

# 中国城镇地区的组内工资差距：1995—2007

邢春冰 李 实\*

**摘 要** 本文利用1995年、2002年和2007年的住户调查数据,发现城镇地区的组内工资差距不断上升并在不同时期表现出不同的演变特征。分解结果表明组内工资差距上升的主要来源是技能价格上升。本文构造了城市层面的面板数据,发现所有制调整和全球化是导致技能价格上升进而导致组内工资差距上升的重要因素。所有制调整的影响主要体现在第一个时期(1995—2002年),而全球化的影响更多的体现在第二个时期(2002—2007年),突显了加入WTO对我国收入差距的影响。

**关键词** 组内差距, 半参数分解, 技能价格

## 一、引 言

在过去二十多年的时间里,我国城镇地区的工资差距一直在上升(Park *et al.*, 2006; Li *et al.*, 2007)。根据Li *et al.* (2007)的估计,从1988年到2003年,我国城镇地区工资的基尼系数由0.238上升到0.364。工资结构及其对收入差距的影响已经吸引了很多研究者的注意(Meng, 2000; Knight and Song, 2003, 2008; Meng *et al.*, 2010)。大多数现有的研究都集中在讨论不同组别(如不同教育水平或不同年龄阶段等)之间的工资差距(即组间差距, between inequality)问题。尽管组间差距上升是导致总体工资差距上升的重要原因,仍然有相当一部分工资差距不能通过组间差距来解释。这个不可解释的部分就是本文所关注的组内差距(within inequality),也称残差差距(residual inequality)。

在一个标准的明瑟工资方程中,工资(对数形式)是教育年限、经验、经验平方以及随机扰动项的函数。组间工资差距由教育和经验的分布以及它们的系数大小所决定,而组内差距则主要体现在残差项的分布。因此,组间

\* 北京师范大学经济与工商管理学院、收入分配与贫困研究中心。通信作者及地址:邢春冰,北京市新街口外大街19号北京师范大学经济与工商管理学院,100875;电话:(010)58807847;E-mail: xingchunbing@gmail.com。作者感谢匿名审稿人的建设性意见。本研究得到了福特基金会、国家社会科学重大项目(“收入分配制度改革与社会公平”)以及北京师范大学劳动经济学创新群体项目的资助,在此一并致谢。文责自负。

差距对于总体工资差距的贡献可以通过工资方程的可决系数( $R^2$ )来反映。在众多的实证研究中,可观测的技能(如教育和经验)的解释能力往往只在30%左右,<sup>1</sup>大部分工资差距无法通过可观测的特征来解释。与此同时,无论是日常的观察还是已有的经验研究都表明组内收入差距呈不断上升的趋势(Meng *et al.*, 2010; Lemieux, 2008)。因此,考察组内工资差距的变化以及背后的原因对于理解总体收入差距的变动具有重要意义。

从分解的角度看,组内工资差距上升可能有如下几个原因:第一个也是最重要的原因是不可观测的技能的价格上升(价格效应)。如果技能分布不变,技能价格上升自然会导致收入差距的上升。大多数研究都认为技能价格的上升是美国等发达国家组内工资差距上升的原因(Juhn *et al.*, 1993; Acemoglu, 2002; Katz and Autor, 1999等)。然而,一旦我们更加仔细地审视组内差距的内部结构,便可能得到截然不同的结论。简单地讲,总体组内差距是每个组别内部工资差距的加权平均,而其权重就是各组样本占总样本的比重,它反映了特征的分布状况。由于不同组别的组内差距并不必然相同,如果可观测的特征分布发生变化,即便技能价格没有变化,总体的组内差距也会发生变化。举例来说,如果大学毕业生的组内差距大于高中毕业生,那么单纯随着劳动者中大学毕业生比例的增加,总体的组内差距也会上升。本文将由此导致的组内差距上升称为特征效应(也可称其为组成效应, composition effect)。Lemieux (2006b)利用美国的数据,发现特征效应是导致美国组内收入差距上升的重要因素,这对于单纯强调技能价格的研究而言是一个重要的修正。除了价格效应和特征效应外,测量误差(Lemieux, 2006b)以及技能分布本身的变化(Meng *et al.*, 2010)也会导致组内差距的变化。这两点暂时无需赘述。

本文利用1995年、2002年和2007年的住户调查数据考察了城镇地区组内工资差距的演变特征及其决定因素。我们发现,从1995年到2002年,工资差距以及组内工资差距的上升主要发生在工资分布或残差工资分布的下半部。通俗地讲,就是穷人变得更穷(相对而言)。而从2002年到2007年,差距的上升则主要集中在工资分布的上半部,即富人更富。接下来,我们同时利用DFL方法(DiNardo *et al.*, 1996)和基于分位回归的分解方法(有时简称MM方法, Machado and Mata, 2005; Autor *et al.*, 2008)考察了特征效应对于组内工资差距的影响。结果表明特征效应对于组内工资差距的影响很小。考虑到20世纪90年代以来我国城镇地区教育水平的显著提高,这一结果有些出人意料。但是,换个角度讲,本文的实证结果为那些直接将组内工

<sup>1</sup> 例如 Meng *et al.* (2010, p. 30)的研究中,解释变量(经验、教育以及省份虚拟变量)的解释能力大多在30%左右。在 Knight and Song (2008, pp. 228—229)的研究中,1995年和2002年,解释变量的解释能力在35%左右。解释变量包括性别、少数民族、党员身份、所有制、省份、教育水平、年龄和职业。

资差距上升的原因归结为价格效应的研究提供了支持性的证据。

此外，本文还构造了城市层面的面板数据，利用地区间的变动考察了影响组内工资差距的因素。固定效应模型的结果表明，所有制结构变动是导致技能价格（以及组内差距）上升的重要因素，其影响主要体现在1995年至2002年。这一结果与现有的研究结果（Zhang *et al.*, 2005; Meng *et al.*, 2010; Cai *et al.*, 2010）是一致的。另外一个重要发现是，中国加入WTO对于组内差距的上升具有显著的影响。然而在现有的研究中，很多研究要么认为全球化尚未对我国的收入差距产生显著影响（Zhang *et al.*, 2005），要么没有注意到加入WTO给我国经济带来的结构性变化（Cai *et al.*, 2010）。<sup>2</sup>

尽管对于我国城镇地区组内工资差距的研究较少，仍然有一些例外。Cai *et al.* (2010) 利用30个省份的城镇家庭收支调查（UHIES）数据考察了城镇地区的收入<sup>3</sup>和消费不平等，并将其分解为组间差距和组内差距两个部分。他们的结果表明组内收入方差对于总体方差的解释能力在60%左右。他们还考察了影响城镇地区收入差距的因素（所有制调整、城市化以及全球化等），但是没有进一步将组内差距分解为价格效应和特征效应。此外，他们关注的内容是收入和消费不平等，并非工资差距。Meng *et al.* (2010) 利用了相同来源的数据（但是只涵盖16个省份），同时她们只考虑了工资收入。通过将工资的总方差分解为可观测的价格效应、特征效应以及组内方差，她们发现组内工资差距的上升是导致总体差距上升的主要原因。不过她们没有明确考虑组内方差变化的特征效应和价格效应。此外，上述两项研究都是基于方差分解的方法，没有细致考察组内工资的分布状况。相比之下，本文的方法可以对整个分布进行考察。

Park *et al.* (2006) 和 Li *et al.* (2007) 是两项相对较早的研究。Park *et al.* (2006) 使用 Juhn *et al.* (1993) 提出的方法（后面简称JMP方法），分析了1988年至1999年的工资差距。他们同样发现了组内差距的显著上升，并认为技能价格的上升可以解释总体工资差距的上升。Li *et al.* (2007) 利用了基于分位回归的JMP分解<sup>4</sup>，由于使用的是相同的数据，两项研究的结果非常接近。与他们相比，本文所使用的数据更具时效性，这使我们可以发现近些年来工资分布变化的新趋势。此外，这两项研究都没有通过实证分析对技能价格的上升进行解释。

