

贸易开放与工资残差不平等

——基于城镇不同学历-经验组别的分析

邹薇 谢倩

〔摘要〕 采用 CHIP (2002、2007、2013) 城镇数据, 基于“学历-经验”不同组别, 考察我国加入 WTO 和受华尔街金融危机冲击背景下, 贸易开放和贸易结构变化对工资残差不平等的影响机制, 研究发现: 贸易开放导致工资不平等扩大, 尤其“高学历低经验”和“低学历高经验”组别在上半 (90-50) 分位数的工资差距扩大更快, 而“高学历高经验”组别的工资差距扩大则主要体现在下半 (50-10) 分位数。贸易开放在显著提高城镇居民工资的同时对工资残差也有显著提升作用, 其中, 在 2002-2007 年, 贸易开放缩小了低经验组别的学历间工资差距, 但加深了工资残差不平等; 在 2007-2013 年, 贸易开放拉大了学历间的工资差距 (控制住工作经验), 也加深了工资残差不平等。进一步对工资残差不平等进行的 DFL 反事实分解发现, 导致工资残差增长的主要因素是价格效应。

〔关键词〕 贸易开放; 贸易结构变化; 工资残差不平等; DFL 反事实分解

〔中图分类号〕 F752 〔文献标识码〕 A 〔文章编号〕 1000-4769 (2019) 03-0028-11

一、引言

进入 21 世纪以来, 加入 WTO 和华尔街金融危机两大事件对我国贸易开放产生了深刻影响。在 1994-2001 年, 我国出口贸易多次起伏, 一般贸易增速波幅更大, 而加工贸易增速变化较为平稳, 且在规模上超过一般贸易。但自 2001 年加入 WTO 之后, 我国出口贸易开始呈现井喷式发展, 加工贸易增幅较此前明显提高。2005 年贸易增幅高位下调, 加工贸易与一般贸易的增速出现分化, 但是加工贸易的规模仍然超过一般贸易的规模。2008 年华尔街金融危机爆发对我国的对外贸易造

成巨大冲击, 出口增速快速下降, 甚至一度出现负增长。2009 年出口贸易再度反弹, 然而出口结构发生明显变化, 一般贸易在增速上开始较大幅度领先于加工贸易, 在规模上也反超加工贸易, 出口贸易进入以一般贸易为主的时期 (见图 1)。本文将关注的问题是, 我国贸易开放和贸易结构的变化究竟对异质性劳动者的工资差距产生了怎样的影响以及影响的路径是什么?

理论上, 贸易开放对工资差距产生影响的路径有两个方面: 一方面, 贸易开放增加出口行业的劳动需求, 进而影响工资差距。通常中低收入

〔基金项目〕 国家社会科学基金重大招标项目“应对中等收入陷阱挑战的综合研究” (11&ZD006); 国家社会科学基金重点项目“未来十年扶贫开发战略研究” (10AZD013)

〔作者简介〕 邹薇, 武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师;

谢倩, 武汉大学经济与管理学院硕士研究生, 湖北 武汉 430072。

的发展中国家主要通过加工贸易进入国际市场,这使得对低技能劳动力的需求增大,但是导致工资水平的提高总体上比较平缓,因为这些国家的比较优势正是在于劳动力成本较低。然而,随着经济发展水平的提高,其贸易方式逐步转向一般贸易,随着出口行业对具有较高知识技能的劳动需求的上升会引起学历间、技能间工资差距的扩大 (Currie 和 Harrison, 1997)。^①另一方面,贸易开放带来的技术进步也会导致工资差距扩大。有研究表明,贸易开放将带来技能偏向型技术进步 (skill-biased technology change, SBTC),提高技能劳动的回报率,这反过来促进劳动力通过学校教育或者“边干边学”积累更多的技能,进而影响工资差距 (Revenga 1997; Galor 和 Moav, 2000)。^②但是相关的实证分析中,关于贸易开放究竟会怎样影响工资差距却存在许多分歧。有些学者认为贸易开放会扩大熟练劳动与非熟练劳动之间的工资差距 (Wu, 2001; 潘士远, 2007)^③;也有研究表明,贸易开放与异质性劳动力的工资差距无关 (王苍峰等, 2011)^④;还有的研究表明,贸易开放会缩小熟练劳动与非熟练劳动之间的工资差距 (刘斌和李磊, 2012)^⑤,或者缩小学历间的工资差距 (赵春明和李宏兵, 2014)。^⑥

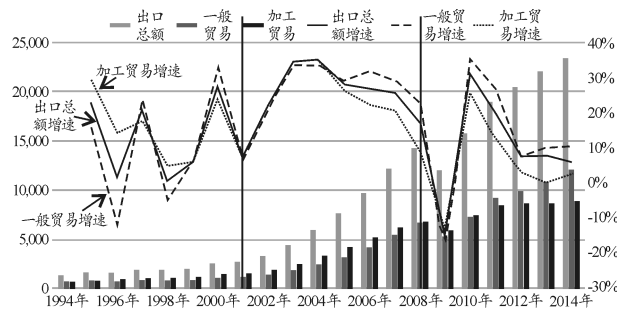


图1 1994-2014 我国一般贸易和加工贸易的出口额及其增速

数据来源:根据《中国统计年鉴》(1995-2015)各年度数据绘制

之所以上述文献的实证分析结果存在较大差异,其中一个原因是许多研究只讨论贸易开放对工资不平等的影响,没有通过研究工资残差不平等揭示贸易开放影响工资差距的内在机制。实际上, Mincer (1975) 的经典研究发现,可观测的劳动者个体特征只能解释劳动者工资变动的 1/3,剩下的 2/3 来源于劳动者不可观测的异质性能力或其他随机冲击,即工资残差。^⑦具体而言,工资残差可分解成两部分:一是价格效应,即由劳动市场上不可观测的异质性能力的回报发生变化而

造成的工资差距;二是结构效应,即在个体特征回报率不变时,由于劳动力市场整体特征发生变化而出现的工资差距。

Mincer (1975) 和 Juhn, Murphy 和 Pierce (1993) 都认为工资残差不平等是解释工资不平等的主要因素^⑧,在此基础上,各国学者对工资残差的分析主要沿着两条线索展开:一条线索着重讨论工资残差扩大的原因。一些学者认为,技术进步会提高机器生产率的差距,提高技能回报率,降低劳动者的技能转移率,从而扩大工资残差不平等 (Violante, 2002)。^⑨ Uren 和 Virag (2011) 的研究表明,随着技能偏向型技术进步加快,熟练劳动的组内工资不平等 (工资残差不平等) 有扩大趋势,非熟练劳动力则刚好相反。^⑩还有的学者通过就业环境的安全性 (McCall, 2000)^⑪、终身工资的差别 (Haider, 2001)^⑫ 等分析工资残差扩大的原因。另一条线索则是对工资残差不平等进行分解。有研究发现,由劳动者不可观测的技能回报发生变化引起的价格效应贡献较大,结构效应的贡献相对较小 (郭继强等, 2011; Autor, 2005; 姚先国等, 2007)^⑬;然而, Lemieux (2006) 却发现工资残差不平等的主要原因来自与教育程度和工作经验相关的结构效应。^⑭

