贸易贡献	0.2273** (1.90)	4.7623*** (4.15)	1.7356** (2.38)
外商直接投资贡献	0.0494 (1.00)	-0.6164** (-2.23)	-1.2091*** (-2.59)
常数	4.7293*** (9.52)	3.6679*** (7.10)	6.6812*** (11.86)
R ²	0.9045	0.83250	0.8247
Wald 统计量	651.94	531.06	433.17

注: *** 为 1% 显著, ** 为 5% 显著, * 为 10% 显著; 系数右边的括号中为 Z 统计量。

五、结 语

本文用理论和实证解释了中国东部、中部和西部地区在 1999~2007 年间的工资收入增长收敛趋势的原因,从经济学家们争论的两条发展道路出发,即劳动力的流动和中西部的工业化,研究了上述问题。本文经过适当的检验,最终选择面板校正标准误 (PCSEs) 模型来减少模型设定误差,我们发现,产业结构的调整,即增加第二产业和第三产业所占的比例都可以提升劳动者的实际工资水平。另外,劳动力流动可以优化资源配置,促进劳动分工,为流入区和流出区带来额外的效率提高。

此外,我们还发现了一些结论,即提高劳动者的教育水平、增加政府的支出、推动非国有经济的发展以及扩大我国的对外贸易,都会显著地提高劳动者的实际工资收入水平,并减少地区差距。进口贸易会显著减少东部和中部地区劳动者的工资水平,但会提高西部劳动者的工资。值得注意的是,外商直接投资会显著地降低中部和西部地区劳动者的实际工资水平,经济全球化带给中国劳动者的影响是存在区域差异的。

本文蕴含着很强的政策含义,对于中国这样一个区域条件各异的大国来说,各个区域提高本地区的劳动者的工资收入水平和缩小地区差异的道路可以多种多样,但是因地制宜地大力发展本地区的第二产业和第三产业,以及鼓励劳动力的自由流动,应该是各地区经济工作的重中之重。

(作者单位: 上海对外贸易学院 上海 WTO 事务咨询中心)

参考文献:

- [1] 刘木平,舒元.我国地区经济的收敛与增长决定力量:1978—1997[J].中山大学学报(社会科学版),2000,(40):11~16.
- [2] 蔡昉,都阳.中国地区经济增长的趋同与趋异——对西部开发战略的启示[J].经济研究,2000,(10):30~37.

- [3] 钟笑寒. 劳动力流动与工资差异[J]. 中国社会科学, 2006, (1): 34~46.
- [4] 蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学, 2003, (5): 16~25.
- [5] Olivier Jean Blanchard, and Lawrence F. Kats, Regional Evolutions, Brookings Papers on Economic Activity, 1992.
- [6] 范剑勇, 张涛. 结构转型与地区收敛: 美国经验及其对中国的启示[J]. 世界经济, 2003, (1): 2~8.
- [7] 刘伟, 李绍荣. 产业结构与经济增长[J]. 中国工业经济, 2002, (5): 14~21.
- [8] Marshall, Alfred, Principles of Economics. Beijing: China Social Sciences Publishing House, 1999.
- [9] Lancaster, Kelvin. Intra-Industry Trade under Perfect Monopolistic Competition[J]. Journal of International Economics, 1980, (10): 151~175.
- [10] Fujita, M. and D. Hu. Regional Disparity in China 1985—1994: The Effects of Globalization and Economic Liberalization[J]. The Annals of Regional Science, 2001, (35): 3~37.
- [11] 林理升, 王晔倩. 运输成本、劳动力流动与制造业区域分布[J]. 2006, (3): 115~125.
- [12] Nathaniel Beck, Jonathan N. Katz. What to do (and not to do) with time-series Cross-sectional data [J]. The American Political Science Review, 1995, 89(3): 634~647.
- [13] Rodrik, Dani, Has Globalization Gone Too Far? Institute for International Economics, Washington, D.C., March 1997.
- [14] Ann E. Harrison. Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-Country Evidence. UC Berkeley and NBER working paper, October 2002.
- [15] Ortega, D., Rodriguez, F., 2002. Openness and factor shares. Mimeo.
- [16] Jayadev, A., Lee, K., 2003. Capital account liberalization, growth and the labor share of income: reviewing and extending the cross country evidence. Mimeo.

Structure Adjustment, Labour Mobility and the Spatial Wage Disparity

WANG Jian-xin HUANG Peng

Abstract: From 1999 to 2007, an obvious convergence of wage increase has happened in China's eastern and west-central regions. And what is main reason for it? From an analytical framework of comparative advantage theory and new economic geography theory, we revealed labour mobility and west-central region's industrialization affect china's economy. The deregulation of labour mobility encourages the migration of labour factor, and promote the the labour factor-price equalization. The west-central regions promote the labour price factor increase through developing the second and third industry. If this continues, it will push the balance development of wage increase in coastal and hinterland regions.

Key words: structure adjustment; labour mobility; spatial wage disparity; panel data