本文的结构安排如下：第二部分简要介绍我国城镇地区经济改革的背景并描述数据；第三部分介绍本文利用的分解方法——DFL方法和基于分位回

<sup>2</sup> Cai *et al.* (2010) 考察了出口以及 FDI 对城镇地区收入差距的影响，但是没有区分时间阶段，因此无法识别加入 WTO 是否对我国经济产生显著影响。

<sup>3</sup> 收入包括工资、经营收入、财产收入以及转移性收入（Cai *et al.*, 2010, p. 389）。

<sup>4</sup> 见 Autor *et al.* (2008)。

归的方法;第四部分报告分解结果;第五部分通过估计城市水平的固定效应模型考察了组内工资差距的影响因素,此外,还简单讨论了技能分布变动和劳动力市场分割对于本文结果的影响;第六部分总结全文。

## 二、背景和数据描述

### (一) 背景

在本文所考察的时间段内(1995—2007年),我国城镇地区经历了深刻的经济转型。本文总结了三个方面的经济政策,这些政策对城镇地区的收入分配状况产生了或正在产生重要的影响。<sup>5</sup>

首先是20世纪90年代末,我国进行了大规模的所有制结构调整。早在1992年,中央政府就已经将“建立社会主义市场经济体制”作为我国经济体制改革的目标。但是,直至90年代中期,城镇部门改革的步伐仍然缓慢,国有企业内部冗员严重,经济效益低下(Knight and Song, 2008)。1997年召开的中共十五大加快了经济体制改革的步伐。会议强调要“调整和完善所有制结构”,在进一步阐述公有经济含义的同时,指出非公有制经济是我国社会主义市场经济的“重要组成部分”,不仅如此,十五大报告还指出要健全财产法律制度,依法保护各类企业的合法权益和公平竞争。这些不仅进一步为非公经济的发展提供了保障,而且为国有企业深化改革提供了依据。<sup>6</sup>在随后的几年里大量国有企业要么转变为股份制,要么破产、合并或者改组。随着企业改革深化、技术进步和经济结构调整,人员流动和职工下岗亦难以避免。到2002年,我国城镇劳动力在公有部门就业的比例从1995年的76%下降到了33%。<sup>7</sup>

出于以下几个原因,所有制结构调整会对城镇地区的工资结构以及组内工资差距产生影响。首先,公有部门和民营部门之间有着显著不同的工资决定机制。一般而言,后者的工资机制更加灵活并以市场为导向,组间和组内的工资差距更大(见Meng, 2000; Dong and Bowles, 2002; 邢春冰, 2005)。随着越来越多的劳动力转移到民营部门,工资结构以及工资差距自然会发生变化。其次,公有部门内部的工资决定机制也在不断演变。例如,邢春冰(2007)发现20世纪90年代公有部门内部的教育回报率呈显著的上升趋势。

<sup>5</sup> 已经有很多出色的研究考察了经济转型对于劳动力市场以及收入分配的影响,如 Li and Sato (2006)、Riskin *et al.* (2001) 和 Gustafsson *et al.* (2008)。

<sup>6</sup> 相关内容可参考如下网址:<http://cpc.people.com.cn/GB/64162/64168/64568/65445/4526285.html>。

<sup>7</sup> 公有部门比例为城镇地区注册劳动力中国有部门和集体部门劳动力所占的比重。这里的数据是作者根据《中国统计年鉴》(2004)的相关数据计算得到。

进入新世纪以来，很多国有企业又进行了新一轮的薪酬改革，其核心内容之一一是使薪酬与业绩挂钩。这样的改革很可能会加大收入差距。<sup>8</sup>再次，所有制调整过程中的“抓大放小”原则使很多大型国有企业成了垄断能力很强的企业。与此同时，劳动力进入国有企业亦变得相对困难。这使得国有企业的工资显著高于其他部门，也对城镇地区的工资差距产生了影响。在第五部分，我们将考察所有制结构变化对于组内收入差距的影响。

伴随着所有制改革，我国经济融入世界经济的程度也在不断加深 (Wan *et al.*, 2007)。加入 WTO 进一步加快了我国对外开放的进程。例如在 2002 年，我国削减了 5 000 多种产品的关税。同一时期，我国大幅降低了对贸易活动的管制程度，减少了贸易配额限制，实际利用外资的数量大幅增加 (Wan *et al.*, 2007)。加入 WTO 之后，我国的出口增长迅猛，从 2001 年到 2005 年，我国的总出口额就从 2 112 亿美元增加到 5 255 亿美元 (Amiti and Freund, 2008)。已经有大量的研究表明，全球化会对一个国家的收入分配状况会产生影响 (见 Hanson, 2007; Topalova, 2005 等)。在针对中国的研究中，Zhang and Zhang (2003) 发现全球化使得地区收入差距进一步增大；Wei and Wu (2003) 的研究则表明开放程度与城乡收入差距是负相关关系；Wan *et al.* (2007) 的结果则表明全球化使得地区间差距缩小。与本文最为接近的是 Cai *et al.* (2010)，他们的结果表明 FDI 和出口均对城镇地区的总体以及组内收入方差有显著影响。但是他们没有考察加入 WTO 对我国城镇地区组内收入差距的影响。

我们考虑的第三项重要的经济政策是高考扩招。Li and Xing (2010)、Li *et al.* (2008) 的研究表明，20 世纪 90 年代末的高考扩招显著提高了高中毕业生上大学的概率。如果不同教育水平的组内工资差距是不同的，那么教育水平的提高将会导致总体的组内差距发生变化。这正是本文所要讨论的特征效应。不过，大学扩招还会带来一种更加微妙的特征效应：由于我国的高考系统是通过高考分数决定一个人是否有机会上大学（能力越高越有机会上大学），高考扩招的结果之一是使得能力相对低一些的高中毕业生也能够上大学。这也意味着高考扩招会改变不同教育组别内部的能力（技能）分布 (Meng *et al.*, 2010)。如果我们假定其分布不发生改变，那么其实际变化将被认为是价格效应，这自然会影响到分解结果的可靠性。幸运的是，本文后面的分析并没有发现教育组内的能力分布发生显著的变化。

我们忽略了很多会对组内工资差距产生影响的经济政策或因素。一方面，我们受到数据的限制。另一方面，第五部分的固定效应模型可以帮助我们控制很多城市层面不随时间改变的因素。最后，由于本文的样本是具有城市户

<sup>8</sup> Lemieux *et al.* (2009) 利用美国的数据发现，绩效工资使得收入差距上升。

口的居民,我们也没有考虑城乡移民问题。

## (二)我国城镇地区的(组内)工资差距及其演变

本文利用了1995年、2002年和2007年三轮中国家庭收入调查(CHIP)的城镇住户数据。这三个年份的数据分别涵盖了11、12和16个省份,这些省份的选取在地域分布和经济发展水平上都具有很好的代表性。1995年和2002年调查的省份基本相同,唯一的不同在于重庆市从四川省中划分出来(重庆市也参加了1995年的调查)。<sup>9</sup>2007年在原有基础上增加了四个省份。<sup>10</sup>在城市的层面,也有很多地区是重叠的。我们在第五部分中构造了城市层面的面板数据考察影响组内工资差距的因素。

我们只保留了18—60岁、年工资收入大于零的样本。本文利用的年工资收入包括一般性的工资收入、津贴和其他劳动收入。我们利用国家统计局提供的消费价格指数将所有年份的工资收入平减到1995年的水平。<sup>11</sup>考虑到性别差异,本文对男性和女性样本分别进行考察。表1报告了各个年份的工资水平和工资差距(均基于自然对数形式)。从1995年到2002年再到2007年,男性的平均对数工资分别增长了0.49和0.52。女性的平均对数工资增长相对缓慢,分别为0.48和0.36。