近年来,关于我国工资残差的研究引起了众多关注。Meng, Shen 和 Xue (2010) 指出我国超过 80% 的工资不平等来自工资残差不平等。^⑮ 邢春冰和李实 (2010) 利用 1995-2007 的 CHIP 数据分析表明,工资残差不平等扩大的主要原因是技能价格上升,而这主要源于国企改革和经济全球化。^⑯ 徐舒和朱南苗 (2011) 认为引起工资残差不平等扩大的主因是高学历劳动者不可观测的特征的价格上升相对于低学历者更快。^⑰ Cai, Chen 和 Zhou (2010) 指出国企改革、城镇化和经济全球化均对城镇组之间和组内的收入不平等产生显著影响。^⑱ 魏下海等 (2012) 利用 CHNS 数据研究发现,价格效应是导致工资残差不平等的主要原因,并将其产生价格效应的来源归结于财政支出和基础设施,而城镇化和外资的作用不显著。^⑲ 赵春明和李宏兵 (2014) 考察了加入 WTO 以及高等教育扩招前后出口开放对学历工资差距的影响,发现学历工资差距的变化总体呈现“组间收敛,组内发散”特征。

这些研究具有很多启示性,但是仍然存在以下问题:一是关于贸易影响工资残差不平等的内在机制的分析不足。例如研究中采用出口量或出口依存度等代理变量反映融入全球贸易对本国经

济的冲击,没有具体考察不同时期、不同贸易类型对工资残差不平等的影响路径。二是对劳动力异质性的考察不充分。尽管少数研究讨论了贸易开放对高、低学历劳动者的影响(如赵春明和李宏兵,2014),但是他们所得出的“出口开放缩小了学历间工资差距”这一结论尚有待商榷。我们认为,通过考察劳动力的学历和经验两个维度、四个组别,能够对贸易开放影响工资差距变化的路径有更完整的认识。三是既有研究采用的都是2008年以前的数据,没有涉及自华尔街金融危机以来贸易形势、贸易结构变化对工资残差不平等产生的影响及由此引起的变化。为此,本文纳入2013年新一轮CHIP城镇住户调查数据进行分析,探讨贸易开放对不同“学历-经验”组别的城镇居民工资和工资残差的影响。

本文可能的贡献在于:其一,采用三期调查数据分别对应我国加入WTO早期加工贸易繁荣时期(2002),受美国次贷危机影响出口增速放缓时期(2007)以及华尔街金融危机后的出口复苏时期(2013)。与此前的文献相比,本文通过对2002-2007年的分析发现加入WTO背景下贸易开放提速对工资残差不平等的影响;对2007-2013年的分析则首次捕捉了金融危机的冲击对贸易开放、工资差距的影响。其二,考虑到人的生命周期中学历与工作经验是不可分割的,因此根据“学历-经验”将城镇居民分为四个组别以免出现选择偏误,并将个体特征、测度贸易开放程度的合适指标及城市相关变量作为解释变量引入Mincer的工资方程中,采用两阶段最小二乘法进行实证分析,并通过工具变量解决内生性问题。其三,研究贸易开放对不同“学历-经验”组别、不同分位数的工资差距的影响,揭示工资残差不平等加深的机制,从中发现2002-2007年贸易开放缩小了低经验组别的学历间工资差距,但加深了工资残差不平等;2007-2013年,贸易开放拉大了学历间工资差距(控制住工作经验),但进一步加深了工资残差不平等。其四,展开稳健性分析,并利用DFL反事实分解方法对工资残差不平等进行分解,发现价格效应是影响工资残差不平等的主要因素。

二、不同学历-经验组别工资差距的统计描述

1. 数据说明

本文使用的数据来源于中国家庭收入调查(CHIP)。目前,该调查已经先后实施五次(1988、1995、2002、2007和2013年),采用入

户调查方式以收集城镇家庭、农村家庭以及个人的信息。基于研究目的的需要及变量的连续可比性考虑,本文利用2002、2007和2013年CHIP数据中的城镇个人数据,选用三次调查中均包含在内的七个省份即安徽、重庆、广东、河南、湖北、江苏、四川数据,并对数据进行了如下筛选和处理:(1)将年龄限制在男性16-60岁,女性16-55岁;(2)按照通常的处理方法,定义工作经验=年龄-受教育年限-6;(3)剔除当年收入或工作时间为0的样本,剔除所需变量如性别、年龄、受教育程度、所在单位所有制、职业、所处行业为负或为空的样本;(4)剔除明显记录有误(例如年龄比受教育年限还小)的样本,剔除受教育年限和工作经验的极端值。

本文将所有样本按照受教育程度和工作经验分为四个组别:低学历低经验、低学历高经验、高学历低经验、高学历高经验。其中,高低学历以大专为界,高低经验以20年工作经验为界。由于不同年份调查工资采取的方式略有不同,故本文统一采用小时工资,即以当年总收入(包括奖金和津贴)除以当年工作小时数衡量。历年的调查中有“您在20XX年实际工作几个月”“您平均每月工作多少天(不包括周末休息)”以及“您平均每天工作几小时”,据此折算当年工作的总小时数。此外,考虑到通货膨胀对工资收入的影响,利用《中国统计年鉴》中的历年省级居民消费价格指数(CPI)将年收入进行平减,再折算为小时工资。

为了分析工资不平等的变化,本文采用基尼系数、泰尔指数、阿特金森指数以衡量绝对对工资收入的不平等状况。对于对数工资和工资残差采用方差和不同分位点之差的方法进行衡量;工资残差则是利用Mincer的工资收入方程进行回归后的所得残差。选取个体特征中的受教育年限、工作经验、工作经验的平方以及受教育年限和工作经验的交叉项作为解释变量。

2. 工资及工资残差的统计描述

下面将分析2002、2007、2013年三轮调查数据以及各学历经验组别的工资和工资残差不平等的有关统计情况,由于通常认为不同轮次的调查反映的是相邻两次调查年份之间的差距,所以从表1可以看出,城镇居民平均年收入和小时工资都有较大幅度增长,总样本中,平均小时工资从2002年的5.13元增至2007年的10.80元、2013年的13.56元;在总样本和分组中,2002-2007年的工资增幅均高于2007-2013年的增幅。但不同于赵春明和

李宏兵（2014）指出的“高低学历间的工资增长速度有收敛趋势”，我们发现“高学历高经验”组的工资增幅最快，其次是“高学历低经验”组，而“低学历低经验”组的工资在2002－2007年增长较快，2007－2013年则增长最慢。

就工资差距而言，高学历者的工资较高，且差距在经验丰富时更明显；在低学历组别中，高经验者的工资比低经验者高，但差距不明显，表明当劳动力的学历较低时，工作经验对工资产生的边际贡献不大；但在高学历组别中，高经验者

