
出口开放、高等教育扩展与学历工资差距

赵春明 李宏兵*

内容提要 本文利用 1995~2007 年中国城镇住户调查数据,对高、低学历组间和组内工资差距进行不同分位点和 DFL 分解,并将个体特征与城市宏观变量引入明瑟工资方程,考察了加入 WTO 和高等教育扩展前后,出口开放对学历工资差距的影响。研究发现:学历工资差距的变化总体呈现“组间收敛,组内发散”的特征;出口开放均显著提升了高、低学历群体的工资水平,对高学历群体的工资促进作用大于低学历群体,高等教育扩展后出口开放缩小了学历间工资差距。同时出口开放缩小了高收入群体(90-50 分位)、扩大了低收入群体(50-10 分位)的组内工资差距,且对后者的影响更为明显,从而整体扩大了组内工资差距;但引入高等教育扩展后出口开放则缩小了组内工资差距。

关键词 高等教育扩展 学历工资差距 DFL 分解 出口开放

一 引言

作为国际贸易领域的两大核心命题之一,贸易对劳动者的收入分配效应历来备受相关学者的关注(Helpman 等,2010)。近年来,随着贸易扩张、经济高速增长和工资差距拉大相互交织所诱发的社会矛盾日渐凸显,教育变革和学历差异成为影响工资差距的重要因素,且贡献度逐步扩大(Okushima 和 Uchimura,2006;陈斌开等,2010),尤其

* 赵春明:兰州商学院“甘肃省飞天学者特聘计划”特聘教授 北京师范大学经济与工商管理学院 100875 电子信箱:cmzhao@bnu.edu.cn;李宏兵(通讯作者):北京师范大学经济与工商管理学院 100875 电子信箱:lihongbing-1986@163.com。

作者感谢北京师范大学中国收入分配研究院提供的数据帮助。感谢匿名审稿人的良好建议,当然文责自负。

是随着高等教育扩展,^①中国劳动力市场的学历结构也正悄然改变,不同学历组内与组间工资差距已表现出新的特征:一方面,高等教育扩展为更多人提供了公平受教育的机会,促进了人力资本积累,提升了高学历劳动力的收入预期,组内不同专业结构、教育质量和学历层次间的工资分化日益明显;另一方面,高等教育扩展在延缓就业的同时,加剧了此后劳动力市场的就业竞争,尤其是学历竞争,“学历贬值”现象已然显现,高低学历间的工资差距有缩小趋势(李小瑛等,2010)。那么,高等教育扩展背景下出口开放如何影响学历工资差距?出口开放对不同学历组间与组内工资差距的影响有何差异?上述问题尚无明确答案,对其进行系统严谨地考察具有重要政策含义。

关于出口开放与工资差距的研究,较早的文献多从经典的赫克歇尔-俄林(Heckscher-Ohlin, H-O)理论和斯托尔帕-萨缪尔森(Stolper-Samuelson, S-S)定理出发,认为出口开放通过要素收入分配效应显著提升了一国丰裕要素的报酬水平,降低稀缺要素的要素回报。因此,对于拥有大量低学历、非熟练劳动力的发展中国家而言,出口开放会显著提升此类劳动力的相对工资水平,进而缩小工资差距(Deardorff, 1982; Bhagwati 和 Srinivasan, 2002; Bhagwati, 2004)。但遗憾的是,这并未得到广大发展中国家经验研究的支持,无论是对印度(Kumar 和 Mishra, 2008)还是对 17 个拉美国家的相关研究(Perry 和 Olarreaga, 2006),工资差距不仅没有随出口开放进程的推进而缩小,反而持续拉大。不仅如此,甚至在贸易高度发达的美国也曾出现这种与传统贸易理论相背离的斯托尔帕-萨缪尔森之谜(Stolper-Samuelson puzzle),即贸易品价格变动与工资变化不一致的现象(Leamer, 1994; Krugman, 2008)。对此,近期的研究主要遵循贸易理论创新的思路,从新-新贸易理论出发,进一步探寻出口开放对工资差距的影响机制。与新古典贸易理论单纯强调要素收入分配效应不同,新-新贸易理论分别从异质性企业生产率效应(Egger 和 Kreickemeier, 2009; Helpman 等, 2010)、工序贸易的工资效应(Grossman 和 Rossi-Hansberg, 2008)及劳动力市场的就业摩擦效应(Anderson, 2009)等方面阐述了出口开放影响不同技能劳动力工资差异的路径;该理论指出,除传统的劳动力供求因素外,企业生产率的异质性、不同贸易模式就业创造能力的差异、劳动力与岗位间的技能匹配同样是影响工资差距的重要因素。

与本文相关的另一类文献,则是基于劳动力个体技能特征,从高等教育扩展视角展开,挖掘影响不同学历劳动力工资差距的非贸易因素,但并未形成一致意见。一种

^① 本文采用“高等教育扩展”而非通常的“高等教育扩招”,主要考虑到高等教育发展不仅有规模的扩展,还有结构的优化和质量的提升。

观点认为,高等教育扩展推动了人力资本积累和技能提升,扩大了学历间工资差距。Acemoglu(1998)较早的研究发现,尽管美国在1949~1995年接受高等教育的人口比率大幅上升,但大学学历与高中学历间的工资差距却由37%增长到62%,呈现持续扩大趋势。与此类似,Hendel等(2005)认为高等教育机会的增加在一定条件下会加剧劳动力市场的工资不平等。国内学者徐舒(2010)通过建立一个信号博弈模型,也证实高校扩招可能通过劳动力市场歧视加剧大学生与非大学生的工资差距。另一种观点认为,高等教育扩展有利于降低人力资本溢价,缩小学历间工资差距。自2003年以来,大学毕业生的平均起薪与农民工月工资之间的差距呈缩小趋势(朱隽,2011),对于这一“有悖常理”的现象,郭庆旺和贾俊雪(2009)认为,高等教育规模扩张有助于缓解高等教育可获取性导致的社会分层问题,从而缩小工资差距;王明进和岳昌君(2009)从高学历的劳动力市场供给增加,吴要武和赵泉(2010)从大学新毕业生劳动参与率下降视角,发现教育扩张对高等教育的教育回报有明显压缩效应,并会引发学历间工资收敛;张珂和赵忠(2011)与袁晖光和谢作诗(2012)则分别从高校毕业生的收入预期和高等教育收益率视角佐证了上述论断。

鉴于已有文献多为相对独立的宏观层面研究,少有涉及对出口开放和高等教育扩展背景下微观个体学历工资差距的综合考察,且对学历组内工资差距的重视不足。本文拟从高等教育扩展视角考察出口开放影响学历工资差距的微观机制。基本思路是:在理顺高等教育扩展与出口开放相互影响的基础上,着重阐述高等教育扩展会通过不同途径作用于出口开放影响学历工资差距的机制。一方面,高等教育扩展通过人力资本积累效应影响出口工资溢价(export wage premium)。新-新贸易理论的核心结论认为出口会使生产要素向高生产率的企业转移,形成资源重新配置;且生产率较高的企业会优先选择出口并为员工提供更高的工资,即存在出口工资溢价现象。^①同时,高等教育扩展提升了劳动力的受教育水平,通过人力资本积累促进了生产率进步。那么由此引致的高学历劳动力供给增加,在劳动力市场均衡前,高学历劳动力会不断流向高效率的出口部门,按此逻辑,会有更多劳动者通过接受大学教育进入出口部门来分享出口工资溢价的福利,有利于缩小工资差距。另一方面,高等教育扩展通过就业效应作用于出口开放对学历工资差距的影响。高学历劳动力的供给增加会通过就业结构效应增加其工资回报并扩大学历工资差距,因为高等教育扩展契合了出口部门技能偏向型技术进步对高学历劳动力需求的增加,改善了其工资水平。但长期来看,接受

^① 出口工资溢价现象被学者们认为广泛存在,且得到了美国(Bernard和Jensen,1995)、西班牙(Farinas和Martin-Marcos,2007)以及撒哈拉以南非洲(Van Biesebroeck,2005)等国家和地区的经验研究支持。

高等教育人数的增加,^①带来最为直接的影响是大学毕业生平均能力的总体降低(邢春冰和李实,2011),由此引致的高学历低薪就业现象会加剧学历误配(education mismatch)和就业摩擦,降低高学历劳动力的教育回报,缩小学历工资差距。

为进一步验证上述理论,本文借鉴 Hering 和 Poncet(2010)与 Kamal 等(2012)将微观个体特征与宏观变量匹配的解决方案,利用 1995、2002 和 2007 年中国城镇住户调查数据(CHIP 数据),将出口开放度引入工资方程,旨在分析高等教育扩展和入世前后不同学历组间与组内工资差距的演化趋势和决定因素。本文的主要贡献包括:第一,将个人特征、行业类别和企业所有制等微观因素与城市出口开放度和经济发展程度等宏观变量有效结合,系统阐述出口开放对学历组间与组内工资差距的影响差异;第二,选取 1995~2007 年更长的样本观测期,分阶段考察在高等教育扩展和入世前(1995 年)、中(2002 年)和后(2007 年)期出口开放对不同学历间工资差距的影响差异,^②与 Hering 和 Poncet(2010)仅关注个别年份不同的是,本文更强调工资差距的跨期变动趋势;第三,利用反事实的重设权重(DFL)方法估计了高、低学历组内工资差距,更为细致地考察了价格效应和特征效应(composition effect,也称为结构效应)对组内工资差距解释力的差异,进一步探讨了出口开放等宏观因素对学历组内工资差距变动的影响。