与此同时,工资差距也在不断上升。男性的对数工资方差从1995年的0.41上升到2002年的0.54,并进一步上升到2007年的0.78。<sup>12</sup>从1995年到2002年,工资分布50—10分位点间的差距从0.72上升到0.87;而90—50分位点间的差距则从0.60增加到0.68,有65%以上的工资差距上升发生在工资分布的下半部分。2002年到2007年的变化规律截然相反:约有60%的工

<sup>9</sup> 1995年和2002年的省份包括北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、四川、(重庆)、云南和甘肃。

<sup>10</sup> 2007年新加入的省份是上海、浙江、福建和湖南。为了作跨时比较,我们也尝试了删除这四个省份的数据,对结果没有产生显著影响。见脚注12。

<sup>11</sup> 很多研究强调了地区间的价格水平差异(Brandt and Holz, 2006; Gong and Meng, 2008)。但是由于本文在计算残差工资时控制了省份虚拟变量,是否利用省级层面的CPI平减指数并不会影响本文的结果。

<sup>12</sup> 本文中在对数工资方差的变化趋势与Meng *et al.* (2010)的结果显著不同。后者发现2000年以后,对数工资方差上升的速度有所降低甚至出现了下降的趋势。为了找到原因,本文尝试了不同的数据处理方式。首先,我们像Meng *et al.* (2010, 13页)那样删除了工资分布中最低和最高的1%样本。尽管这使得对数工资方差大幅下降(特别是2007年),其从2002年到2007年上升的幅度仍然很大(见附录表A 1-A)。其次,由于地区间的工资差距很大,我们进一步删除了2007年中新增的省份,这对结果影响很小(表A 1-B)。最后,我们将工资数据中的“其他劳动收入”排除在外,这使得对数收入方差变化很大(表A 1-C)。从1995年到2002年,男性的对数收入方差增加了0.16,而从2002到2007年,增加幅度只有0.08。女性在这两个时期的增加幅度分别为0.15和0.08。因此,“其他劳动收入”可能是造成本文与Meng *et al.* (2010)存在差别的原因。尽管不同的数据处理方法会使得对数工资方差变动很大,其他的工资差距指标,特别是分位点之间的差距对此却并不敏感。这主要是因为分位点往往对极值或异常值并不敏感。由于本文所使用的方法可以对整个分布进行分解,其分解结果也会相对稳健。因此,在接下来的分析中,本文仍然保留了所有有工资收入的样本,而且将“其他劳动收入”考虑在内。

资差距（90—10 分位点之差）上升来自工资分布的上半部分。换言之，第一个时期的工资差距上升主要是因为穷人变得更穷，第二个时期则是因为富人变得更富。女性的工资差距也在不断上升。与男性不同，女性工资差距的上升在第一个时期更多来自工资分布的上半部分，在第二个时期则更多来自下半部分。

表 1 工资差距与组内工资差距

	1995	2002	2007	1995	2002	2007
	男性			女性		
<b>A: Ln(工资)</b>						
均值	8.630	9.120	9.641	8.398	8.880	9.236
p90—p10	1.315	1.555	1.879	1.524	1.693	2.051
p50—p10	0.717	0.871	1.002	0.894	0.910	1.135
p90—p50	0.598	0.684	0.876	0.630	0.784	0.916
方差	0.414	0.544	0.776	0.607	0.593	1.046
<b>B: 组内差距 (Residual I)<sup>a</sup></b>						
p90—p10	1.095	1.325	1.524	1.233	1.412	1.720
p50—p10	0.580	0.751	0.842	0.707	0.801	0.949
p90—p50	0.514	0.574	0.683	0.525	0.612	0.772
方差	0.311	0.407	0.586	0.475	0.430	0.792
<b>C: 增加控制变量后的组内差距 (Residual II)<sup>b</sup></b>						
p90—p10	1.044	1.254	1.382	1.148	1.342	1.392
p50—p10	0.550	0.682	0.726	0.651	0.746	0.721
p90—p50	0.493	0.572	0.656	0.497	0.596	0.670
方差	0.286	0.364	0.423	0.386	0.379	0.423

注：a. 首先用  $\ln(\text{wage})$  对教育水平虚拟变量、经验组虚拟变量、此两者的交叉项以及省份虚拟变量做回归，然后预测得到残差，利用残差计算各种组内工资差距指标；b. 除了 a 中的变量外，回归模型中还添加了职业、所有制以及行业虚拟变量。

为了考察组内工资差距，本文为不同年份男性和女性的样本分别估计了工资方程（自变量包括教育水平虚拟变量、经验组别虚拟变量、教育和经验的交叉项以及省份虚拟变量）。然后利用估计的模型预测每个样本的工资残差。结果表明，各个年份的回归模型中，可观测的特征（技能）能够解释总体工资差距的约 1/4，不可解释的（组内）工资差距占总体工资差距的约 3/4（比较表 1 的 A 和 B 两部分）。换句话说，即便剔除掉组间差距，工资差距仍然很大（图 1 给出了工资分布和残差工资分布的核密度估计）。男性组内差距的规律和总体工资差距的规律非常类似。女性组内收入差距的变化规律有所变化：2002—2007 年，女性组内收入差距的变化主要集中在工资分布的上半部分。这与同一时期女性总体工资差距变化的规律不同，却与男性总体及组内工资差距的变化规律更为一致。组内差距上升是总体工资差距上升的重要原因。从 1995 年到 2002 年再到 2007 年，男性的组内工资方差分别增加了 0.096 和 0.179，分别是同时期总体方差增加幅度的 74% 和 77%。其他不平等指标和女性的结果也表现出类似的规律。表 1 的 C 部分在预测残差工资的

时候进一步控制了所有制、职业和行业。这无疑增加了工资方程的解释能力(组内工资差距变小)。即便如此,仍然有很大比例的工资差距不能被这些因素所解释,组内差距的上升仍然是导致总体工资差距上升的重要因素。