表 1 总样本及各学历经验组别的工资与工资残差不平等情况（2002、2007、2013 年）

	总样本			低学历低经验			低学历高经验			高学历低经验			高学历高经验		
	2002	2007	2013	2002	2007	2013	2002	2007	2013	2002	2007	2013	2002	2007	2013
基尼系数	0.40	0.42	0.41	0.39	0.41	0.34	0.38	0.43	0.42	0.45	0.38	0.37	0.37	0.38	0.35
泰尔指数	0.29	0.34	0.33	0.28	0.32	0.25	0.27	0.38	0.38	0.40	0.25	0.27	0.23	0.28	0.23
阿特金森指数	0.13	0.15	0.14	0.13	0.14	0.11	0.12	0.16	0.16	0.17	0.12	0.12	0.11	0.12	0.11
年总收入	10904	22898	29400	9987	19326	24045	10670	18312	25659	12974	28808	35179	13882	28620	41697
小时工资	5.13	10.80	13.56	4.60	8.60	10.36	5.00	8.59	11.75	6.48	13.57	16.66	6.62	14.46	19.86

A：对数小时工资

平均值	1.36	2.06	2.30	1.26	1.86	2.11	1.36	1.83	2.14	1.50	2.36	2.55	1.66	2.42	2.75
90 th －10 th	1.75	1.91	1.77	1.74	1.74	1.40	1.72	1.83	1.73	1.99	1.69	1.60	1.68	1.74	1.56
90 th －50 th	0.90	0.98	0.90	0.85	0.95	0.66	0.87	0.97	0.88	1.09	0.91	0.83	0.79	0.81	0.76
50 th －10 th	0.86	0.93	0.88	0.89	0.79	0.74	0.85	0.86	0.85	0.90	0.78	0.77	0.89	0.93	0.80
方差 A	0.53	0.62	0.63	0.54	0.56	0.49	0.49	0.58	0.62	0.69	0.54	0.56	0.45	0.49	0.58

B：工资残差

90 th －10 th	1.55	1.61	1.52	1.50	1.61	1.34	1.53	1.68	1.64	1.69	1.42	1.36	1.55	1.57	1.38
90 th －50 th	0.79	0.80	0.75	0.73	0.87	0.64	0.78	0.90	0.84	0.90	0.68	0.70	0.79	0.69	0.58
50 th －10 th	0.76	0.81	0.77	0.77	0.74	0.71	0.76	0.78	0.80	0.78	0.74	0.66	0.76	0.88	0.80
方差 B	0.41	0.48	0.53	0.41	0.46	0.46	0.40	0.49	0.58	0.53	0.43	0.46	0.36	0.41	0.50

方差 B/方差 A	0.77	0.78	0.84	0.77	0.82	0.94	0.81	0.84	0.94	0.77	0.80	0.82	0.80	0.82	0.86
样本数	3885	5239	4988	1061	1012	962	2209	2024	2269	375	1554	1222	240	649	535

表 1（A）展示了对数小时工资的统计信息。总体来看，对数小时工资方差由 2002 年的 0.53 上升到 2007 年的 0.62，2013 年略增至 0.63；样本的主要分位点之差也表明，高低收入群体的工资收入差距在 2002－2007 年均有扩大，但在 2007－2013 年有所缩小。同时发现，在总样本中，工资的上半部分分位（90－50）的贡献相对较大，表明我国高收入群体的工资差距占总体工资差距的大半。在分样本中，高学历低经验、低学历高经验组的工资差距主要来自上半分位，而高学历高经验组则主要来自下半分位。表 1（B）呈现了工资残差不平等的统计信息。在总样本中，工资残差的方差持续提高，但是不同组别其工资残差不平等扩大的趋势有别。2002－2007 年工资残差上升较快的是低学历组别，尤其是低学历高经验组；而 2007－2013 年工资残差上升较快的是高经验组别，低学历组别中的高经验者的工资残

的工资明显比低经验者高，这种差距在 2013 年尤为显著。基尼系数、泰尔指数、阿特金森指数均表明，不论是总体样本还是各组别，城镇居民的工资差距在 2002－2007 年确有扩大，而在 2007－2013 年呈缩小态势。组别间的比较则表明，同为低经验的情形下，学历高低与工资不平等的关联无明显差别，但同为高经验的情形下，学历高者的工资差距相对较小，在同为低学历的情形下，高经验者的工资差距较大，同为高学历的情形下，工资差距与经验无明显关联。

差不平等相对较严重，高经验组别中的高学历者的工资残差不平等程度则相对较低。

表 1 最后还列示了方差比，结果显示，工资残差的方差占工资方差的比重均在 77% 以上，不论是总样本还是分组别，整个考察期内该比值均呈逐年上升趋势。分组别比较发现，低学历组别的方差比的上升更为迅速，到 2013 年低学历组（不论工作经验高低）的方差比均达到 94%，高学历组别的方差比也持续上升，2013 年达到 82% 以上。由此可见，工资残差不平等对我国城镇居民工资不平等的贡献度不仅高，而且还在不断上升。因此，分析贸易开放对工资不平等的影响应着重分析贸易开放对工资残差不平等的影响。

三、计量模型与实证分析

1. 计量模型

本文基于经典的 Mincer（1975）工资收入回归方程，结合 Hering 和 Poncet（2010）、Kamal et

al（2012）、赵春明和李宏兵（2014）等的分析框架，构建贸易开放条件下工资水平的计量模型^⑨如下：

$$\ln w_{ijt} = \alpha_i + \beta_j \text{Export}_{jt} + \gamma_i \ln \text{fdi}_{jt} + \varphi_i \ln \text{agdp}_{jt} + \lambda_i X_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

表 2 城市变量及居民个体特征的描述性统计

	2002			2007			2013		
	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差	样本	均值	标准差
出口依存度	3885	0.12	0.16	5239	0.37	0.50	4988	0.22	0.29
人均 GDP	3885	9.19	0.66	5239	10.23	0.57	4988	10.54	0.59
利用外资	3885	7.03	1.86	5239	8.94	1.02	4988	8.77	1.75

A：低学历低经验组

对数工资	1061	1.26	0.73	1012	1.86	0.75	962	2.11	0.70
性别	1061	0.50	0.50	1012	0.50	0.50	962	0.52	0.50
年龄	1061	31.21	5.03	1012	30.33	5.15	962	29.65	5.19
年龄的平方	1061	999.32	306.27	1012	946.12	303.01	962	906.19	304.10
是否结婚	1061	0.78	0.42	1012	0.79	0.40	962	0.78	0.42
受教育年数	1061	11.69	2.45	1012	11.42	2.05	962	10.91	1.82
工作经验	1061	13.52	5.33	1012	12.91	5.35	962	12.75	5.10

B：低学历高经验组

对数工资	2209	1.36	0.70	2024	1.83	0.76	2269	2.14	0.79
性别	2209	0.59	0.49	2024	0.59	0.49	2269	0.58	0.49
年龄	2209	45.04	5.41	2024	45.85	5.72	2269	46.31	5.74
年龄的平方	2209	2057.58	494.40	2024	2134.76	532.98	2269	2177.65	542.49
是否结婚	2209	0.99	0.09	2024	0.99	0.09	2269	0.99	0.09
受教育年数	2209	9.61	2.49	2024	9.62	2.11	2269	9.21	2.23
工作经验	2209	29.43	5.79	2024	30.22	5.92	2269	31.10	6.29

C：高学历低经验组

对数工资	375	1.50	0.83	1554	2.36	0.73	1222	2.55	0.75
性别	375	0.53	0.50	1554	0.54	0.50	1222	0.51	0.50
年龄	375	31.19	5.70	1554	31.56	5.55	1222	31.64	5.64
年龄的平方	375	1005.49	349.31	1554	1026.70	354.73	1222	1032.72	359.17
是否结婚	375	0.72	0.45	1554	0.76	0.42	1222	0.78	0.42
受教育年数	375	13.42	2.24	1554	15.21	2.00	1222	15.26	1.51
工作经验	375	11.78	5.47	1554	10.35	5.68	1222	10.38	5.73