本文结构安排如下:第二部分是出口开放、高等教育扩展影响学历工资差距的典型事实;第三部分是高、低学历间工资差距的经验分析结果及其解释;第四部分是高、低学历组内工资差距的分解及其进一步估计;最后是结论与政策含义。

二 出口开放、高等教育扩展影响学历工资差距的典型事实

(一) 出口开放进程中的高等教育扩展

随着改革开放进程向纵深推进,尤其是外贸经营权管理制度改革^③和人民币汇率

① 在接受高等教育的群体中,有相当部分人是因高等教育扩展而获得了上大学的机会。换言之,在扩展前其可能并不具备接受高等教育的条件。

② 根据中国高等教育发展和贸易开放进程,一般认为,1995 年属于高等教育扩展和入世的前期;2002 年为高等教育扩展和入世进程中,因为始于 1999 年的扩招至 2002 年三年制大专毕业生刚进入劳动力市场,工资效应并未显现,且四年制本科生尚未毕业,同时 2001 年底加入 WTO 所带来的贸易影响也尚不明显;2007 年被视为高等教育扩展和入世后对工资影响的凸显期。

③ 中国外贸经营权管理先后历经 6 次改革,最近一次是 2004 年 7 月,外贸经营权管理由审批制改为备案登记制,取消了外贸经营权的门槛限制,对外贸易经营者的范围扩大到个人,促进了中国对外贸易的可持续发展。

改革,极大降低了企业的出口门槛,释放了对外贸易的规模效应,使中国的进出口贸易迅速发展,贸易地位显著提升。如图1所示,出口总额占GDP比重由1995年的20.4%增长至2011年的25.9%;加工贸易进出口占比总体呈现下降趋势,而高技术产品进出口占比则呈上升趋势(Amiti和Freund,2010);出口复杂度显著提升,与G3国家出口产品种类相比(美、日、欧元区国家),中国没有出口的产品种类由1996年的

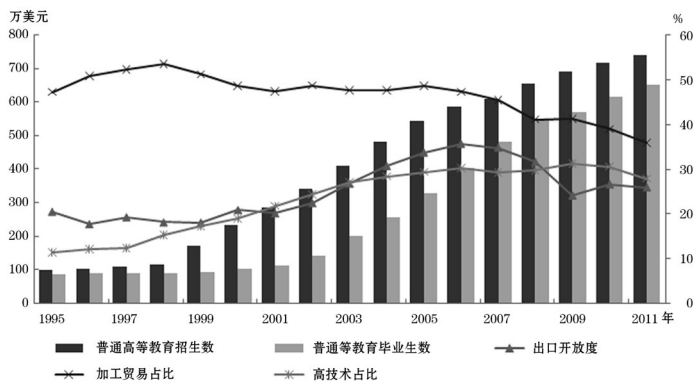


图1 中国对外贸易发展与高等教育规模扩展(1995~2011年)

说明:高技术产品与劳动密集型产品构成贸易总额;加工贸易包括来料加工装配贸易、进料加工贸易、出料加工贸易和补偿贸易。普通高等教育人数不含成人、网络和自考教育的本、专科学生。高等教育数据来源于历年《中国教育统计年鉴》。

数据来源:贸易数据是根据《新中国六十年统计资料汇编》与海关统计月报(<http://www.chinacustomsstat.com/customsstat/>)计算所得。

改变了劳动力市场不同学历层次的供求结构,直接影响了不同学历劳动力的工资水平。来自周申等(2012)的估算证实了这一判断,1993~2007年贸易结构变动导致中国贸易带动非熟练劳动力就业下降达1682.11万人,而熟练劳动力就业下降仅37.36万人,贸易的劳动力市场技能偏向效应十分突出。

始于1999年的高等教育大规模扩展,进一步强化了这一影响。如图1所示,2011年,中国普通高等教育招生总规模比1999年增加了568.6万人,毕业生增加了567.5万人;无论是从招生规模还是毕业生数量来看,中国高等教育规模扩展都是空前的,这也被许多学者形象地称为扩招“大跃进”(邢春冰和李实,2011)。大量高学历劳动力进入市场,必将引起劳动力市场供需平衡和学历结构的变化,进而导致学历工资差距变动。那么在出口开放程度显著提升和高等教育规模扩展的双重影响下,学历工资差

101种下降到2005年的83种(Wang和Wei,2010),贸易品种极大丰富。而更为值得关注的是,在本文考察期内以“两头在外”的加工贸易为主体、以贸易结构优化为导向的贸易格局,也深刻影响了中国的劳动力市场,就业结构和工资水平开始出现显著分化。代表性的特征便是贸易引致型就业问题的浮现,即通过增加对熟练劳动力的相对需求、降低对非熟练劳动力的相对需求,

距表现出怎样的变化趋势,在不同群体中有何差异,这是本文最为关心的问题。

(二) 学历工资差距的估算及初步分析

为准确揭示考察期内学历工资差距的变动趋势,本文采用 1995、2002 和 2007 年的 CHIP 数据进行对比分析。该套数据自 1988 年开始,目前更新至 2007 年,主要涵盖城镇、农村和移民 3 个样本,鉴于本文所关心的问题和宏观变量处理需要,我们仅选用城镇居民样本。^① 同时为使 3 期调查数据具有可比性,本文仅保留 3 期调查中均包含的江苏、安徽、河南、湖北、广东、四川和重庆 7 个省市的样本,^②并将样本限定在符合法定劳动年龄且获得收入的范围内,即男性年龄限定为 16~60 岁,女性年龄限定在 16~55 岁。最终 1995 年得到 6562 个样本、2002 年 5740 个、2007 年 5026 个。

基于上述数据,本文对样本和指标处理作如下说明:1. 学历的分类。在调查数据中,关于受访者文化程度的资料,2002 和 2007 年均分为 9 类,而 1995 年分为 7 类,我们参照教育部的各级各类学历教育分类对其进行归并处理。^③ 鉴于本文主要考察经济活动人口的学历工资差距和大专文凭在学历划分中的“临界意义”,我们将大专及以上学历(即受过高等教育)视为高学历,高中及以下视为低学历;而后再以大学本科作为学历分界点进行稳健性检验。2. 工资收入的界定。为更全面地考察由职业差别带来工资外收入的巨大差异对总收入的影响,本文采用小时工资,即由年总收入除以汇报当年的工作小时数来衡量;^④同时,为剔除通货膨胀等因素的影响,本文利用省级层面的消费价格指数(CPI)将所有年份的工资收入平减到 1995 年的水平。3. 工资差距的度量。根据邢春冰和李实(2010)与徐舒和朱南苗(2011)的研究,本文将高、低学历间的工资差距视为学历组间工资差距,将学历内部残差工资不平等视为组内差距。我们首先测度全体样本、高学历组和低学历组小时工资的基尼系数与泰尔指数,并以此考察工资的整体差异;然后进一步测算小时工资对数的不同分位点(90、50、10 分位)之差和工资方差;最后,利用 Mincer(1974)工资方程估算 1995、2002 和 2007 年不

① 根据调查问卷设计对城镇居民的定义,选取的样本中并不包括非城镇户口的居住者,如农民工等。

② 由于重庆 1997 年才设立直辖市,所以在 1995 年的调查数据中,我们将属于重庆的县市从四川省的样本中分离出来,单独考察。

③ 教育部的教育分类中共包括高等教育、中等教育、初等教育、工读学校、特殊教育和学前教育 6 种,更为详细划分,可参考 <http://www.moe.edu.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/s6200/index.html>。2002 和 2007 年的样本中,学历包括未上过学、扫盲班、小学、初中、高中(职高、中技)、中专、大专、大学本科和研究生等 9 类,而 1995 年仅包括 7 类,没有细分小学以下和本科以上的学历构成。

④ 在问卷调查中,1995 和 2002 年给出了全年收入(w)和每年工作月数(m)、每月工作天数(d)及每天工作小时数(h),可根据小时工资($wage$)= w/mdh 计算所得;2007 年则给出了月工资和周工作小时数,可参照上述方法计算小时工资。其中,全年收入主要包括工资、奖金、津贴、补贴和养老金等组成。

同学历分组的工资残差(自变量包括教育水平、工作经验及二者交叉项),并估计出相应的分位点之差及方差。

表1报告了各年份各组的工资水平及工资差距,1995~2007年,全体样本全年总收入和小时工资均得到显著提升,12年间小时工资增长了2.28倍;其中高、低学历分组的平均小时工资分别增长了2.23倍和1.91倍,高学历组的小时工资增长明显高于低学历组。进一步分时期看,1995~2002年,高、低学历分组的小时工资分别增长了68.4%和49%;而在2002~2007年,高、低学历分组的小时工资分别增长了92%和95.3%。通过对比发现,高、低学历间的工资增长速度出现了一定程度的逆转,低学历组的小时工资增长速度由远低于高学历变为略高于高学历,表明考察期内高低学历间的工资增长速度有收敛趋势。

表1 按学历分组的个体工资差距(1995~2007年)