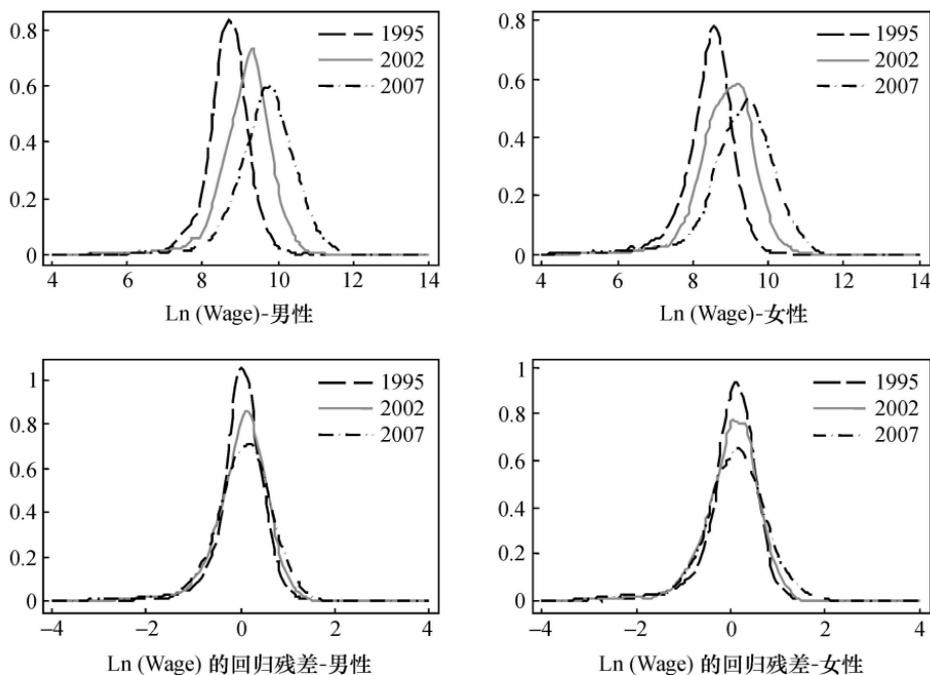


图1 工资分布和组内工资分布

如果不同组别的组内工资差距存在差异,总体组内差距将会受到特征分布变化的影响。我们将样本按照经验和教育水平分为24个教育—经验组别。6个不同的教育水平为小学及以下、初中、高中、技校、大专和大学及以上;4个不同的经验水平为10年以下、11—20年、21—30年和31年以上。表2报告了男性各个组别的组内工资方差以及不同组别占总样本的比例。大多数教育—经验组(特别是教育水平较高的组)的组内工资方差在两个时期内(1995—2002、2002—2007)均有所上升。但是对于低教育水平(技校以下)或低经验水平(低于10年)的组别有些例外,他们的组内工资差距有时会出现下降的趋势。对于每个特定的年份,组内差距在不同组别之间也存在一定差异:教育水平和经验较低的组往往具有更大的组内差距。女性的情况与此大致相同(见表3)。然而理论模型(如Mincer, 1974)以及发达国家的经验结果(Lemieux, 2006a)却表明,高教育水平以及经验水平更高的组群的组内差距更大。这大概与我国城镇地区的转型特征以及不同所有制部门的工资决定机制有关。由于教育水平较高或年龄较大者更倾向于在公有部门就业,而公有部门的工资决定机制比较僵化,使得这类组别的组内差距相对较小。相比之下,教育水平较低和年轻的组别更倾向于在民营部门就业,雇主有更多的自主权根据雇员的表现来决定工资水平。

表 2 组内方差的变化以及特征构成变化(男性)

	组内方差					占总劳动力的比重(%)				
	变化					变化				
	1995	2002	2007	95—02	02—07	1995	2002	2007	95—02	02—07
小学及以下 (EDU=1)										
0—10	0.76	1.87	0.32	1.11	-1.56	0.14	0.19	0.15	0.04	-0.04
11—20	0.35	0.44	0.81	0.09	0.37	0.53	0.28	0.22	0.25	-0.06
21—30	0.57	0.43	0.59	-0.14	0.16	1.86	0.78	0.55	-1.08	-0.24
31+	0.83	0.44	1.03	-0.40	0.59	1.91	1.29	1.23	0.62	-0.06
初中 (EDU=2)										
0—10	0.78	0.90	0.52	0.13	-0.39	3.78	1.68	1.48	-2.09	-0.20
11—20	0.52	0.86	0.83	0.33	-0.03	6.55	4.93	3.10	-1.61	-1.83
21—30	0.27	0.47	0.65	0.20	0.18	12.73	8.71	6.30	-4.02	-2.40
31+	0.61	0.49	1.17	-0.12	0.68	4.91	8.63	10.05	3.73	1.42
高中 (EDU=3)										
0—10	0.48	0.69	0.57	0.21	-0.12	5.29	3.92	2.65	-1.36	-1.27
11—20	0.33	0.57	0.61	0.24	0.04	9.22	6.73	4.95	-2.49	-1.77
21—30	0.29	0.38	0.81	0.09	0.44	5.59	12.20	10.11	6.61	-2.09
31+	0.44	0.44	0.80	0.00	0.36	2.45	3.63	7.00	1.17	3.37
技校 (EDU=4)										
0—10	0.38	0.69	0.52	0.31	-0.17	3.82	2.19	2.30	-1.64	0.11
11—20	0.26	0.35	0.62	0.09	0.28	3.82	2.54	3.04	-1.28	0.50
21—30	0.16	0.27	0.47	0.11	0.20	5.11	2.99	2.62	-2.12	-0.37
31+	0.42	0.49	0.88	0.07	0.39	3.50	3.01	2.52	-0.50	-0.49
大专 (EDU=5)										
0—10	0.35	0.47	0.61	0.12	0.13	3.50	4.26	4.24	0.76	-0.03
11—20	0.20	0.34	0.46	0.14	0.13	6.20	7.25	6.77	1.05	-0.48
21—30	0.22	0.25	0.35	0.03	0.10	6.13	7.16	7.46	1.03	0.30
31+	0.23	0.28	0.56	0.05	0.28	2.41	4.82	5.85	2.42	1.03
大学及以上 (EDU=6)										
0—10	0.39	0.42	0.55	0.03	0.13	2.12	2.77	3.87	0.65	1.10
11—20	0.22	0.36	0.54	0.14	0.18	2.33	5.42	5.98	3.09	0.56
21—30	0.14	0.29	0.38	0.15	0.09	3.46	2.71	5.22	-0.75	2.51
31+	0.38	0.46	0.47	0.08	0.01	2.64	1.91	2.32	-0.74	0.42

注：“0—10”、“11—20”、“21—30”和“31+”指的是不同的经验组别。经验=年龄-教育年限-6。

表 3 组内方差的变化以及特征构成变化(女性)

	组内方差					占总劳动力的比重(%)				
	变化					变化				
	1995	2002	2007	95—02	02—07	1995	2002	2007	95—02	02—07
小学及以下 (EDU=1)										
0—10	0.54	0.82	0.46	0.29	-0.36	1.00	0.66	0.42	-0.34	-0.23
11—20	0.88	0.55	1.14	-0.33	0.59	1.81	0.54	0.41	-1.26	-0.13
21—30	0.86	0.27	1.63	-0.59	1.36	2.77	0.89	0.84	-1.87	-0.06
31+	2.58	0.55	1.67	-2.03	1.12	0.58	0.28	0.65	-0.30	0.37

(续表)

	组内方差					占总劳动力的比重(%)				
	变化					变化				
	1995	2002	2007	95—02	02—07	1995	2002	2007	95—02	02—07
初中(EDU=2)										
0—10	0.70	0.67	0.86	-0.03	0.19	5.68	3.27	2.59	-2.41	-0.68
11—20	0.49	0.62	0.67	0.13	0.05	9.92	6.74	4.25	-3.19	-2.49
21—30	0.54	0.45	0.91	-0.09	0.46	14.69	8.24	6.68	-6.45	-1.56
31+	1.68	0.41	2.77	-1.27	2.36	2.10	2.66	4.83	0.56	2.17
高中(EDU=3)										
0—10	0.58	0.62	0.68	0.04	0.06	6.42	4.36	3.03	-2.06	-1.33
11—20	0.34	0.54	0.68	0.19	0.14	13.51	9.44	6.84	-4.07	-2.61
21—30	0.35	0.44	0.81	0.09	0.37	5.56	14.67	12.97	9.12	-1.71
31+	3.38	0.41	1.48	-2.97	1.07	0.68	1.72	4.70	1.04	2.98
技校(EDU=4)										
0—10	0.71	0.62	0.67	-0.09	0.06	4.87	4.07	3.02	-0.80	-1.06
11—20	0.30	0.48	0.43	0.18	-0.05	5.07	4.10	3.99	-0.97	-0.11
21—30	0.34	0.38	0.70	0.03	0.32	5.63	4.95	3.79	-0.68	-1.15
31+	1.32	0.70	2.17	-0.63	1.47	1.98	2.03	2.38	0.04	0.35
大专(EDU=5)										
0—10	0.36	0.55	0.73	0.18	0.19	3.23	6.52	6.65	3.30	0.13
11—20	0.23	0.30	0.41	0.06	0.12	4.52	8.60	9.36	4.07	0.76
21—30	0.17	0.29	0.59	0.12	0.30	4.07	6.05	7.56	1.99	1.51
31+	0.49	0.33	1.01	-0.16	0.68	0.75	2.21	3.02	1.46	0.80
大学(EDU=6)										
0—10	0.43	0.56	0.57	0.13	0.01	1.74	2.54	4.47	0.81	1.93
11—20	0.15	0.66	0.40	0.51	-0.26	1.33	3.46	4.50	2.13	1.04
21—30	0.17	0.23	0.33	0.06	0.10	1.51	1.53	2.22	0.02	0.69
31+	0.59	0.36	0.78	-0.22	0.42	0.60	0.45	0.84	-0.15	0.39