D：高学历高经验组

对数工资	240	1.66	0.67	649	2.42	0.70	535	2.75	0.76
性别	240	0.63	0.48	649	0.64	0.48	535	0.65	0.48
年龄	240	47.05	5.70	649	46.97	5.31	535	47.03	4.47
年龄的平方	240	2246.41	542.31	649	2234.14	509.95	535	2231.39	433.00
是否结婚	240	1.00	0.06	649	1.00	0.07	535	0.99	0.11
受教育年数	240	12.30	1.83	649	13.33	2.46	535	14.07	1.91
工作经验	240	28.76	5.52	649	27.63	5.31	535	26.95	4.64

其中，下标 i 表示居民个体，j 表示城市，t 表示年份。被解释变量 w_{ijt} 代表在城市 j 的居民 i 在年份 t 所取得的小时工资； α_i 和 ε_{ijt} 分别为常数项和残差项。模型中引入 Export_{jt} 、 $\ln \text{fdi}_{jt}$ 和 $\ln \text{agdp}_{jt}$

p_{jt} 三个变量，分别代表城市 j 在年份 t 的出口依存度、利用外资金额对数和人均 GDP 对数。出口依存度采用当期该城市出口额与 GDP 总额的比值衡量，出口额按当年统计局公布的美元与人民币汇率的年平均价折算为人民币。考虑有通货膨胀的影响，2002 年以后的人均国内生产总值和利用外资金额一律平减到 2002 年的价格水平，但利用外资金额仍采用当年美元与人民币汇率的年平均价进行折算。^⑩ 变量 X_{it} 代表城镇居民 i 在年份 t 的可观测个体特征，包括性别、年龄、年龄的平方、是否结婚等。考虑到同一个省份内省会城市跟其他城市之间可能存在差异，将是否为省会城市纳入解释变量。同一年份不同组别之间的回归系数之间的差异采取加入虚拟变量系数法进行检验。表 2 报告了城市变量和城镇居民个体特征的描述性统计。

2. 基准回归结果

作为基准回归，表 3 报告了引入城市贸易开放和经济变量的普通最小二乘（OLS）回归结果。这一结果显示，出口依存度对城镇居民工资具有显著正向作用，但是不同的年份比较，出口开放对工资差距的影响是不同的，且出口开放对工资差距的影响是通过“学历”和“经验”两个机制传导的。由于 2001 年底我国加入 WTO 之后加工贸易迅速发展，在这段时期，相对于学历，出口加工企业更注重劳动技能与企业需要的短期匹配度，因此，出口对低学历、低经验者的工资产生的拉动作用更强，但在 2002 – 2007 年又出现了学历间、经验间工资差距缩小的现象。然而这明显不是一种常态。2008 年在华尔街金融危机冲击下，随着一般贸易发展的加快和产业转型的需要，出口部门对劳动者学历、技能的要求提高，导致 2007 – 2013 年的出口开放对工资的拉动作用在高学历组的表现强于低学历组，在高经验组的表现强于低经验组，即学历间、经验间的工资差距转而扩大。

利用外资规模的系数在 2002 年的低学历组中显著为正，这与当时正值加入 WTO 后 FDI 与加工贸易出口高涨是一致的，但在 2007 年和 2013 年则呈现负值，且显著性下降。人均 GDP 系数在 2002 年仅对高经验组显著为正，而在 2007 年和 2013 年则对所有学历经验组均显著为正，说明人均 GDP 对城镇居民的工资水平有显著拉升作用；从系数值看，2007 年人均 GDP 对提升工资的作用更大。在居民个体特征方面，性别对几乎所有组别的工资均有显著正效应，并且 2007 年和

2013 年低学历组的性别系数都比高学历组大，当学历相同时，高经验组的性别系数则相对较大，这表明男性工资普遍比女性高，尤其学历较低的男性相对女性的优势更明显；而当学历相同时，工作经验丰富的男性相对女性的优势更明显。年龄变量的系数在少数组中显著，且工资水平与年龄呈先上升后下降的“倒 U 型”关系。“是否结

婚”的系数也仅在少数组中显著为正，说明居民是否结婚对其工资水平无显著提升作用。“是否省会”在 2007 年和 2013 年显著为正，说明省会城市作为一省经济中心对居民工资水平的提升作用明显。此外，表 3 中各回归方程的可决系数（R²）基本上小于 0.2，这正好表明，在考察期内工资差异的 80% 以上都包含在残差项中。

表 3 引入贸易开放和城市经济变量的 OLS 估计

	2002				2007				2013			
	低学历		高学历		低学历		高学历		低学历		高学历	
	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验
出口依存度	0.29* (1.81)	0.39*** (3.25)	1.55*** (5.21)	0.81** (2.55)	0.35*** (5.01)	0.34*** (5.93)	0.36*** (6.07)	0.19* (1.75)	0.48*** (4.5)	0.68*** (7.16)	0.60*** (6.7)	0.76*** (5.02)
利用外资	0.08*** (3.32)	0.07*** (4.41)	-0.02 (-0.46)	-0.02 (-0.44)	-0.01 (-0.21)	-0.08** (-2.04)	-0.08* (-1.83)	-0.10* (-1.68)	-0.04* (-1.87)	-0.06*** (-3.74)	-0.01 (-0.32)	-0.11*** (-2.92)
人均 GDP	0.11 (1.49)	0.12*** (2.6)	0.21 (1.55)	0.30** (2.07)	0.24*** (2.77)	0.38*** (5.97)	0.33*** (5.11)	0.45*** (4.22)	0.13** (2.19)	0.12*** (2.9)	0.09* (1.72)	0.23*** (2.81)
性别	0.13*** (3.13)	0.18*** (6.2)	0.21*** (2.7)	0.09 (1.06)	0.27*** (6.09)	0.28*** (8.65)	0.17*** (4.91)	0.21*** (3.77)	0.23*** (5.31)	0.39*** (11.88)	0.17*** (4.42)	0.22*** (3.43)
年龄	0.05 (1.12)	0.11*** (3.26)	-0.01 (-0.18)	-0.09 (-0.76)	0.04 (0.93)	0.02 (0.4)	0.15*** (4)	0.08 (1.13)	0.06 (1.25)	0.02 (0.5)	0.10** (2.1)	-0.03 (-0.29)
年龄的平方	-0.0002 (-0.28)	-0.0011*** (-3.02)	0.0007 (0.54)	0.0009 (0.8)	-0.0006 (-0.81)	-0.0001 (-0.33)	-0.0021*** (-3.64)	-0.0007 (-0.96)	-0.0006 (-0.78)	-0.0003 (-0.66)	-0.0011 (-1.56)	0.0005 (0.45)
是否结婚	-0.07 (-0.84)	-0.10 (-0.71)	0.26* (1.92)	-0.17 (-0.28)	0.16** (2.31)	-0.04 (-0.21)	0.10* (1.82)	0.46 (1.21)	-0.07 (-0.99)	0.04 (0.21)	0.03 (0.55)	0.57* (1.95)
是否省会	-0.02 (-0.4)	0.02 (0.47)	0.19** (2.04)	0.14 (1.44)	0.27*** (3.87)	0.22*** (4.22)	0.22*** (3.77)	-0.03 (-0.34)	0.19** (2.48)	0.29*** (5.39)	0.13** (2.16)	0.33*** (3.25)
常数	-1.77** (-2.05)	-3.0*** (-3.55)	-1.09 (-0.78)	0.91 (0.31)	-1.80** (-2.03)	-2.14** (-2.18)	-3.5*** (-4.82)	-4.17** (-2.09)	-0.24 (-0.27)	0.62 (0.61)	-0.63 (-0.72)	0.62 (0.21)
样本数	1061	2209	375	240	1012	2024	1554	649	962	2269	1222	535
调整后 R ²	0.17	0.18	0.27	0.19	0.18	0.16	0.19	0.13	0.11	0.11	0.17	0.17
F 检验	28.36	60.10	16.77	7.95	28.75	48.22	47.59	13.55	15.2	34.59	31.22	14.57