	全体样本			高学历			低学历		
	1995	2002	2007	1995	2002	2007	1995	2002	2007
A. 工资									
年总收入(元)	6998.03	11166.04	21517.30	8660.95	14224.10	26415.69	6553.16	9753.63	18109.58
小时工资	3.34	5.42	10.96	4.26	7.17	13.77	3.09	4.61	9.00
基尼系数	0.35	0.40	0.42	0.33	0.37	0.39	0.35	0.39	0.42
泰尔指数	0.23	0.30	0.34	0.22	0.26	0.28	0.22	0.28	0.35
B. 对数工资									
p90-p10	1.62	1.82	1.91	1.41	1.63	1.74	1.62	1.76	1.82
p90-p50	0.76	0.86	0.97	0.72	0.84	0.89	0.75	0.86	0.98
p50-p10	0.86	0.96	0.94	0.69	0.79	0.85	0.88	0.90	0.84
方差	0.46	0.55	0.53	0.35	0.44	0.57	0.47	0.53	0.61
C. 组内工资差距									
p90-p10	1.36	1.48	1.51	1.37	1.50	1.76	1.37	1.47	1.71
p90-p50	0.62	0.71	0.78	0.62	0.73	0.93	0.64	0.71	0.91
p50-p10	0.74	0.77	0.73	0.75	0.77	0.83	0.74	0.76	0.80
方差	0.34	0.38	0.43	0.35	0.40	0.54	0.34	0.38	0.52
样本数	6562	5740	5026	1385	1814	2062	5177	3925	2964

数据来源:作者根据筛选后的CHIP-1995、CHIP-2002和CHIP-2007城镇调查数据计算所得。

伴随工资水平的增长,另一个需要关注的问题是学历工资差距的扩大。无论是以

实际工资的基尼系数和泰尔指数衡量,还是以工资对数的不同分位点之差和方差衡量,工资差距均显著增大。在1995~2007年,高学历组的对数工资方差由0.35增至0.57,低学历组则由0.47增至0.61;反映出低学历组的工资差距在考察期内均高于高学历组。从表1中B项的工资分布看,在1995~2002年,工资分布的上半部分(90-50分位点)对工资差距拉大的贡献相对较大;在2002~2007年,工资分布的下半部分(50-10分位)贡献相对较大。与高学历组不同的是,低学历组工资差距的拉大则在两个时期均主要来自于工资分布的上半部分。更值得关注的是,在考察期内,低学历组与高学历组间90-10分位点的差距由0.21降至0.08,且工资分布下半部分的差异由0.19降至0.01,工资分布上半部分的差异则由0.03升至0.09;表明从1995~2007年不同学历工资差距间的变化有收敛趋势,且主要发生在工资分布的下半部分。

进一步比较表1的B和C项发现,组内工资差距的方差约占总工资差距的86%,表明以预测工资残差衡量的组内工资差距占总体工资差距的绝大部分,这与Lemieux(2006)、邢春冰和李实(2010)及魏下海等(2012)的结论类似。但与总体工资差距不同的是,组内工资差距尽管在考察期内也持续扩大,但高学历组的组内工资差距却大于低学历组。其中,在1995~2002年和2002~2007年,组内工资差距的扩大都更多地发生在工资残差分布的上半部分。表明对于不同学历而言,组内高收入群体(90-50分位)工资差距的拉大现象更为突出。1995、2002和2007年不同学历工资分布和组内工资分布的核密度图所显示的变化趋势,也与上述结论一致。^①

以上的统计性分析,系统描述了不同学历工资差距的变化特征:高学历总体工资差距小于低学历,高学历的组内工资差距则大于低学历,不同学历工资差距间的变化趋于收敛,组内工资差距的变化趋于发散。

三 学历间工资差距的估计结果及其解释

(一) 模型设定及变量说明

本文利用经典的明瑟人力资本工资决定方程(Mincer, 1974),结合Hering和Poncet(2010)与Krishna等(2012)的研究,构建了出口开放条件下的个体工资计量模型,并在考虑不同学历工资的基础上将其初步设定为:

$$\ln wage_{ij} = C + \alpha Export_{jt} + \beta \ln agdp_{jt} + \gamma \ln fdi + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^① 限于篇幅,具体的核密度图没有报告,有需要的读者可向作者索取。

其中, $\ln wage$ 表示城镇居民小时工资对数; i, j, t 分别表示不同的个人、城市和年份; $Export$ 为城市出口开放度; $\ln agdp$ 代表城市人均 GDP 对数; $\ln fdi$ 代表城市实际利用外资额对数; X 表示个体特征变量, 包括性别 ($gender$)、年龄 (age)、年龄的平方 (age^2)、婚姻状况 ($marriage$) 和工作年限 ($gznx$) 等; $\alpha, \beta, \gamma, \phi$ 分别表示解释变量的系数, 衡量各解释变量对城镇居民工资的边际影响; C 和 ε 则为截距项和随机扰动项。

我们对于上述解释变量的选取和指标测度作如下说明:

1. 城市变量。考虑到经济发达城市往往会积聚更多资源, 提供大量就业机会和更高的薪酬水平; 已有研究也证实开放程度较高的城市会优先享受到全球化红利, 并带动工资水平的提升 (Bernard, 1995; 包群和邵敏, 2010)。为此, 本文分别选取了出口开放度、人均 GDP 对数和外资进入规模对数衡量城市的开放程度和经济发展水平。对于出口开放度, 用当期及滞后两期的城市出口额与该城市对应的 GDP 总额之比的均值表示, 其中出口额按当年美元与人民币中间价进行折算。城市人均 GDP 以该城市 CPI 平减后的 GDP 总额与人口总数之比来度量; 城市实际利用外资对数则以当年美元与人民币中间价折算后的实际利用外资规模对数来度量。^①

2. 个体特征变量。随着 Mincer (1974) 工资方程的提出, 学者们开始关注个体特征对工资差距的影响, 尤其是对于性别、年龄、婚姻状况和教育年限等特征影响工资差距的研究较为盛行。何亦名 (2009) 等关于教育收益率的研究也为本文选择影响学历工资差距的因素提供了有益帮助。根据 1995、2002 和 2007 年 CHIP 调查数据所提供的完整信息, 选择性别、年龄、年龄的平方、婚姻状况^②和工作年限等作为衡量个体特征的主要因素。需要指出的是, 选择年龄的平方变量, 是因为通常认为个体工资会随年龄增长表现出先增加后减少的倒 U 型趋势, 而后文的经验研究也恰好证实了这一点。而对于婚姻状况和工作年限的选取, 尽管直观判断已婚比未婚更有工资优势, 且工作年限越长, 经验越丰富, 工资越高, 但这在不同时期和不同学历人群中的表现并不一致, 需要进一步考察。

(二) 数据描述及内生性问题的处理

本文所用个体特征和就业单位特征变量主要来自于 1995、2002 和 2007 年的 CHIP 数据, 根据数据中提供的省份、城市代码, 可进行城市变量的匹配。城市变量主

① 在对于城市的处理上, 尽管将重庆 (直辖市) 作为整体考察似有不妥, 但考虑到与普通城市相比其内部各类要素流动比城市间更为自由, 且政策的一致性较强, 所以将重庆各区合并为整体进行考察。

② 由于各年份的 CHIP 调查对婚姻状况的问题设置略有差异, 为此本文参照 1995 年的问卷 (已婚, 未婚, 离婚, 丧偶, 其他) 进行调整。

要来自于历年各省统计年鉴、各城市统计年报、《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》等。对于地级市的出口贸易额、实际利用外资额主要来自于各城市当年的统计公报、所在省份的统计年鉴及《中国城市统计年鉴》；对于县级市的数据主要来自于统计年报和县市年鉴；而对于个别县级市数据缺失则用邻近年份的数据折算或采用当年所在地级市数据对辖区其余县市进行削减处理。对于地级市的 GDP、人口总数和人均 GDP 数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》，而县级市则来源于《中国县市社会经济统计年鉴》和各省市 1996、2003 和 2008 年的统计年鉴。人民币与美元汇率中间价来源于 2010 年《中国统计年鉴》。表 2 报告了变量的描述性统计。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	1995			2002			2007		
	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差
<i>Export</i>	6562	0.14	0.19	5740	0.15	0.29	5026	0.38	0.50
<i>lnagdp</i>	6562	8.53	0.65	5740	9.09	0.85	5026	10.20	0.63
<i>lnfdi</i>	6562	8.79	1.97	5740	9.24	1.92	5026	11.38	1.15
高学历样本(大专及以上)									
<i>lnwage</i>	1385	1.26	0.59	1814	1.74	0.66	2062	2.36	0.73
<i>gender</i>	1385	1.33	0.47	1814	1.39	0.49	2062	1.44	0.50
<i>age</i>	1385	39.08	9.88	1814	38.42	8.78	2062	36.89	9.25
<i>age²</i>	1385	1624.78	794.25	1814	1553.47	693.23	2062	1446.14	719.38
<i>marriage</i>	1385	1.13	0.39	1814	1.89	0.37	2062	1.88	0.54
<i>gznx</i>	1385	14.13	8.96	1814	13.47	8.75	2062	12.01	9.54
低学历样本(高中及以下)									
<i>lnwage</i>	5177	0.91	0.68	3925	1.26	0.73	2964	1.89	0.75
<i>gender</i>	5177	1.51	0.50	3925	1.47	0.50	2964	1.45	0.50
<i>age</i>	5177	38.71	9.56	3925	40.98	8.60	2964	41.26	9.53
<i>age²</i>	5177	1589.77	735.74	3925	1753.59	683.30	2964	1792.89	766.25
<i>marriage</i>	5177	1.16	0.45	3925	1.95	0.35	2964	2.02	0.55
<i>gznx</i>	5177	15.30	9.08	3925	14.59	10.20	2964	12.63	10.76