注：“0—10”、“11—20”、“21—30”和“31+”指的是不同的经验组别。经验=年龄-教育年限-6。

由于不同组别的组内工资差距存在差异，特征分布的变化将会对总体组内差距产生影响（即特征效应）。由表2和表3的最后两列可以看出，我国城镇地区的劳动力中，具有大专以上学历的劳动者所占的比例在不断增加，具有较低教育水平的劳动力则相对降低。为了更加严格的考察特征组成的变化，我们将2002年的数据分别与1995年和2007年的数据合并在一起，并生成一个代表2002年的虚拟变量（2002年=1，否则=0），然后估计Probit模型，自变量为教育虚拟变量、经验虚拟变量、两者的交叉项以及省份虚拟变量。表4的结果表明，不同年份之间的特征分布确实存在显著的差异，其中女性劳动力特征的变化似乎更加显著。这里的估计结果将被用来构造反事实的组内工资差距。

表 4 Probit 模型(边际效应)

	2002 年=1/否则=0			
	男性		女性	
	1995 vs 2002	2002 vs 2007	1995 vs 2002	2002 vs 2007
初中	-0.632** (0.304)	0.128 (0.283)	-0.081 (0.155)	-0.158 (0.205)
高中	-0.342 (0.300)	0.330 (0.275)	0.018 (0.152)	-0.105 (0.202)
技校	-0.485 (0.303)	0.067 (0.278)	0.153 (0.154)	-0.190 (0.202)
大专	-0.029 (0.301)	0.060 (0.273)	0.711*** (0.154)	-0.368* (0.196)
大学及以上	0.007 (0.305)	-0.178 (0.274)	0.506*** (0.167)	-0.766*** (0.202)
经验组 11—20	-0.452 (0.350)	0.183 (0.359)	-0.451** (0.194)	-0.047 (0.279)
经验组 21—30	-0.670** (0.314)	0.258 (0.305)	-0.408** (0.176)	-0.232 (0.238)
经验组 30+	-0.405 (0.310)	0.134 (0.287)	-0.157 (0.245)	-0.785*** (0.282)
初中×经验组 11—20	0.764** (0.362)	0.000 (0.376)	0.578*** (0.209)	0.165 (0.295)
初中×经验组 21—30	0.921*** (0.325)	-0.163 (0.322)	0.412** (0.190)	0.186 (0.256)
初中×经验组 31+	1.229*** (0.322)	-0.276 (0.305)	0.654** (0.266)	0.234 (0.301)
高中×经验组 11—20	0.462 (0.357)	-0.208 (0.368)	0.459** (0.205)	0.002 (0.291)
高中×经验组 21—30	1.344*** (0.322)	-0.393 (0.314)	1.227*** (0.189)	0.050 (0.251)
高中×经验组 31+	0.848*** (0.322)	-0.814*** (0.299)	0.948*** (0.280)	-0.098 (0.301)
技校×经验组 11—20	0.542 (0.363)	-0.354 (0.374)	0.445** (0.212)	-0.068 (0.295)
技校×经验组 21—30	0.663** (0.328)	-0.165 (0.324)	0.452** (0.194)	0.274 (0.257)
技校×经验组 31+	0.652** (0.324)	0.001 (0.306)	0.284 (0.268)	0.478 (0.304)
大专×经验组 11—20	0.440 (0.358)	-0.144 (0.366)	0.416** (0.209)	-0.008 (0.287)
大专×经验组 21—30	0.639** (0.323)	-0.324 (0.313)	0.170 (0.194)	0.062 (0.249)
大专×经验组 31+	0.715** (0.322)	-0.280 (0.297)	0.339 (0.277)	0.536* (0.298)
大学及以上×经验组 11—20	0.829** (0.364)	0.005 (0.368)	0.810*** (0.230)	0.271 (0.295)

(续表)

	2002年=1/否则=0			
	男性		女性	
	1995 vs 2002	2002 vs 2007	1995 vs 2002	2002 vs 2007
大学及以上×经验组 21—30	0.326 (0.331)	-0.462 (0.318)	0.077 (0.224)	0.371 (0.266)
大学及以上×经验组 31+	0.062 (0.329)	-0.034 (0.305)	-0.269 (0.315)	0.740** (0.334)
Constant	0.058 (0.298)	-0.333 (0.269)	-0.399*** (0.149)	0.155 (0.194)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.041	0.034	0.060	0.040
N	11 407	11 422	9 774	9 518

注:1. 括号中为标准差;2. \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;3. 回归中控制了省份虚拟变量;4. 回归中小学及以下组别和 0—10 年经验组为省略组。

### 三、分解组内工资差距

假设存在如下 Mincer 工资方程:

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中  $y_{it}$  代表对数工资, 向量  $X_{it}$  包含了可观测的特征, 如经验虚拟变量 (经验 = 年龄 - 教育年限 - 6)、教育水平虚拟变量、经验和教育水平的交叉项以及省份虚拟变量,  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项, 其分布就是本文关注的组内差距。我们可以将其视为不可观测的技能 ( $e_{it}$ ) 与该技能的价格 ( $p_t$ ) 的乘积。再考虑到测量误差 ( $v_{it}$ ), 便可得到误差成分模型 (error component model, 见 Chay and Lee, 2000; Lemieux, 2006b):

$$\epsilon_{it} = p_t e_{it} + v_{it}. \quad (2)$$

接下来, 我们考察工资残差的边际分布 (marginal distribution), 即残差不平等或组内差距。

$$F_t(\epsilon_{it}) = \int F_{\epsilon_{it}|X}(\epsilon_{it} | X, t_\epsilon = t) dG_X(X | t_X = t), \quad (3)$$

$t$  时期的无条件工资残差分布 (总体组内差距) 等于将  $t$  时期工资残差的条件分布 ( $F_{\epsilon_{it}|X}(\epsilon_{it} | X, t_\epsilon = t)$ ) 在  $t$  时期的特征分布 ( $G_X(X | t_X = t)$ ) 上求积分。工资残差的条件分布实质上就是不同组别 ( $X$ ) 的组内工资差距, 其求积分的过程即是不同组别的组内差距加权平均的过程。(3) 式的重要性在于表明组内差距会因  $X$  不同而不同,  $X$  分布的变化会导致加权后的组内工资差距发生变化。

各种理论模型都预测组内工资差距会随着教育和经验水平的提高而增加。Mincer (1974) 指出, 由于人们在在职培训 (on-the-job training) 上的投资存在差异, 组内工资差距将随着经验的增加而上升。在一个简单的学习模型中, Farber and Gibbons (1996) 得到了相同的结论。Lemieux (2006a) 利用一个

随机系数模型 (random coefficient model) 表明, 高教育水平的组内工资方差应大于低教育水平组, 而且前者组内方差随着经验而增加的幅度要高于后者。实证方面, 组内方差依赖于  $X$  实际上意味着回归模型中的异方差问题 (见 Koenker and Bassett, 1982; Buchinsky, 1994; Lemieux, 2006b; Autor *et al.*, 2008)。关于中国的实证研究也证实了组内方差会随特征的改变而改变 (邢春冰, 2006; 罗楚亮, 2007)。

回到 (3) 式。如果假定测量误差 ( $v_{it}$ ) 和技能分布 ( $e_{it}$ ) 不随时间改变,<sup>13</sup> (3) 式又可写为:

$$F_t(\epsilon_i) = \int F_{\epsilon_i|X}(p_t e_{it} + v_{it} | X, t_p = t) dG_X(X | t_X = t), \quad (3')$$