注：括号内为 t 统计量；*，**，*** 分别表示在 10%，5% 和 1% 显著性水平上显著，下表同。

3. 2SLS 回归：克服内生性问题

考虑到出口开放度与城市居民工资水平密切相关，由此导致内生性问题，本文借鉴黄玖立等（2006）的研究，采用国外市场接近度作为出口依存度的工具变量。^②这样做的原因在于：一是海运在我国对外运输中占据重要地位，某一城市到海岸线的距离基本决定了其对外开放水平；二是国内外经验均未得出任何地理因素本身与工资有关的结论，也即国外市场接近度与出口开放度紧密相关，但是与工资无关，因此，用国外市场接近度作为出口开放度的工具变量可以解决内生性问题。具体而言，国外市场接近度以各城市到海岸线的距离的倒数度量^③，并运用两阶段最小二

乘（2SLS）回归方法展开进一步分析。此外，根据基本回归结果对个别变量进行了调整。由于在计算居民的工作经验时采用“年龄 - 受教育年限 - 6”的计算方法，以及在表 3 的估计值中体现的年龄仅在少数组别中显著这一事实，我们认为通过对工作经验进行分组，可能使年龄这一变量对工资水平的影响有限，故将年龄及其平方项从个体特征变量中剔除。另外，将居民的职业、单位所有制、行业三个变量纳入控制变量。为了将各年份的数据进行统一，根据居民职业所需技能将居民职业分为高技能职业和低技能职业两种；按照是否为国有将居民所在单位所有制分为国有及其控股企业和非国有企业两种；按照行业主要

投入的生产要素类型，将居民所在行业分为劳动 密集型、资本密集型和其他三种。

表 4 引入贸易开放和城市经济变量的 2SLS 估计结果

	2002				2007				2013			
	低学历		高学历		低学历		高学历		低学历		高学历	
	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验	低经验	高经验
国外市场接近度	6.40*** (3.42)	2.18*** (4.03)	4.56*** (4.49)	2.63** (2.08)	0.15 (1.35)	0.39*** (3.41)	0.47*** (6.39)	0.25** (2.02)	0.43*** (3.48)	0.69*** (5.16)	0.86*** (7.71)	0.87*** (4.57)
利用外资规模	-0.15* (-1.86)	0.04 (1.6)	-0.07 (-1.36)	-0.06 (-1.07)	0.03 (0.53)	-0.09** (-1.98)	-0.10** (-2.39)	-0.11* (-1.76)	-0.04* (-1.66)	-0.07*** (-3.8)	-0.04 (-1.54)	-0.12*** (-3.34)
人均 GDP	-0.38** (-1.99)	-0.08 (-1.12)	-0.17 (-0.99)	0.13 (0.69)	0.32*** (3.94)	0.38*** (5.85)	0.30*** (5.05)	0.45*** (4.09)	0.14** (2.16)	0.11** (2.46)	0.04 (0.73)	0.19** (2.36)
性别	0.15** (2.27)	0.14*** (4.83)	0.19** (2.19)	0.05 (0.64)	0.25*** (5.61)	0.24*** (7.66)	0.17*** (5.19)	0.26*** (4.79)	0.23*** (5.25)	0.35*** (10.96)	0.20*** (5.03)	0.25*** (4.12)
是否结婚	0.28*** (3.49)	-0.03 (-0.13)	0.36*** (3.54)	-0.14 (-0.91)	0.21*** (4.02)	-0.01 (-0.08)	0.26*** (6.54)	0.32*** (2.58)	0.11** (2.12)	-0.01 (-0.07)	0.25*** (5)	0.51*** (1.99)
是否省会	0.45** (2.48)	0.08* (1.67)	0.38*** (3)	0.15 (1.33)	0.14* (1.66)	0.26*** (3.44)	0.30*** (4.76)	0.04 (0.41)	0.18** (2.33)	0.30*** (5.49)	0.26*** (3.66)	0.41*** (3.5)
单位所有制	0.36*** (5.4)	0.34*** (11.55)	0.26*** (2.87)	0.19** (2.12)	0.17*** (3.09)	0.13*** (3.41)	-0.02 (-0.34)	-0.01 (-0.14)	0.01 (0.17)	0.14*** (3.21)	0.14*** (2.79)	-0.04 (-0.43)
职业	0.23*** (3.1)	0.11*** (3.94)	0.19** (2.04)	0.05 (0.58)	0.15*** (2.92)	0.35*** (8.54)	0.28*** (8.43)	0.21*** (4.21)	0.22*** (2.58)	0.33*** (6.23)	0.20*** (4.92)	0.17*** (2.77)
劳动密集型	-0.13 (-1.27)	-0.02 (-0.51)	-0.41*** (-3.33)	-0.30** (-2.4)	0.01 (0.19)	-0.08* (-1.8)	-0.17*** (-3.52)	-0.27*** (-3.5)	0.06 (1.01)	0.10** (2.55)	-0.07 (-1.16)	-0.25** (-2.38)
资本密集型	0.02 (0.24)	0.10** (2.37)	-0.12 (-1.16)	-0.08 (-0.78)	0.02 (0.42)	0.07* (1.9)	-0.05 (-1.39)	-0.18*** (-2.91)	0.08 (1.41)	0.12*** (3.03)	-0.06 (-1.32)	0.07 (0.95)
常数	4.37** (2.33)	1.20** (1.97)	2.45* (1.74)	0.59 (0.35)	-2.17*** (-3.6)	-1.75*** (-3.08)	-0.60 (-1.34)	-1.81** (-2.09)	0.58 (0.95)	1.04** (2.26)	1.73*** (3.07)	0.68 (0.77)
Kleibergen - Paap rk LM	176.36 [0.00]	654.23 [0.00]	118.43 [0.00]	73.93 [0.00]	148.45 [0.00]	128.78 [0.00]	193.06 [0.00]	54.79 [0.00]	101.48 [0.00]	51.97 [0.00]	142.95 [0.00]	65.44 [0.00]
Kleibergen - Paap rk Wald F	19.22 [16.38]	51.31 [16.38]	9.12 [16.38]	5.54 [16.38]	385.84 [16.38]	629.64 [16.38]	558.16 [16.38]	211.35 [16.38]	1289.53 [16.38]	2897.52 [16.38]	1841.23 [16.38]	524.74 [16.38]
样本数	1061	2209	375	240	1012	2024	1554	649	962	2269	1222	535
F 检验	14.63	65.00	16.46	8.59	22.29	44.33	61.91	18.65	12.45	33.26	29.79	14.69