此外,我们需要关注可能存在的变量内生性问题,以便有效控制由此引发的有偏估计和结果不一致现象。在本文中,出口开放水平和个体工资间可能存在互为因果的

关系,导致内生性问题。根据 Gallup 等(1999)与黄玖立和李坤望(2006)的研究,本文采用工具变量法来控制内生变量对估计结果产生的不利影响,选用海外市场接近度作为出口开放度的工具变量,以各城市到海岸线最短距离的倒数度量。其中,沿海城市到海岸线最短距离为其内部距离;内陆城市则是内部距离加上到最近沿海港口城市的距离。^① 选用海外市场接近度作为工具变量,主要出于如下考虑:一是海外市场接近度会通过运输和交易成本显著影响出口贸易;海运作为现今对外贸易的主要通道,使得沿海港口城市获得了优越的进出口条件,而内陆城市则不得不面临高昂的运输成本。二是无论是唐宋以来的历史事实还是当今的贸易实践,我们都无法得出地理因素本身决定个人工资水平的判断,一度出现的鄂尔多斯人均收入比拼香港的现象便是佐证之一。

(三)基准回归结果

表3报告了以小时工资对数($\ln wage$)为被解释变量的不同学历组别的普通最小二乘(OLS)回归结果。借鉴 Kamal 等(2012)对组间系数差异的处理方法,表中同时给出了高低学历组间各变量的影响差异。结果显示,城市变量和个体特征变量均对工资水平具有较好的解释力,表明出口开放、城市经济发展水平和个体特征是影响学历工资差距的重要因素。从贸易变量来看,出口开放度与工资水平表现出显著的正相关,表明加入 WTO 后,贸易规模效应快速释放,出口的工资拉动效应逐步显现,带动了高、低学历劳动者工资水平的提升;但这种影响在不同学历组间有较大差异,出口开放对高学历组的工资促进作用普遍大于低学历组。从实际利用外资和经济发展水平来看,实际利用外资对数、人均 GDP 对数总体与工资水平呈显著正相关,反映出经济越发达、外资进入程度高的城市更有可能提供更多的就业机会和相对优越的薪酬水平。从个体特征来看,性别、年龄、婚姻和工作年限均表现出不同程度的显著性,但考虑到不同行业、所有制、是否省会和劳动者职业类别会对工资水平产生影响,所以下文将进一步引入行业、所有制、省会和职业类别因素,^②并采用工具变量(IV)估计进一步考察诸变量对不同学历工资的影响。

通过引入虚拟变量的方式,本文建立了行业、所有制、省会和职业类别的两阶段最小二乘(2SLS)虚拟变量估计模型,回归结果见表4。表4的结果表明,在控制相关变

① 具体测算方法详见黄玖立和李坤望(2006)的研究。对于沿海港口的确定主要参照《交通部关于发布中国主要港口名录的公告》。

② 本文设定省会城市为1,非省会城市为0;重庆作为直辖市,视为省会城市。同时,不同年份的调查数据对职业类别的设置稍有不同,但大体可分为如下几类:私营企业主、个体户主、专业技术人员、机关企事业单位负责人、机关企事业单位部门负责人、办事人员和有关人员、技术工人、非技术工人及其他等。

量并改用 IV 估计后,方程的拟合优度均有不同程度的提高,工具变量的识别检验也显示本文工具变量的选择能较好地控制内生性问题。

表 3 1995 ~ 2007 年学历工资差距的 OLS 回归结果

	1995		2002		2007	
	高学历 (1)	低学历 (2)	高学历 (3)	低学历 (4)	高学历 (5)	低学历 (6)
<i>Export</i>	0.73 *** (6.53)	0.34 *** (5.71)	0.53 *** (8.72)	0.46 *** (10.25)	0.30 *** (7.73)	0.23 *** (7.12)
<i>lnfdi</i>	0.02 (1.57)	0.03 *** (3.44)	0.07 *** (5.54)	0.08 *** (9.07)	0.01 (0.32)	0.10 *** (5.04)
<i>lnagdp</i>	0.13 *** (3.01)	0.16 *** (6.71)	0.01 (0.20)	0.03 * (1.70)	0.22 *** (4.64)	0.14 *** (3.41)
<i>gender</i>	-0.01 (-0.12)	-0.15 *** (-8.64)	-0.08 *** (-2.91)	-0.12 *** (-5.59)	-0.14 *** (-4.51)	-0.19 *** (-7.43)
<i>age</i>	0.05 *** (4.11)	0.08 *** (12.10)	0.07 *** (4.44)	0.04 *** (4.02)	0.04 *** (2.92)	0.02 * (1.68)
<i>age²</i>	-0.01 *** (-3.04)	-0.01 *** (-9.86)	-0.01 *** (-3.63)	-0.01 *** (-3.86)	-0.01 *** (-2.92)	-0.00 ** (-2.57)
<i>marriage</i>	-0.19 *** (-4.34)	-0.05 ** (-1.99)	0.10 ** (2.01)	-0.04 (-1.16)	-0.03 (-0.75)	-0.00 (-0.09)
<i>gznx</i>	-0.00 (-0.81)	0.00 (1.03)	0.01 ** (2.04)	0.02 *** (14.45)	0.02 *** (8.04)	0.02 *** (15.06)
常数项	-1.12 *** (-2.93)	-2.36 *** (-11.06)	-0.71 ** (-2.18)	-0.67 *** (-3.00)	-0.75 * (-1.89)	-0.82 ** (-2.52)
样本数	1385	5177	1814	3925	2062	2964
调整后 R ²	0.26	0.22	0.23	0.23	0.18	0.20
F 检验	60.57 ***	178.25 ***	68.67 ***	148.42 ***	55.80 ***	96.32 ***

说明:限于篇幅,差异检验采用的是邹检验(chow-test),其估计结果未报告,备索。括号内的值为 t 值,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著,下表同。

具体来看:(1) 出口开放的工资促进作用更为一致和明显;1995 ~ 2007 年,出口开放度均在 1% 显著性水平下显示出与不同学历工资的正相关,且系数明显增大,表明若不考虑相关控制变量和内生性问题的存在,会在一定程度上低估出口开放对高、低学历群体工资水平的影响。(2) 高学历劳动者的出口开放系数在考察期内均高于低

表 4 1995 ~ 2007 年学历工资差距的 2SLS 回归结果

	1995		2002		2007	
	高学历 (1)	低学历 (2)	高学历 (3)	低学历 (4)	高学历 (5)	低学历 (6)
<i>Export</i>	1.17*** (6.38)	0.95*** (7.90)	0.81*** (10.20)	0.70*** (11.03)	0.64*** (9.18)	0.51*** (7.76)
<i>lnfdi</i>	0.07*** (4.93)	0.03*** (2.75)	0.08*** (6.91)	0.07*** (8.27)	-0.09*** (-2.84)	-0.04 (-1.16)
<i>lnagdp</i>	0.01 (0.13)	0.10*** (4.22)	0.00 (0.13)	0.03 (1.39)	0.19*** (4.44)	0.18*** (4.48)
<i>gender</i>	-0.00 (-0.05)	-0.10*** (-5.80)	-0.05* (-1.89)	-0.10*** (-4.81)	-0.11*** (-3.69)	-0.17*** (-6.55)
<i>age</i>	0.05*** (4.19)	0.10*** (13.12)	0.07*** (4.81)	0.06*** (5.88)	0.04*** (3.09)	0.02** (2.02)
<i>age</i> ²	-0.00*** (-3.34)	-0.01*** (-11.60)	-0.00*** (-4.09)	-0.00*** (-5.68)	-0.00*** (-2.89)	-0.00*** (-2.74)
<i>marriage</i>	-0.16*** (-3.02)	-0.02 (-0.69)	0.11** (2.35)	-0.03 (-1.11)	-0.03 (-0.78)	-0.00 (-0.00)
<i>gznx</i>	0.00 (0.45)	0.00 (0.10)	0.00 (0.65)	0.01*** (6.98)	0.01*** (5.41)	0.01*** (9.85)
常数项	-1.06** (-2.31)	-1.07*** (-3.64)	-1.80*** (-2.85)	-0.81*** (-2.60)	0.99** (2.40)	0.72* (1.81)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 检验	272.96 [0.00]	827.93 [0.00]	333.72 [0.00]	668.89 [0.00]	359.30 [0.00]	583.05 [0.00]
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	177.63 {19.93}	540.61 {19.93}	339.74 {19.93}	700.15 {19.93}	962.73 {19.93}	1387.41 {19.93}
样本数	1372	5061	1814	3925	2019	2902
调整后 R ²	0.33	0.31	0.35	0.37	0.27	0.27
F 检验	104.17***	63.30***	27.54***	58.65***	48.06***	21.26***