则组内工资差距的上升要么来源于技能价格 ( $p_t$ ) 的上升, 要么来源于特征分布 ( $G(X|t)$ ) 的变化。为了将价格效应和特征效应分解开来, 构造反事实的组内差距 (以保持特征分布或技能价格不随时间改变) 是我们的核心任务之一。考虑时期 0 到时期 1 到组内差距变化。我们要构造如下的反事实: 如果特征分布保持时期 0 的形状, 时期 1 的组内差距是怎样的? 假设特征分布的变化对于工资的条件分布没有影响, 这个反事实可以表示如下:

$$\begin{aligned} F_C(\epsilon_i) &= F_c(\epsilon_i | t_X = 0, t_p = 1) \\ &= \int F_{\epsilon_i|X}(p_t e_{it} + v_{it} | X, t_p = 1) dG_X(X | t_X = 0). \end{aligned} \quad (4)$$

上述反事实分布是将时期 1 的条件分布在时期 0 的特征分布上求积分得到的。<sup>14</sup> 正是基于这个观察, 我们有如下两种构造反事实的方法。

第一种是基于分位回归的方法, 即 MM 方法。我们首先利用时期 1 的数据做中位数回归 (因变量为对数工资), 得到残差; 然后再用工资残差作为因变量估计不同条件分位点的工资方程。不同分位回归中的系数实际上描述了时期 1 工资残差条件分布的情况。然后, 我们利用时期 0 的特征数据以及时期 1 的分位回归系数预测工资 (残差), 相当于在时期 0 的特征分布上求积分。时期 0 的特征数据可以通过有放回的随机抽样得到 (Machado and Mata, 2005), 也可以直接将所有时期 0 的样本与每个分位点分位回归的系数向量相乘 (Autor *et al.*, 2008)。本文采用后一种方法。不同分位点的分位回归可以估计出组内差距的条件分布, 但同时也会对条件分布的结构做出一定的限制。而通过重新抽样或者直接利用所有样本, 则无需通过参数的方法估计特征分布的变化。

第二种构造反事实的方法来自 Dinardo *et al.* (1996), 即 DFL 方法。由

<sup>13</sup> 我们在第五部分对这两个假设做简单的讨论。

<sup>14</sup> 我们也可以构造如下的反事实:  $F_C(\epsilon_i) = F_c(\epsilon_i | t_X = 1, t_p = 0)$ 。然后利用它来进行分解。本文利用了不同的组合来构造反事实组内差距, 结果对此并不十分敏感。见第四部分的最后一段。

于反事实分布与时期1的分布之间唯一的区别在于特征分布不同,因此反事实分布可以通过为时期1的残差工资数据重设权重得到。每个样本新的权重可以表示如下(详细过程请参考 Dinardo *et al.*, 1996):

$$\theta = \Pr(t = 0 | X) / (1 - \Pr(t = 0 | X)). \quad (5)$$

具体的过程如下:首先将时期1和时期0的数据放到一起,用一个虚拟变量来表示时期0,如果样本属于时期0,该变量等于1,否则等于0。接着以此为因变量估计 probit 模型。然后为所有样本预测属于时期0的概率,并计算权重  $\hat{\theta}_i = \widehat{\Pr}(t=0|X_i) / (1 - \widehat{\Pr}(t=0|X_i))$ 。最后,利用这一权重以及时期1的工资残差可得到反事实的组内工资差距。DFL方法的洞见在于,时期1的技能价格隐身于时期1的真实分布之中,我们要做的只是调整特征分布而已。为了更加直观地说明这个问题,我们考虑1995年和2002年的工资分布。由于大学扩招,2002年样本中的大学毕业生会相对较多。在利用2002年的工资残差来构造反事实的组内差距时,应该给大学毕业生样本更低的权重以反映1995年的样本中大学毕业生相对较少这一事实。很显然,对于大学毕业生而言,通过(5)式所计算的权重会相对较低。由于DFL方法和基于分位回归的方法各有优缺点,本文使用了这两种方法。<sup>15</sup>每一种方法的分解练习可以视为对另一种方法的稳健性检验。

最后我们定义一个反映组内差距的不平等指标  $v(F)$ ,  $v(\cdot)$ 将不同的组内工资分布对应到不同的实数值上来。比如,我们可以将其视为计算基尼系数的规则,它也可以是计算其他不平等指标(如方差、Theil指数、分位点或分位点间的差距)的规则。一旦我们构造了反事实的工资残差分布,总体的组内差距的变动就可以分解如下:

$$v_1 - v_0 = [v_1 - v_c] + [v_c - v_0] = \Delta_X^v + \Delta_P^v, \quad (6)$$

上式中  $v_0 = v(F_0(\epsilon_i))$ ,  $v_1 = v(F_1(\epsilon_i))$ ,  $v_c = v(F_c(\epsilon_i))$ 。很显然,(6)式右边的第一项( $\Delta_X$ )反映的是特征效应,第二项( $\Delta_P$ )反映的是价格效应。<sup>16</sup>

## 四、反事实组内差距和分解结果

### (一) 基于分位回归的分解

我们已经在第二部分看到了组内差距会因组别而不同。为了以更加严格的方式考察组内工资差距随着可观测的特征发生变动,我们为不同年份不同

<sup>15</sup> 事实上,DFL和基于分位回归的方法在概念上非常类似,使用这两种方法的研究者并没有发现其中任何一个方法显著优于对方。一个典型的研究是 Autor *et al.* (2008),他们扩展了MM方法来考察工资不平等变化的组成(composition)效应和价格效应。将其结果与 Lemieux (2006b)比较,他们发现两种方法本身的差异并不足以导致不同的结论(他们的确得出了不同的结论,但并不是因为使用的方法不同)。

<sup>16</sup> 如果我们构造如下反事实,  $F_c(\epsilon_i) = F_c(\epsilon_i | t_X = 1, t_p = 0)$ ,  $v_1 - v_c$ 是价格效应,  $v_c - v_0$ 是特征效应。

性别的样本估计了一系列的分位回归模型，因变量为中位数回归中的工资残差。对于每组样本，我们在每个百分位点（1, 2, ..., 99）都估计一次。<sup>17</sup>如果工资残差的条件分布不随可观测的特征而改变，不同分位点回归系数之间应该没有系统的差异。但实际情况并非如此。图 2a 至图 2c 报告了不同年份男性分位回归中教育水平和经验的系数。<sup>18</sup>在图 2a 中，一个显著的特征是低分位点回归中的系数要显著高于高分位点，所有变量的系数-分位点曲线均向右下方倾斜。然而这一规律在 2002 年（图 2b）发生了显著的改变。对于较低的教育水平，系数-分位点曲线开始呈现倒 U 形。而对于较高的教育水平（大专和大学及以上），系数和分位点之间的关系仍然是单调的，并且向右下方倾斜，但是不如 1995 年明显。经验的系数及其在不同分位点之间的变化规律也发生了变化。到 2007 年，系数-分位点曲线变得更加平坦。女性的结果与之类似，不再报告。

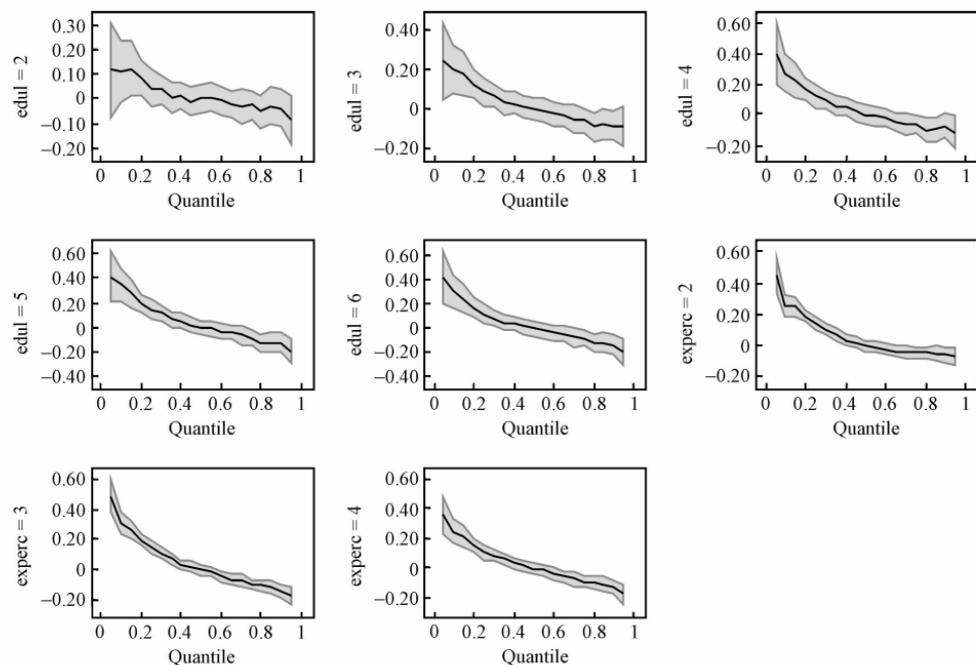


图 2a 分位回归中的系数（1995 年男性样本）

（edul=2, 3, 4, 5, 6 分别代表初中、高中、技校、大专和大学及以上；experc=2, 3, 4 分别代表如下经验组别：“11—20”、“21—30”和“31+”。小学及以下和 0—10 经验组别为回归中的省略组。图 2b、图 2c 相同。）