表 4 报告的 2SLS 分析结果显示，采用国外市场接近度作为出口依存度的工具变量的系数均显著为正，且比表 3 中的对应值大。说明贸易开放对工资水平有显著的正向拉动作用，并且该作用在采用工具变量排除出口依存度的内生性后更强。但是在不同的年份，贸易对工资差距的影响机制呈现出不同的状况。2002 年的贸易开放系数值比其他年份都大，“低学历低经验”组的系数尤其大。加入 WTO 后伴随加工贸易的发展，学历间、经验间的工资差距均呈缩小态势。2007 年的贸易开放系数在高经验、高学历组别显著为正，此时也正值我国出口逐渐步入稳定发展的时期，研究

发现，同为低经验者，贸易开放导致的学历间工资差距扩大；而同为高经验者，贸易开放导致的学历间工资差距缩小。到 2013 年，贸易开放在各组别的系数均显著为正，且高学历组的系数较低学历组更大，表明经历华尔街金融危机冲击后，我国一般贸易的增速和规模均超过加工贸易，对劳动力的技能要求也相应提高，因而表现为贸易开放拉大了学历间（控制工作经验）的工资差距，并且同为低学历者，经验间的工资差距也出现扩大。

利用外资规模在 2007 年和 2013 年的多数组别中显著为负，说明多数外资企业处在价值链的

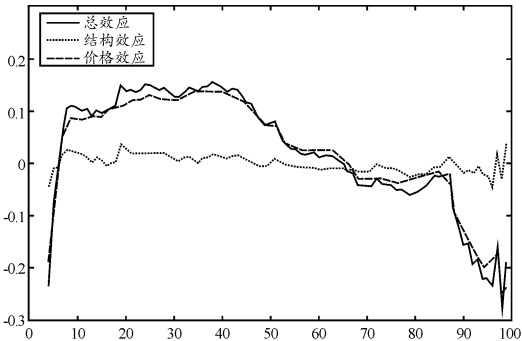
中低端，对城镇居民的工资水平有拉低作用。2002 年人均 GDP 仅在“低学历低经验”组与工资水平显著负相关，说明加入 WTO 后尽管出口和经济增长加快，但是低学历低经验劳动者的工资并未与人均 GDP 同步增长，究其原因，加工贸易之所以增长迅速，正是在于劳动力的低成本优势。然而，到 2007 年和 2013 年，人均 GDP 几乎对所有学历 - 经验组别均有显著正向影响，尤其是 2007 年的系数值在各组别均较大，表明此时各组别城镇居民的工资水平与人均 GDP 能够同步增长。

居民的个体特征方面，在排除出口依存度的内生性后，性别依然对几乎所有组别的工资有显著正效应，说明男性工资普遍比女性高。“是否结婚”的系数在低经验组别中显著为正，说明当劳动者进入劳动力市场后，结婚对其工资水平有显著提升作用。“是否省会”这一变量显著为正，并且到 2013 年该作用对于各组别均非常显著，表明省会城市具有更多的提升工资的机会。

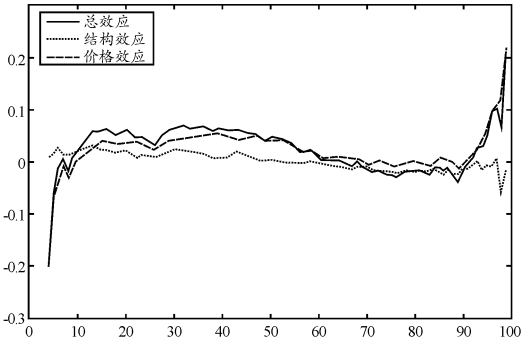
此外，从表 4 中可以看出，2002 年，在国有及国有控股企业工作的居民工资相对非国有企业的居民普遍要高，但是在 2007 年和 2013 年，国有企业的优势不明显，只在低学历或低经验组有所体现。对于各种学历 - 经验组别，凡从事高技能职业的居民其工资水平均显著较高。但在劳动密集型行业，对高学历者的工资具有显著负效应。在资本密集型行业，仅对高经验者的工资提升作用比较显著。同时，当居民的学历越高时，性别、单位所有制、职业类别等因素对其产生的影响越小，表明当学历较高时，工资更多的是对能力的回报，而其他外部特征产生的影响较小。

四、工资残差不平等分解与进一步的分析

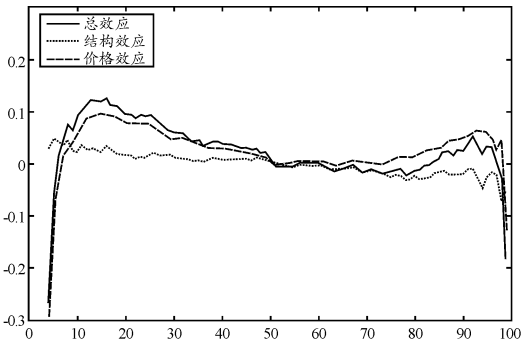
由于工资残差是构成居民工资差距的主要因素，对工资残差不平等进行分解可以进一步揭示贸易开放引起工资残差不平等的内在机制。我们利用 DiNardo 等（1996）提出的反事实分解（DFL）方法^⑤，将工资残差不平等分解成价格效应和结构效应两部分，其中价格效应是指居民特征保持不变，由特征的回报率上升引起的工资差距变化；结构效应指特征回报率保持不变时，特征分布结构发生变化导致的工资差距变化。为此我们将数据分为三组（2002 - 2007，2002 - 2013 以及 2007 - 2013），分别对比实际工资与反事实工资的残差分布，结果发现，各学历 - 经验组别均呈现价格效应突出而结构效应很小。^⑤



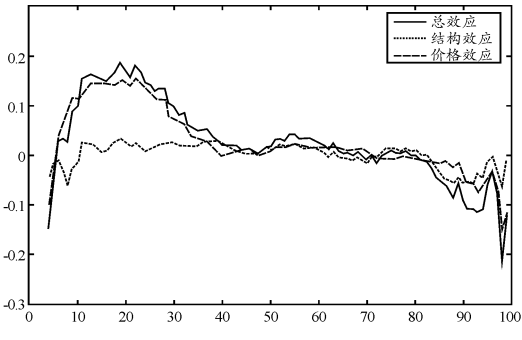
(a) 低学历低经验



(b) 低学历高经验



(c) 高学历低经验



(d) 高学历高经验

图 2 2007 - 2013 年各组别工资残差的 DFL 分解

图 2 按照四个组别，展示了根据 DFL 分解公式得出的 2007 - 2013 年工资残差在各分位点的变化，以及该分位点对应的价格效应和结构效应。其

中实线表示总效应，即 2007 - 2013 年各分位点工资残差的实际变化；断点线表示结构效应，即各分位点上 2013 年实际工资残差与保持 2007 年个体特征不变的反事实工资残差之差；长断线表示价格效应，即各分位点上反事实工资残差与 2007 年实际工资残差之差。图中，各组别结构效应基本在 0 附近上下波动，而价格效应与总效应非常接近。由此得出的结论是：价格效应是工资残差分布发生变化的主要原因，而结构效应对工资残差不平等的解释力相对较小。为此我们做了文献检索，发现既有研究中已有类似的结论（邢春冰等，2010；魏下海等，2012；赵春明等，2014），但是本文首次采用了 2013 年数据，从而验证了华尔街金融危机之后，价格效应仍然是工资残差分布发生变化的主要原因。