说明:控制变量包括行业、职业、所有制和省会城市的虚拟变量;Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;Kleibergen-Paap rk Wald F 检验的零假设是工具变量为弱识别,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;中括号内数值为相应检验统计量的 P 值;大括号内数值为 Stock-Yogo 检验的临界值。下表同。

学历劳动者,表明出口开放对高学历劳动者的工资促进作用大于低学历。(3)高等教育扩展前后出口开放对学历间工资差距的影响程度迥异,高低学历间工资差距的变化

呈现总体收敛的趋势。通过高低学历组间出口开放系数差异的回归结果可以看出,出口开放对高、低学历者工资的影响差异在考察期内均显著为正,且由 1995 年的 0.22 降至 2007 年的 0.13;尽管与 2002 年相比,2007 年的系数略有上升但仍小于 1995 年,证实了前文关于学历间工资差距变化趋势的判断(限于篇幅,表中未列出,备索)。

对于影响工资水平的其他因素,在控制了相关变量后,估计结果仍符合合理理论预期。首先,与出口开放的影响类似,外资进入规模有利于缩小学历间工资差距。而人均 GDP 对数与工资水平总体保持正相关,但在 2002 年之前大多不显著,反映出城市经济增长对工资水平的影响相对复杂,其典型特征是经济增长过程中的收入分配不均等和工资收入 GDP 占比的动态演变;这表明并非所有群体均能公平享有经济增长的福利。其次,从个体特征看,年龄和年龄平方变量分别表现出与工资水平显著的正相关和负相关,表明年龄与工资水平呈现先增长后下降的倒 U 型关系。婚姻状况对工资水平的影响则不确定,表明随着对外开放的深入,传统“先成家,后立业”的婚姻观念正悄然改变,不仅代际差异明显且同代间不同学历、不同行业间的差异也十分显著。工作年限与工资水平总体表现出正相关,且随着时间的推移,显著性逐步改善,反映出劳动者工作经验越丰富越容易获得较高的工资。性别变量与工资水平的负相关,则表明男性总体在就业市场上更具有工资竞争优势;而高、低学历组间系数差异的总体正相关,则反映出性别差异是影响不同学历间工资差距变动的重要因素。

(四)考虑高等教育扩展变量的回归结果

为尽可能识别出考虑高等教育扩展后出口开放对学历间工资差距的影响,结合邢春冰和李实(2011)的研究,本文在公式(1)基础上继续引入高等教育扩展及年份虚拟变量,通过逐步控制时间趋势和高等教育扩展因素,考察不同年份高等教育扩展和出口开放对学历间工资差距的综合影响。考虑到中国的高校招生计划以省级单位划分,且省份间的高等教育资源分配极不平衡;高等教育扩展后,原有教育资源越丰富的省份,其扩展的规模越大,本省考生接受高等教育的机会就越多。为此,本文选择样本所在省份每万人在校大学生的增加数量来衡量高等教育的扩展程度(kz)。具体回归方程如下:

$$\ln wage_{ijt} = C + \alpha_1 Export_{jt} + \alpha_2 yr_dummy + \alpha_3 kz_{jt} + \alpha_4 kz_{jt} \times Export_{jt} + \beta \ln agdp_{jt} + \gamma \ln fdi_{jt} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, yr_dummy 分别表示不同年份的一组时间虚拟变量(如 yr_2002 , yr_2007); kz 为高等教育扩展变量,衡量不同年份高等教育扩展的影响; $kz \times Export$ 表示高等教育扩展变量与出口开放的交互项,根据 Wooldridge(2002)的处理方式,我们可将出口开放对不同学历工资的边际效应(e_lnwage)进一步表示为: $d(\ln wage)/d(Export) = \alpha_1 + \alpha_4 \times kz$;由于 e_lnwage 的系数表示考虑高等教育扩展后出口开放对不同学历间工资水

平的影响,显然该系数便是我们关心的参数。^① 其余变量及参数与公式(1)一致,高等教育扩展的相关数据来源于历年《中国教育统计年鉴》。

表 5 考虑高等教育扩展变量的 2SLS 回归结果

	1995 ~ 2002		1995 ~ 2007		2002 ~ 2007		2002 ~ 2007	
	高学历 (1)	低学历 (2)	高学历 (3)	低学历 (4)	高学历 (5)	低学历 (6)	高学历 (7)	低学历 (8)
<i>Export</i>	1.29*** (7.04)	1.06*** (9.34)	3.05*** (9.08)	1.31*** (7.74)	5.17*** (5.96)	4.36*** (7.09)	7.94*** (2.96)	5.01*** (9.36)
<i>yr_2002</i>	0.54*** (9.16)	0.39*** (9.98)						
<i>yr_2007</i>			0.37*** (3.38)	0.55*** (8.62)	0.25*** (3.42)	0.27*** (5.61)	0.37** (1.97)	0.18*** (4.08)
<i>kz</i>	-0.00 (-0.25)	0.00 (1.12)	0.01*** (6.26)	0.01*** (3.29)	0.02*** (5.28)	0.02*** (6.07)	0.03*** (2.71)	0.02*** (8.42)
<i>kz×Export</i>	-0.02*** (-4.29)	-0.01*** (-4.78)	-0.03*** (-8.49)	-0.01*** (-6.18)	-0.05*** (-5.62)	-0.04*** (-6.60)	-0.07*** (-2.85)	-0.05*** (-8.82)
<i>lnfdi</i>	0.08*** (7.29)	0.04*** (5.50)	-0.13*** (-4.74)	-0.03** (-2.05)	-0.18*** (-3.79)	-0.10*** (-3.29)	-0.34** (-2.32)	-0.13*** (-5.18)
<i>lnagdp</i>	0.01 (0.46)	0.07*** (4.67)	0.22*** (6.95)	0.16*** (8.00)	0.10*** (3.11)	0.02 (1.09)	0.17** (2.09)	0.03 (1.36)
常数项	-2.22*** (-3.88)	-1.51*** (-5.46)	-1.63*** (-4.71)	-1.12*** (-3.77)	-0.14 (-0.21)	0.48 (1.47)	2.72*** (3.02)	0.34 (1.04)
<i>e_lnwage</i>	0.77*** (9.54)	0.80*** (11.75)	0.91*** (8.54)	1.26*** (9.71)	1.16*** (7.32)	1.24*** (8.54)	1.14*** (3.75)	1.42*** (10.85)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 检验	315.83 [0.00]	1105.69 [0.00]	255.24 [0.00]	895.45 [0.00]	71.33 [0.00]	168.19 [0.00]	72.63 [0.00]	226.83 [0.00]
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	158.28 {19.93}	520.96 {19.93}	154.07 {19.93}	517.61 {19.93}	37.52 {19.93}	77.86 {19.93}	32.06 {19.93}	113.72 {19.93}
样本数	3186	8986	3397	7956	3839	6820	2288	8372
调整后 R ²	0.40	0.35	0.46	0.47	0.23	0.24	0.18	0.20
F 检验	56.66***	124.47***	120.76***	184.47***	60.18***	81.25***	56.64***	90.77***

说明:*e_lnwage* 表示出口开放(*export*)对小时工资对数(*lnwage*)的边际效应。个体特征变量包括劳动者性别、年龄、年龄平方、婚姻状况和工作年限。

① 感谢审稿人此处富有建设性的意见,当然,文责自负。

表5分别报告了1995和2002年(1995~2002)、1995和2007年(1995~2007)、2002和2007年(2002~2007)3组分学历的2SLS估计结果,同时为考虑结果稳健性,我们在第(7)和(8)列进一步以大学本科为学历分界点对方程进行重新估计。结果发现,不同年份出口开放度的回归系数均显著为正,与前文一致,高等教育扩展与出口开放交互项系数显著为负,而交互项的边际影响系数(e_lnwage)同样显著为正,表明在进一步控制出口开放及时间趋势等因素后,考虑高等教育扩展会使得出口开放对不同学历工资的偏效应呈现正向促进作用。但这种效应在不同学历群体表现得并不一致,对低学历劳动者工资的促进作用比高学历更为明显,反映出在高等教育扩展条件下,出口开放有利于缩小学历间工资差距,与基准回归结论一致。对此的解释是:一方面,高等教育扩展不仅通过人力资本积累效应影响出口工资溢价,即更多的人可以通过教育来分享出口开放福利,会加剧劳动力市场的学历竞争;同时也通过就业效应尤其是高学历劳动者的学历误配和就业摩擦对其工资水平形成压力。另一方面,由于高等教育扩展使得更多的低学历者有机会进入高学历队伍(接受高等教育),在一定程度上缓解了低学历群体的竞争压力;加之与其对应的劳动密集型出口产业结构在短期内难以根本扭转,进一步推动了低学历劳动力的工资上涨,近期沿海地区加工制造业用工成本的持续上升便是很好的佐证。从不同时期看,与1995~2002年相比,1995~2007年出口开放对不同学历工资的偏效应相对较大,且差异显著;表明1995~2007年考虑高等教育扩展后出口开放对学历工资差距的影响作用更为突出,这既符合高等教育扩展循序渐进的规律,也符合贸易发展的现实。因为在前一时期,加入WTO的贸易规模效应刚开始释放,且高校扩招的首届大学毕业生尚未完全进入劳动力市场,所以高等教育扩展与出口开放对劳动力市场的综合影响并未充分显现;随着大学毕业生陆续进入劳动力市场和开放程度的提升,这种影响才逐步明显。而以本科及以上学历为高学历、专科及以下为低学历的回归结果,同样发现引入高等教育扩展变量后,出口开放显著缩小了学历间工资差距,且影响更为突出,证明了结论的稳健性。