<sup>17</sup> 为了能够模拟事实或反事实的工资分布，需要选取等距离的分位点做回归（见 Autor *et al.*, 2008）。Machado and Mata (2005) 建议在 [0,1] 分布上随机选取分位点，与 Autor *et al.* (2008) 以及本文的做法是相同道理。

<sup>18</sup> 为了便于说明，我们在这里的分位回归中没有包含教育和经验的交叉项。但是在构造反事实分布时，我们加入了两者的交叉项。

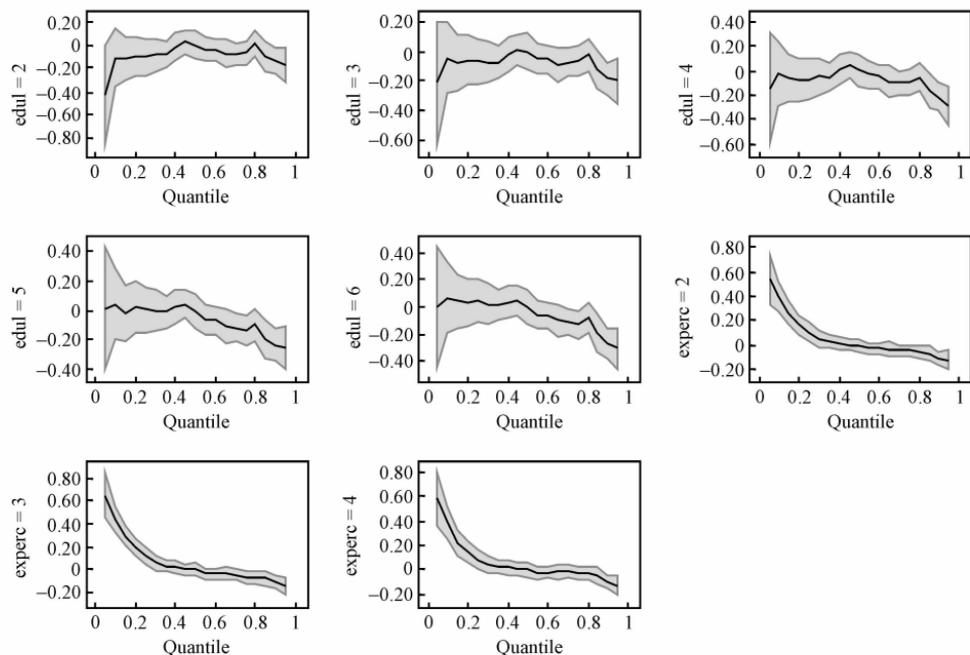


图 2b 分位回归中的系数 (2002 年男性样本)

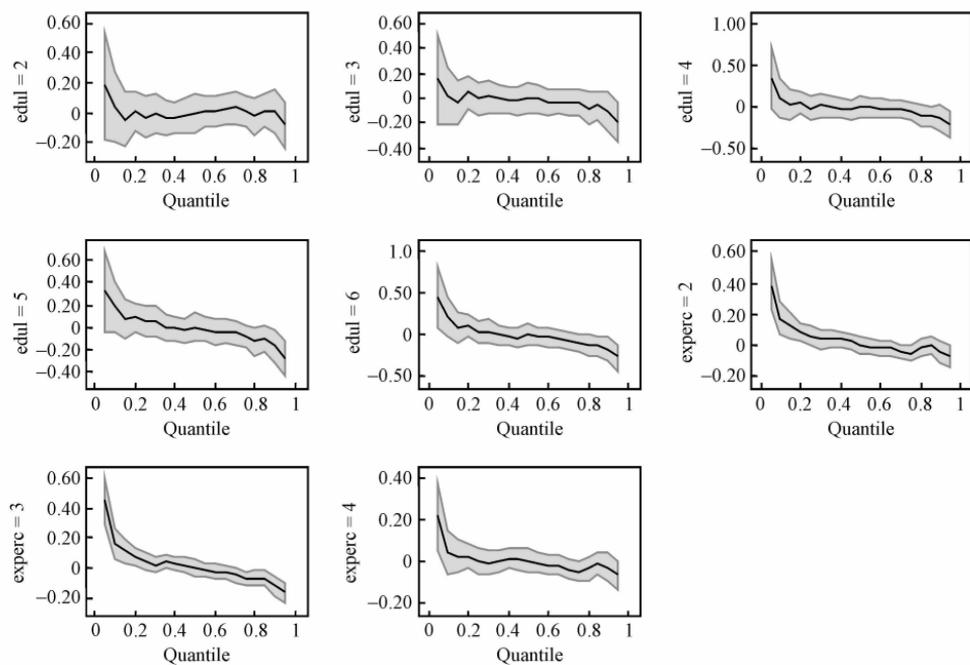


图 2c 分位回归中的系数 (2007 年男性样本)

接下来，我们构造工资残差的反事实分布，并以 2002 年的技能价格（条件分布）加 1995 年的特征分布这样的反事实组合来说明具体的过程。我们利用 2002 年的工资残差数据估计分位回归模型。在所有的分位回归中，自变量包括教育、经验、两者的交叉项以及省份虚拟变量。我们在每个百分位点做一次分位回归。并在每次分位回归之后，利用 1995 年的数据预测一次工资残差数据（样本外预测）。也就是说，1995 年的数据将被使用 99 次，最终预测的工资残差的样本量为 1995 年样本量的 99 倍。这些预测的工资数据便可以被用来估计反事实组内工资分布。图 3 的 A 和 B 分别报告了男性和女性的结果。在图 3 的 A 和 B 中，长断线是由 2002 年的技能价格（分位回归系数）和 1995 年的特征分布组合而成的反事实组内工资分布；断点线则代表 2002 年的技能价格加 2007 年的特征分布这样的反事实；实线则为 2002 年的真实分布。估计结果表明，这三条曲线非常接近。也就是说，特征分布的变化对于组内工资分布的影响比较小。这是本文的基本结果之一。