下面考察贸易开放对工资残差不平等的影响，被解释变量是对数小时工资残差，回归模型如下：

$$\varepsilon_{ijt} = \alpha_t + \beta_1 \text{Export}_{jt} + \gamma_1 \ln \text{fdi}_{jt} + \varphi_1 \ln \text{agdp}_{jt} + \lambda_1 X_{it} + e_{ijt} \quad (2)$$

其中，下标 i 表示居民个体，下标 j 表示城市；下标 t 表示年份，分别取 2002、2007 和 2013 年；被解释变量 ε_{ijt} 代表所计算的城市 j 的居民 i 在年份 t 的对数小时工资残差； α_t 和 e_{ijt} 分别为常数项和残差项。模型中仍旧包含了 Export_{jt} 、 $\ln \text{fdi}_{jt}$ 和 $\ln \text{agdp}_{jt}$ 三个与城市经济相关的变量，其代表的经济意义分别为城市 j 在年份 t 的出口依存度，城市 j 在年份 t 利用外资金额的对数，以及城市 j 在年份 t 实现的人均 GDP 对数。这里仍然将居民所在城市是否为省会城市这一虚拟变量作为解释变量之一，将国外市场接近度作为出口依存度的工具变量纳入 2SLS 回归中；而 X_{it} 仍然代表城镇居民 i 在年份 t 的可观测个体特征，包括性别、是否结婚、所在单位所有制、职业类别、所处行业等。^⑤

结果发现，2002 年贸易开放的系数在“低学历高经验”组别显著为负，说明对该组居民工资残差有拉低作用。即缩小了该组别的组内工资差距，对其他组别的工资残差影响则不显著。2007 年贸易开放在“低学历高经验”和“高学历低经验”组显著为正，对工资残差有拉升作用，具体而言，若同为低经验劳动者，贸易开放对高学历的工资残差有显著提升作用，即拉大了低经验劳动者的学历间工资差距；而同为高经验组劳动者，贸易开放对低学历的工资残差有提升作用，即缩小了高经验劳动者的学历间工资差距。2013 年贸易开放的系数在各组别均显著为正，此时由贸易

开放导致的各“学历 - 经验”组别的居民工资残差均上升，同时当经验相同时，高学历组的系数较大；当学历相同时，高经验组的系数较大。因此，贸易开放既扩大了学历间（控制住经验）的工资残差不平等，也拉大了经验间（控制住学历）的工资残差不平等。

利用外资规模与工资残差水平呈现负相关，说明利用外资规模产生了降低城镇居民工资残差的作用，这种作用在 2007 年和 2013 年的多数组别均显著。人均 GDP 在 2002 年与残差工资水平呈显著正相关，说明所在城市的经济发展水平对各组别城镇居民的工资残差有显著拉升作用；但在 2007 年和 2013 年，人均 GDP 对各组别工资残差均无明显作用。此外我们也发现，“是否省会”这一变量在 2002 年不显著，但到 2007 年和 2013 年则在各组别均显著为正，说明自 2007 年以来，省会城市居民的工资残差比非省会城市居民显著更高。

居民的个体特征方面，“性别”对 2002 年低经验组以及 2007 年和 2013 年各组别的工资残差均具有显著的正效应，说明男性的工资残差普遍比女性的工资残差大；就系数值而言，性别对高学历者工资残差的影响比对低学历者要小。不过在各个时期，“是否结婚”对工资残差的影响都不显著。就单位所有制而言，2002 年在国有及国有控股企业工作的居民工资残差相对非国有企业的居民要高，但随着进一步扩大对外开放，这一作用逐渐减小，在 2007 年和 2013 年只体现在低学历或低经验组。职业技能要求方面，高技能职业的居民工资残差更高，并且该作用在 2007 年和 2013 年更趋显著，系数值也更大，表明自 2007 年以来贸易开放更多地提高了对技能劳动的需求。就行业而言，2002 年和 2007 年，劳动密集型行业高学历者的工资残差降低，但到 2013 年，该作用不再显著；在资本密集型行业，对“低学历高经验”组的工资残差影响则显著较大，对高学历者的工资残差却并没有显著影响。总体而言，所处行业对高学历者的工资残差影响不显著。

此外，我们从两个方面进行了稳健性检验：一是换成以本科为界对高低学历组进行重新划分；二是以 10 年时间为界对高低经验组进行重新划分，依然考察贸易开放对四个“学历 - 经验”组别的工资水平、工资残差产生的影响，所得结论与上述基本一致，说明本文的结论稳健可靠。^⑥

五、结论

加入 WTO 以来，我国的贸易开放不论在规

模上还是结构上都发生了巨大变化,贸易开放的变化改变了劳动力市场的结构,尤其是加工贸易和一般贸易占比的变化意味着对劳动技能和人力资本的市场需求发生了变化,由此引起工资差距发生变化。本文发现,自2002年以来,我国工资残差在整体工资差距中占77%以上,并已逐渐上升至80%以上。基于此,我们着重考察了贸易开放影响工资残差不平等、进而影响工资差距的机制。在采用CHIP(2002、2007、2013)数据进行的实证研究中,将居民分成了四个“学历-经验”组别,分析贸易开放对工资和工资残差的影响,并利用DFL反事实分解方法,分解了影响工资残差不平等的价格效应与结构效应。

本文的实证研究结果显示:其一,贸易开放对工资收入有显著的正向拉动作用,但是不同于赵春明和李宏兵(2014)^①指出的“高低学历间的工资增长速度有收敛趋势”,我们发现“高学历高经验”组的工资增幅最快,其次是“高学历低经验”组,而“低学历低经验”组的工资在2002-2007年增长较快,到2007-2013年则增长最慢。其二,不论是总样本还是各组别,城镇居民工资差距在2002-2007年确有扩大,而在2007-2013年则呈缩小态势。组别间的比较表明,在同为低经验的情形下,学历高低与工资不平等的关联无明显趋势;同为高经验情形下,学历高者的工资差距相对较小;在同为低学历情形下,高经验者的工资差距较大,同为高学历情形下,则工资差距与经验无明显关联。其三,不同时期,贸易开放对工资差距的影响机制呈现不同特征。在2002年,随着加入WTO后加工贸易的发展,导致了学历间、经验间工资差距的缩小;在2007年,我国出口逐渐步入稳定增长期,同为低经验者,贸易开放导致的学历间工资差距扩大,而同为高经验者,贸易开放导致的学历间工资差距缩