四 不同学历组内工资差距的进一步估计

尽管前文分析证实了学历间工资差距的变动是影响总体工资差距重要原因,但仍有相当一部分的总体差距不能通过组间差距有效解释。学者们将不可解释的部分称为残差工资不平等(residual wage inequality,即组内差距),并认为工资残差不平等是解释总体工资差距的主要原因(Lemieux,2006;Meng等,2010)。鉴于此,下文将着重

考察学历组内工资差距的变化,并通过构造反事实的 DFL 方法对工资残差进行分解,进而深入剖析高等教育扩展和出口开放对组内工资差距的影响。

(一)组内工资差距的 DFL 分解方法

DFL 分解方法由 DiNardo 等(1996)与 Fortin 等(2010)提出并发展,基本思路为:通过采用 Probit 模型预测不同时期(第 0 期和第 1 期)概率值,从而对数据样本重置权重,使第 1 期的数据分布相对于基期(第 0 期)保持不变;重置权重后的样本分布即为反事实分布,比较第 0 期和第 1 期实际分布与反事实分布残差方差,即可得到特征效应对组内工资差距的影响程度,而总效应减去特征效应便是技能价格效应的影响。

具体的,我们首先给出标准的 Mincer 工资方程:

$$\ln wage_{it} = X_{it}\beta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $\ln wage_{it}$ 表示对数工资, X_{it} 代表了可观测的技能变量,主要包括工作经验、受教育程度、二者的交叉项及省份虚拟变量, ε_{it} 表示回归方程的残差项,其分布便是本文关注的组内差距。学者们也将其视为在考虑测量误差(v_{it})条件下,不可观测的技能特征(e_{it})与技能价格(p_t)的乘积,即:

$$\varepsilon_{it} = p_t e_{it} + v_{it} \quad (4)$$

接下来,进一步考察组内工资差距的分布函数,我们将工资残差分布表述为工资残差的条件分布在特征分布上的积分,即:

$$F_t(\varepsilon_t) = \int F_{\varepsilon_t|X}(\varepsilon_{it} | X, t_\varepsilon = t) dF_X(X | t_X = t) \quad (5)$$

其中, t 表示时期, X 为不同组别;工资残差的条件分布 $F_{\varepsilon_t|X}(e_{it} | X, t_\varepsilon = t)$ 即为不同分组的组内工资差距,而对特征分布 $F_X(X | t_X = t)$ 的积分过程则是不同组别组内差距的加权平均过程。根据前文分析,对于组内工资差距的影响主要是特征效应和价格效应,为此我们需要构建反事实的残差工资分布,以区分考察两种效应的不同影响。根据 DiNardo 等(1996)与 Fortin 等(2010)的研究,在(5)式基础上,本文将反事实设定为:若保持第 0 期的特征分布不变而第 1 期组内工资差距的变动,具体表示如下:

$$F_C(\varepsilon_t) = \int F_{\varepsilon_t|X}(\varepsilon_{it} | X, t_\varepsilon = 1) dF_X(X | t_X = 0) \quad (6)$$

$$= \int F_{\varepsilon_t|X}(\varepsilon_{it} | X, t_\varepsilon = 1) \Psi(X) dF_X(X | t_X = 1)$$

$$\Psi(X) = \frac{dF(X | t_X = 0)}{dF(X | t_X = 1)} \quad (7)$$

式(6)给出了反事实的分布函数,由于反事实的特征分布并不能被直接观测到,

所以我们通过重置权重的方式引入可观测的第 1 期残差工资样本进行估算。其中, (7) 式即为每个样本的权重。对此, 继续将两期样本加总得到包含第 0 期和第 1 期的混合样本, 并采用时期虚拟变量的 Probit 模型, 预测所有样本属于第 0 期的条件概率, 进而计算权重:

$$\hat{\Psi}(X) = \frac{\hat{\Pr}(t_X = 0 | X) / \hat{\Pr}(t_X = 0)}{\hat{\Pr}(t_X = 1 | X) / \hat{\Pr}(t_X = 1)} \quad (8)$$

在此基础上, 利用(8)式测算的权重进行核密度估计, 可以得出第 1 期的实际残差工资密度(9)式和反事实的残差工资密度(10)式:

$$\hat{f}(\varepsilon_i) = \frac{1}{hN} \sum_{i \in 1}^N K\left(\frac{\varepsilon_i - \varepsilon}{h}\right) \quad (9)$$

$$\hat{f}_c(\varepsilon_i) = \frac{1}{hN} \sum_{i \in 1}^N \hat{\Psi}(X) K\left(\frac{\varepsilon_i - \varepsilon}{h}\right) \quad (10)$$

其中, h 为带宽, N 为样本数, $K(\cdot)$ 为核密度函数。至此, 利用 DFL 方法我们构造了工资残差的实际分布和反事实的工资残差分布, 并可就此计算残差工资不平等, 即组内工资差距。

为进一步剖析各种效应对组内工资差距的影响差异, 我们需要对总体组内差距进行分解。借鉴 Lemieux(2006)的思路, 以两期方差 V_1 和 V_0 刻画组内工资不平等, 并根据上文构造的反事实工资残差分布, 将总体差距分解为:

$$\begin{aligned} V_1 - V_0 &= \sum_j (\theta_{j1} V_{j1} - \theta_{j0} V_{j0}) \\ &= \sum_j \theta_{j0} (V_{j1} - V_{j0}) + \sum_j (\theta_{j1} - \theta_{j0}) V_{j1} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, θ_{jt} 代表相应时期的劳动力结构, 等号右边第一项为价格效应, 第二项为特征效应。

(二) DFL 分解结果

按照上述 DFL 分解方法, 为高、低学历分组分别估计反事实分布和实际分布, 并通过重置权重的方式反映 1995 和 2002 年、2002 和 2007 年的特征分布差异。在保持 2002 年的技能价格不变、允许特征分布发生变化的情形下, 考察特征效应和价格效应对组内工资差距的影响差异。同时为验证分解结果的稳健性, 本文也以大学本科作为学历分界点进行分解。^①

^① 限于篇幅, 文中并未报告以大学本科作为学历分界点的分解结果, 有需要的读者可向作者索取。

图2分别报告了1995~2002年和2002~2007年两个时期高、低学历组内工资差距的分位点变化。其中,1995~2002年,实线代表考察期内工资残差在不同分位点的实际变化,长断点线则表示由技能价格变动引起的1995年反事实分位点与1995年实际分位点间的差距,而短断点线代表了由特征变动引起的2002年实际分位点与1995年反事实分位点间的差距(图2中A、B部分)。结果显示,长断点线与实际变化更为接近,反映出技能价格变动是导致组内工资分布变化的主要原因,而特征效应的贡献相对较小。具体而言,在1995~2002年,高、低学历的价格效应在高分位点均呈现陡增态势,表明技能价格的变动显著拉大了高收入群体的组内工资差距;而特征效应在低分位点为负,尤其是低学历组表现明显,反映出特征变动有利于缩小低学历组内低收入群体的工资差距。在2002~2007年,价格效应在高、低学历组中,对组内工资分布的变化依旧影响较大,在低分位点具有缩小组内工资差距的作用;而特征效应的表现相对平缓。

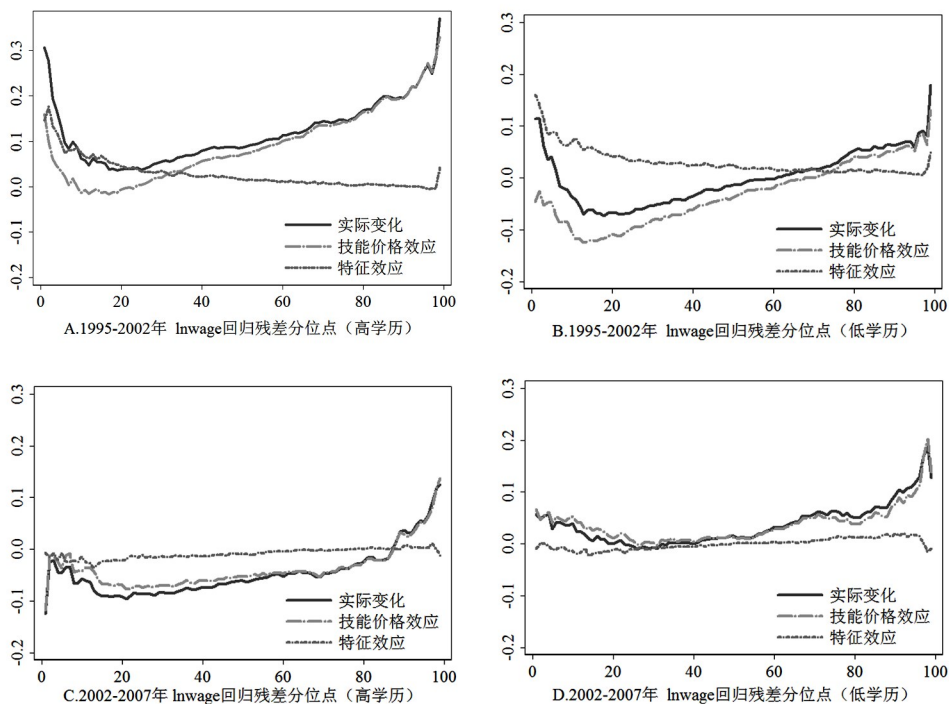


图2 组内工资分布的DFL分解

表6报告了高、低学历组内工资差距的DFL分解结果,同样证实了价格效应是影

响组内工资差距主要原因。与 Fortin 等 (2010) 不同的是,在 1995 ~ 2002 年和 2002 ~ 2007 年两个时期,价格效应均是导致组内工资差距变动的主导因素,并且在前一时期特征效应为负,反映出个体特征的变动有利于降低组内工资差距,但影响较小,这与邢春冰和李实 (2010) 的结论一致。进一步从不同分位点来看,价格效应在高收入群体 (p90-p50) 的表现比低收入群体 (p50-p10) 更为明显,即技能价格的提升对高收入群体组内工资差距的影响大于低收入群体,这在高、低学历分组和不同时期均表现出一致的特点。而比较高、低学历间总效应和价格效应的方差,我们也发现在两时期,高学历的方差相对较大,反映出高学历组内工资差距整体大于低学历组,且价格效应的贡献更大。以本科作为学历分界点的分解结果,也与上述分析基本一致。因此,我们基本可以认定,技能价格的提升是导致组内工资差距拉大的主要因素,且在不同时期和不同学历分组均有稳健和一致的表现。

表 6 不同学历组内工资差距的 DFL 分解结果

	高学历				低学历			
	p90-p10	p90-p50	p50-p10	方差	p90-p10	p90-p50	p50-p10	方差
A. 1995 ~ 2002								
总效应	0.13	0.11	0.02	0.05	0.10	0.08	0.02	0.03
特征效应	-0.07	-0.01	-0.06	-0.04	-0.06	-0.01	-0.05	-0.03
价格效应	0.21	0.12	0.08	0.08	0.16	0.09	0.07	0.06
B. 2002 ~ 2007								
总效应	0.09	0.10	-0.00	0.06	0.06	0.08	-0.02	0.05
特征效应	0.02	0.02	0.01	0.01	0.03	0.02	0.02	0.01
价格效应	0.07	0.08	-0.01	0.06	0.02	0.06	-0.04	0.05
C. 1995 ~ 2007								
总效应	0.23	0.21	0.02	0.11	0.15	0.16	-0.00	0.09
特征效应	-0.06	-0.01	-0.05	-0.03	-0.05	-0.01	-0.04	-0.02
价格效应	0.28	0.21	0.07	0.14	0.20	0.16	0.04	0.11

(三)进一步的估计结果

为进一步考察高等教育扩展和出口开放对组内工资差距的影响,我们继续采用 1995、2002 和 2007 年的 CHIP 数据分别按高、低学历分组估计每个城市的工资方程,即以教育水平、工作经验及二者交叉项为自变量按 (3) 式进行回归,进而利用预测残

差计算组内工资差距,并以此作为被解释变量。考虑到前文分析了特征效应对组内工资差距的影响相对有限,下文将主要选取城市出口开放度、人均 GDP 对数、实际利用外资额对数、高等教育扩展和公有部门的劳动力占比(*soe*)作为解释变量,在控制年份虚拟变量及其与高等教育扩展变量交互项的基础上,采用两阶段最小二乘法进行估计。公有部门的劳动力占比数据直接来源于各年的 CHIP 数据,其余变量与前文定义一致。

表 7 不同学历组内工资差距的 2SLS 回归结果

	高学历				低学历			
	p90-p50	p50-p10	p90-p10	方差	p90-p50	p50-p10	p90-p10	方差
<i>Export</i>	-0.03 (-0.54)	0.23*** (3.65)	0.20** (2.22)	0.03 (0.58)	-0.01 (0.36)	0.22*** (3.52)	0.24*** (2.91)	0.03 (0.73)
<i>kz</i> × <i>Export</i>	-0.00* (-1.65)	-0.00*** (-2.67)	-0.00*** (-2.61)	-0.00 (-1.32)	-0.00** (-2.32)	-0.00 (-1.03)	-0.00* (-1.85)	-0.00 (-0.76)
<i>kz</i>	-0.00 (-1.51)	-0.01** (-2.03)	-0.01** (-2.15)	-0.00** (-2.57)	-0.00 (-1.51)	-0.01* (-1.81)	-0.01* (-1.95)	-0.00** (-2.28)
<i>kz</i> × <i>yr</i> ₂₀₀₂	0.00 (1.42)	0.01** (2.01)	0.01** (2.13)	0.00** (2.44)	0.00* (1.70)	0.01* (1.70)	0.01** (1.99)	0.00** (2.26)
<i>kz</i> × <i>yr</i> ₂₀₀₇	0.00 (1.38)	0.01** (2.34)	0.01** (2.31)	0.01*** (2.66)	0.00 (1.60)	0.01 (1.61)	0.01* (1.85)	0.00** (2.22)
<i>lnagdp</i>	0.05*** (3.41)	-0.06** (-2.38)	-0.01 (-0.53)	0.00 (0.22)	0.04*** (2.81)	-0.09*** (-4.90)	-0.05** (-2.36)	-0.01 (-0.50)
<i>lnfdi</i>	-0.01 (-1.27)	0.01 (1.20)	0.00 (0.23)	0.01 (1.10)	-0.01 (-0.95)	0.02** (2.43)	0.01 (1.11)	0.01 (1.34)
<i>soe</i>	-0.15* (-1.69)	-0.01 (-0.13)	-0.16 (-1.24)	-0.08 (-1.19)	-0.16** (-2.26)	0.04 (0.43)	-0.12 (-0.92)	-0.08 (-1.05)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.46*** (3.85)	1.26*** (6.46)	1.72*** (8.17)	0.38*** (4.46)	0.55*** (4.95)	1.35*** (9.26)	1.90*** (9.65)	0.44*** (4.72)
Kleibergen-Paap rk LM 检验	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]	3.99 [0.05]
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}	11.07 {7.03}
样本数	95	95	95	95	95	95	95	95
调整后 R ²	0.28	0.14	0.21	0.19	0.24	0.15	0.14	0.13

表7报告了组内工资差距的回归结果。分析显示,出口开放度系数在高、低学历组大多表现为正相关(p_{50-p10} 、 p_{90-p10} 和方差),表明出口开放整体扩大了高、低学历组内工资差距。同时,出口开放对组内工资差距的影响因工资残差分布位置不同而各异,出口开放缩小了高收入群体的组内工资差距,显著扩大了低收入群体的组内工资差距,且对低收入群体的影响更为明显,低学历组的结果与高学历组类似。进一步控制高等教育扩展和时间因素后发现,高等教育扩展与出口开放的交互项系数及出口开放对不同学历组内工资差异的边际效应均为负,反映出考虑高等教育扩展后出口开放缩小了高、低学历的组内工资差距。

对上述结论可能的解释是:第一,出口开放之所以表现出对不同收入群体组内工资差距的影响迥异,且总体拉大组内工资差距,主要是因为高收入群体通常是具有较高技能、有工作经验和正规性就业的人群,而低收入群体则多为具有较低技能、欠缺工作经验的非正规就业人群。那么根据S-S定理的基本结论和中国劳动力市场现状,出口开放的收入分配效应会提升低收入群体(丰裕要素)的工资水平,降低高收入群体(稀缺要素)的工资收入,从而倾向于拉大工资分布低端人群的工资差距,缩小工资分布高端人群的工资差距。第二,考虑高等教育扩展后,出口开放缩小了不同学历组内工资差距。一方面是由于高等教育扩展的人力资本积累效应导致高学历劳动力供给相对增加,使得不可观测的技能价格下降,进而通过工资压缩效应降低高等教育回报(Knight和Sabot,1983);同时,贸易结构调整长期滞后于贸易规模扩张的现实和以高等教育扩展为特征的教育发展模式,扭曲了劳动力市场的供求结构,而高学历“有效供给不足”和“无效供给过剩”的结构性失调,使得学历误配现象逐步凸显。这不仅加剧了高学历内部对高收入岗位的竞争,也迫使越来越多的高学历人才出于求职受阻或规避风险而“委身”于低收入、低技术岗位,导致高学历内部处于工资分布高端人群的工资下行压力加大,进而缩小组内工资差距。另一方面,因为高等教育扩展使得更多低学历组的高中毕业生通过接受高等教育进入高学历组,这最为直接的影响是改变了低学历组内的就业结构,使得具有相对较高技能的高中学龄群体“流失”;那么在开放条件下,出口工资溢价显然倾向于缩小低学历组内的工资差距。因此,在控制出口开放、高等教育扩展、时间因素及相应城市变量后,高等教育扩展和出口开放的综合作用降低了不可观测的技能价格,有利于缩小不同学历组内工资差距。