小;到2013年,在经历了华尔街金融危机的冲击后,我国一般贸易增速和规模均超过加工贸易,对劳动力的技能要求相应提高,因而贸易开放拉大了学历间(控制住经验)的工资差距,并且同为低学历者,经验间的工资差距也出现扩大。其四,为了分析工资残差不平等的来源,根据DFL反事实分解方法比较了工资残差的各分位点的变化,结果发现,在2002-2013年,价格效应是导致工资残差不平等的主要原因。其五,进一步考察贸易开放对工资残差的影响,发现在2002年贸易开放缩小了“低学历高经验”组别的组内工资差距,而对其他组别的影响不显著;在2007年,贸易开放在“低学历高经验”和“高学历低经验”组显著为正,表明贸易开放拉大了低经验劳动者的学历间工资差距,缩小了高经验劳动者的学历间工资差距;到2013年,贸易开放导致各“学历-经验”组别的居民工资残差均上升,并且贸易开放既扩大了学历间(控制住经验)的工资残差不平等,又拉大了经验间(控制住学历)的工资残差不平等。可见,目前的贸易开放正在由依靠低劳动力成本的加工贸易转向依靠竞争优势的一般贸易,导致一方面劳动经验对学历的替代性减弱,贸易开放对各组别的工资残差都产生了更为显著的影响;另一方面学历间、经验间的经济回报差距也在不断扩大。

从上述结果不难看出,目前贸易开放对工资差距的影响主要体现为对工资残差不平等的影响,而后者主要来自价格效应的影响。因此,我国既需要进一步提高高等教育对人才培养的数量和质量,提高劳动力的整体学历水平,以适应现阶段贸易开放和全球化竞争对高端、专业化人力资本的需求;同时也要注意加强中、高级职业技能培训,以适应一般贸易对熟练技术工人和管理人员的需求,促进我国的出口制造业迈向产业链中高端。

-
- ① Currie J., & Harrison A., “Sharing the Costs: The Impact of Trade Reform on Capital and Labor in Morocco”, *Journal of Labor Economics*, vol. 15, no. S3 (Nov. 1997), pp. 44-71.
- ② Revenga A., “Employment and Wage Effects of Trade Liberalization - The Case of Mexican Manufacturing”, *Journal of Labor Economics*, vol. 15, no. S3 (Nov. 1997), pp. 20-43; Galor O., & Moav O. “Ability-Biased Technological Transition, Wage Inequality, and Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, no. 2 (Nov. 2000), pp. 469-497.
- ③ Wu X., Foreign Direct Investment, “Intellectual Property Rights, and Wage Inequality in China”, *China Economic Review*, vol. 11, no. 4 (Nov. 2001), pp. 361-384; 潘士远:《贸易自由化、有偏的学习效应与发展中国家的工资差异》,《经济研究》2007年第6期。
- ④ 王苍峰、司传宁:《经济开放、技术进步与我国制造业的工资差距》,《南开经济研究》2011年第6期。
- ⑤ 刘斌、李磊:《贸易开放与性别工资差距》,《经济学:季刊》2012年第11卷第2期。

- ⑥ ② 赵春明、李宏兵：《出口开放、高等教育扩展与学历工资差距》，《世界经济》2014年第5期。
- ⑦ Mincer J A. Schooling, “Experience, and Earnings”, *Journal of Political Economy*, vol. 83, no. 2 (Nov. 1975), pp. 218 – 223.
- ⑧ Juhn C, Murphy K M, &Pierce B. “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 3 (Nov. 1993), pp. 410 – 442.
- ⑨ Violante G L. , “Technological Acceleration, Skill Transferability, and the Rise in Residual Inequality”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, no. 1 (Nov. 2002), pp. 297 – 338.
- ⑩ Uren L, &G. Virag, “Skill Requirements, Search Frictions, and Wage Inequality”, *International Economic Review*, vol. 52, no. 2 (Nov. 2011), pp. 379 – 406.
- ⑪ McCall L. , “Explaining Levels of within – group Wage Inequality in U. S. Labor Markets”, *Demography*, vol. 37, no. 4 (Nov. 2000), pp. 415 – 430.
- ⑫ Haider S J. , “Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967 – 1991”, *Journal of Labor Economics*, vol. 19, no. 4 (Nov. 2001), pp. 799 – 836.
- ⑬ 郭继强、姜俪、陆利丽：《工资差异分解方法述评》，《经济学：季刊》2011年第10卷第2期；Autor D H. , “Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices”, *SSRN Electronic Journal*, vol. 2, no. 2 (Nov. 2005), pp. 210 – 240；姚先国、李晓华：《工资不平等的上升：结构效应与价格效应》，《中国人口科学》2007年第1期。
- ⑭ Lemieux T. , “Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?” *American Economic Review*, vol. 96, no. 3 (Nov. 2006), pp. 461 – 498.
- ⑮ Meng X, Shen K, &Xue S. , “Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988 – 2009”, *Journal of Comparative Economics*, vol. 41, no. 1 (Nov. 2010), pp. 227 – 244.
- ⑯ 邢春冰、李实：《中国城镇地区的组内工资差距：1995—2007》，《经济学：季刊》2011年第10卷第1期。
- ⑰ 徐舒、朱南苗：《异质性要素回报、随机冲击与残差收入不平等》，《经济研究》2011年第8期。
- ⑱ Cai H, Chen Y, & Zhou L. , “Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992 – 2003”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 58, no. 3 (Nov. 2010), pp. 385 – 413.
- ⑲ 魏下海、董志强、温伟华：《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》2012年第1期。
- ⑳ Hering, L. &Poncet, S. , “Market Access and Individual Wages: Evidence from China”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 92, no. 1 (Nov. 2010), pp. 145 – 159；Kamal, F. , Lovely, M. & Ouyang Puman, “Does Deeper Integration Enhance Spatial Advantages? Market Access and Wage Growth in China”, *International Review of Economics and Finance*, no. 23, 2012, pp. 59 – 74.
- ㉑ 由于各城市消费价格指数的数据缺失较多，故统一采用省级消费价格指数进行平减。以上相关城市数据主要来源于各省市统计年鉴，部分数据来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及各城市统计公报。省级消费价格指数和美元与人民币汇率年平均价来自《中国统计年鉴》。
- ㉒ 黄玖立、李坤望、晓鸥：《出口开放、地区市场规模和经济增长》，《经济研究》2006年第6期。
- ㉓ 具体而言，沿海港口城市的国外市场接近度为其到海岸线距离的倒数，内陆城市的国外市场接近度则为其到最近的沿海港口城市的距离加上该港口城市到海岸线的距离，再取倒数。其中，沿海港口城市以2004年发布的《交通部发布中国主要港口名录的公告》为准；内陆城市与港口城市之间的距离以电子地图测算的最短直线距离为依据，港口城市到海岸线的距离以电子地图测算的最短直线距离为准。
- ㉔ Dinardo J, N. Fortin, &M. Lemieux T. , “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973 – 1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, vol. 64, no. 5 (Nov. 1996), pp. 1001 – 1044.
- ㉕ 篇幅所限，此处略去了构造反事实分解的具体数学推导，以及工资残差分布的密度函数图。
- ㉖ 回归结果在形式上与表4类似，所不同的是被解释变量是对数工资残差。由于篇幅所限，此处不再列出详细回归结果，只将结论进行概括性表述。对于略去的内容，有兴趣的读者可函索。
- ㉗ 由于篇幅所限，此处未提供稳健性检验结果。

（责任编辑：张 琦）