五 结论与政策含义

出口开放与高等教育扩展是21世纪前10年中国劳动力市场急剧变革的重要诱

因,也是影响收入分配由平均主义过渡到工资差距持续拉大的关键因素。基于此,本文在分别对学历组间和组内工资差距进行不同分位点的分解和 DFL 重置权重分解的基础上,将劳动力个体特征的微观变量与出口开放、经济发展水平等城市宏观变量相结合,并引入明瑟工资方程,利用 1995~2007 年的 CHIP 数据,更为细致地考察了入世和高等教育扩展前后,出口开放对学历工资差距的影响。研究发现:(1)从学历工资差距的分解结果看,高学历群体的总体工资差距小于低学历群体,高学历的组内工资差距则大于低学历组,且价格效应对组内工资差距的贡献较大,特征效应影响相对较小;学历工资差距的变化总体呈现“组间收敛,组内发散”的特征。(2)从学历间工资差距来看,在引入高等教育扩展变量前,出口开放显著提升了高、低学历群体的工资水平,且对高学历劳动者的工资促进作用大于低学历;但考虑高等教育扩展因素后,在加入 WTO 和高等教育扩展的不同时期,出口开放均有利于缩小学历间工资差距,以大学本科作为学历分界点的回归结论一致。(3)从学历组内工资差距来看,出口开放缩小了组内高收入群体的工资差距(90-50 分位点),扩大了组内低收入群体的工资差距(50-10 分位),从而整体扩大了高、低学历组内工资差距,并对低收入群体的影响更为明显;而控制相关变量和考虑高等教育扩展因素后,出口开放依旧缩小了高、低学历的组内工资差距。

上述发现和结论具有重要的政策含义:(1)积极促进贸易发展方式由追求规模效应向追求结构效应转变。(2)重新审视高等教育大规模扩展对教育收益率的压缩效应,着力遏制高、低学历工资差距“组间收敛,组内发散”的非常态化表现,尤其要解决新进入劳动力市场的高学历群体“就业难,起薪低”的难题。(3)统筹考虑价格效应和特征效应对学历组内工资差距的影响,并分析贸易、外资等因素的外部冲击。尽管研究发现技能价格水平上升(价格效应)是扩大学历组内工资差距的主导因素,但特征效应超乎预期的表现(Xing 等,2012)仍值得关注,尤其是贸易结构优化与规模扩张的综合效应及高等教育扩展影响劳动力市场的时间滞后效应,使得特征效应的显现需要更长时间,而这也将是本文今后研究的方向。

参考文献:

- 包群、邵敏(2010):《出口贸易与我国的工资增长:一个经验分析》,《管理世界》第9期。
陈斌开、张鹏飞、杨汝岱(2010):《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
郭庆旺、贾俊雪(2009):《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》,《经济研究》第10期。
何亦名(2009):《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》,《中国人口科学》第2期。
黄玖立、李坤望(2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第6期。

李小瑛、陈广汉、张应武(2010):《中国城镇地区高等教育外部回报率估算》,《世界经济文汇》第1期。

王明进、岳昌君(2009):《个人教育收益率的估计与比较:一个半参数方法》,《统计研究》第6期。

魏下海、董志强、温伟华(2012):《不可观测技能回报、结构效应与农村居民工资残差不平等》,《经济科学》第1期。

吴要武、赵泉(2010):《高校扩招与大学毕业生就业》,《经济研究》第9期。

邢春冰、李实(2010):《中国城镇地区的组内工资差距:1995-2007》,《经济学(季刊)》第1期。

邢春冰、李实(2011):《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》,《经济学(季刊)》第4期。

徐舒(2010):《劳动力市场歧视与高校扩张的影响——基于信号博弈模型的结构估计》,《经济学(季刊)》第4期。

徐舒、朱南苗(2011):《异质性要素回报、随机冲击与残差收入不平等》,《经济研究》第8期。

袁晖光、谢作诗(2012):《高校扩招后大学生就业和相对工资调整检验研究》,《教育研究》第3期。

张珂、赵忠(2011):《中国高校毕业生收入预期的动态变迁和影响因素分析》,《世界经济》第3期。

周申、李可爱、鞠然(2012):《贸易结构与就业结构:基于中国工业部门的分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。

朱隽(2011):《大学生不值钱了吗》,《人民日报》2月10日第018版。

Acemoglu, D. “Why do New Technologies Complement Skill? Directed Technical Change and Wage Inequality” *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113, pp. 1055-1090.

Amiti, Mary and Freund, Caroline. “The Anatomy of China’s Export Growth.” Chapter 1 in Robert C. Freenstra and Shang-Jin Wei eds., *China’s Growing Role in World Trade*. Chicago: The University of Chicago Press, 2010, pp. 35-56.

Anderson, J. E. “Globalization and Income Distribution: A Specific Factors Continuum Approach.” *NBER Working Paper*, No. 14643, 2009.

Bernard, A. B. “Exporters and Trade Liberalization in Mexico: Production Structure and Performance.” mimeo, MIT, Boston, 1995.

Bernard, A. B. and Jensen, J. B. “Exporters, Jobs, and Wages in U. S. Manufacturing: 1976-1987” *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1995, 1, pp. 67-112.

Bhagwati, J. and Srinivasan, T. “Trade and Poverty in the Poor Countries.” *American Economic Review*, 2002, 92 (2), pp. 180-183.

Bhagwati, J. *In Defense of Globalization*. Oxford: Oxford University Press, 2004.

Deardorff, A. V. “The General Validity of the Heckscher-Ohlin Theorem.” *American Economic Review*, 1982, 72 (4), pp. 683-694.

DiNardo, J.; Fortin, N. and Lemieux, T. “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages 1973-1992: A Semi-Parametric Approach.” *Econometrica*, 1996, 64 (5), pp. 1001-1044.

Egger, H. and Kreickemeier, U. “Firm Heterogeneity and the Labor Market Effects of Trade Liberalization.” *International Economic Review*, 2009, 50 (1), pp. 187-216.

Farinas, J. C. and Martin-Marcos, A. “Exporting and Economic Performance: Firm-Level Evidence of Spanish Manufacturing” *The World Economy*, 2007, 30, pp. 618-646.

Fortin, N.; Lemieux, Thomas and Firpo, Sergio “Decomposition Methods in Economics.” *NBER Working Paper*, No. 16045, 2010.

- Gallup, J. L.; Sachs, J. D. and Mellinger, A. D. "Geography and Economic Development." *International Science Review*, 1999, 22(2), pp. 179-232.
- Grossman, G. M. and Rossi-Hansberg, E. "Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring." *American Economic Review*, 2008, 98(5), pp. 1978-1997.
- Helpman, E.; Itskhoki, O. and Redding, S. "Inequality and Unemployment in a Global Economy." *Econometrica*, 2010, 78(4), pp. 1239-1283.
- Hendel, I.; Shapiro, J. and Willen, P. "Educational Opportunity and Income Inequality," *Journal of Public Economics*, 2005, 89(5-6), pp. 841-870.
- Hering, L. and Poncet, S. "Market Access and Individual Wages: Evidence from China." *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(1), pp. 145-159.
- Kamal, F.; Lovely, Mary E. and Ouyang, Puman. "Does Deeper Integration Enhance Spatial Advantages? Market Access and Wage Growth in China." *International Review of Economics and Finance*, 2012, 23, pp. 59-74.
- Knight, J. B. and Sabot, R. H. "Educational Expansion and the Kuznets Effect" *American Economic Review*, 1983, 73, pp. 1132-1136.
- Krishna, P.; Poole, J. P. and Senses, M. Z. "Trade, Labor Market Frictions, and Residual Wage Inequality across Worker Groups." *American Economic Review; Papers & Proceedings*, 2012, 102(3), pp. 417-423.
- Krugman, Paul. R. "Trade and Wages, Reconsidered." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008, spring, pp. 103-137.
- Kumar, U. and Mishra, P. "Trade Liberalization and Wage Inequality: Evidence from India." *Review of Development Economics*, 2008, 12(2), pp. 291-311.
- Leamer, Edward E. "Trade, wages and revolving door ideas." *NBER Working Paper*, No. 4716, 1994.
- Lemieux, T. "Postsecondary Education and Increasing Wage Inequality." *American Economic Review*, 2006, 96(2), pp. 195-199.
- Mincer, J. "Schooling, Experience and Earnings." New York: Columbia University Press, 1974.
- Okushima, S. and Uchimura, H. "How Does the Economic Reform Exert Influence on Inequality in Urban China?" *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2006, 11(1), pp. 35-58.
- Perry, G. and Olarreaga, M. "Trade Liberalisation, Inequality and Poverty Reduction in Latin America." mimeo, World Bank, 2006.
- Van Biesebroeck, Johannes. "Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms" *Journal of International Economics*, 2005, 67(2), pp. 373-391.
- Wang, Zhi and Wei, Shang-Jin. "What Accounts for the Rising Sophistication of China's Export?" Chapter 2 in Robert C. Freenstra and Shang-Jin Wei eds., *China's Growing Role in World Trade*. Chicago: The University of Chicago Press, 2010, pp. 63-104.
- Wooldridge, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.
- Xing, Chunbing and Li, Shi. "Residual Wage Inequality in Urban China, 1995-2007." *China Economic Review*, 2012, 23, pp. 205-222.

(截稿:2013年12月 责任编辑:王徽)