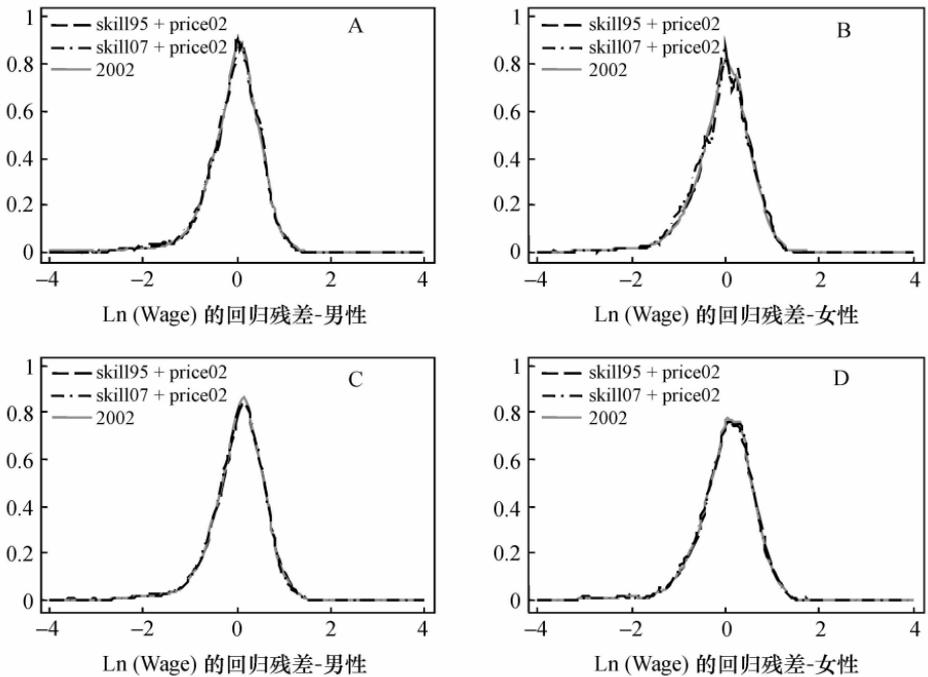


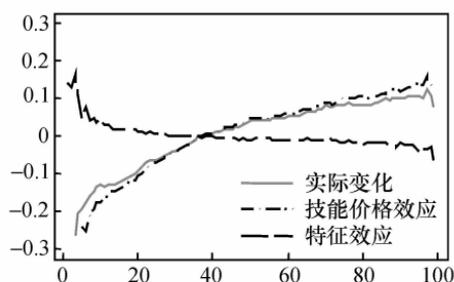
图 3 事实和反事实组内工资分布  
(A 和 B 为 MM 方法、C 和 D 为 DFL 方法)

## (二) DFL 分解

我们也使用重设权重 (DFL) 方法估计了组内工资分布的核密度函数。我们利用 Probit 模型的估计结果预测样本属于某一年份 (如 2002 年) 的概率 (Probit 模型的估计结果见表 4)，并根据 (5) 式计算相应的权重。我们为每个性别分别估计了两个反事实分布以及一个实际分布。两个反事实均利用 2002 年的工资残差数据，通过重新调整权重以反映 1995 年和 2002 年、2002

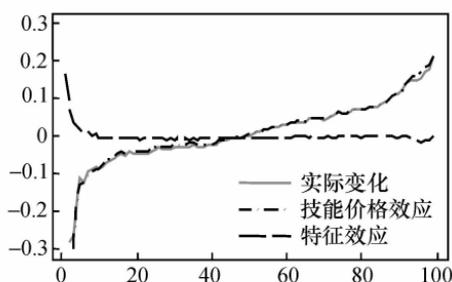
年和2007年之间的特征分布差异。与基于分位回归构造的反事实一样,我们保持2002年的技能价格不变,允许特征分布发生变化。结果同样表明,特征效应对于组内工资差距变化的解释能力很小(见图3C和D)。

在图4中,我们计算了组内工资分布在每个分位点上的实际变化、由价格效应导致的变化以及由特征效应导致的变化。如果以 $v(F)$ 代表某个分位点的话,上述各项分别为(6)式中的 $v_1 - v_0$ 、 $\Delta_P$ 和 $\Delta_X$ 。首先看男性1995年到2002年的情况。在图4A中,实线代表了工资残差的不同分位点在此时间段内的实际变化;长断线则代表了2002年的实际分位点与1995年的反事实分位点间的差距,这是由特征变动所导致的;断点线则代表了1995年的反事实分位点与1995年的实际分位点间的差距,这是由技能价格变动所导致的。断点线与实线非常接近,说明由技能价格上升是导致组内工资分布变动的主导原因。但是在收入分布的低端,特征效应为正,即特征的变动倾向于增加底部的收入;而在收入分布的顶端,特征效应为负,但并不明显。总体来看,特征效应较小,但是特征的变动(如教育水平的提高)似乎发挥了降低组内收入差距的作用。对于女性组内工资差距在同一时期的变动,技能价格仍然是导致组内工资差距上升的主导原因;特征效应仍然很小,但同样起到了降低组内差距的作用(见图4C)。从2002年到2007年,男性和女性的组内工资分布变动表现出与第一时期截然不同的特征:组内工资差距的上升主要来自于其分布的上半部分。分解结果表明,技能价格上升仍然起主导作用,特征效应非常小,但其在收入分布的底部起到了缩小收入差距的作用。



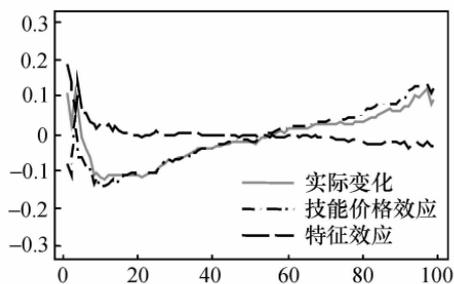
Ln(Wage)的回归残差分位点-男性

A 1995—2002



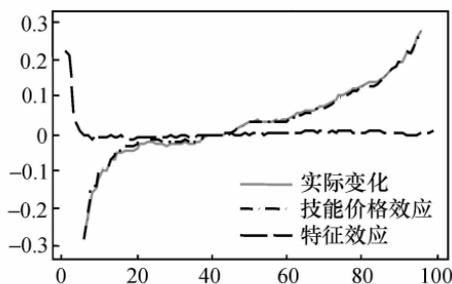
Ln(Wage)的回归残差分位点-男性

B 2002—2007



Ln(Wage)的回归残差分位点-女性

C 1995—2002



Ln(Wage)的回归残差分位点-女性

D 2002—2007, 女性

图4 组内工资分布的分解(DFL)

为了量化分解结果以及考察结果的稳健性，我们通过不同的技能价格与技能（特征）分布的组合来构造反事实组内工资分布，并计算了实际的以及反事实不平等指标。在表 5A 中，每一列对应着某一特定年份的技能价格，每一行则对应某一特定年份的特征分布。举例来说，第 1 列第 2 行中的组内工资差距（90 分位点—10 分位点）乃是 1995 年的技能价格与 2002 年的特征分布组合而成的反事实；而第 2 列第 1 行中的数值则是 2002 年的技能价格与 1995 年的特征分布组合而成的反事实工资差距。<sup>19</sup> 依此类推。因此，反映组内工资不平等的指标在对角线的变动便是实际变动，在每一列上不同行之间的变动是特征效应，在每一行上不同列之间的变动则代表了价格效应。表 5A 中组内工资差距的实际变动与其在每一行上的变动基本一致；不平等指标在每一列上的纵向变动很小。这一规律对于不同的工资差距指标以及对于男性和女性而言均是适用的，进一步说明组内工资差距的上升主要来自技能价格的上升。

表 5 DFL 分解结果

	男性			女性		
	不可观测技能的价格			不可观测技能的价格		
	1995	2002	2007	1995	2002	2007
<b>A: Residual I<sup>a</sup></b>						
p90—p10						
1995	1.095	1.388	1.519	1.233	1.468	1.800
2002	1.054	1.325	1.531	1.177	1.412	1.720
2007	1.054	1.325	1.524	1.186	1.424	1.720
p50—p10						
1995	0.580	0.804	0.827	0.707	0.831	0.956
2002	0.563	0.751	0.842	0.656	0.801	0.927
2007	0.561	0.751	0.842	0.661	0.812	0.949
p90—p50						
1995	0.514	0.584	0.692	0.525	0.637	0.844
2002	0.491	0.574	0.689	0.520	0.612	0.794
2007	0.493	0.574	0.683	0.525	0.612	0.772
方差						
1995	0.311	0.444	0.616	0.475	0.469	0.807
2002	0.299	0.407	0.636	0.457	0.430	0.768
2007	0.299	0.390	0.586	0.583	0.420	0.792
<b>B: Residual II<sup>b</sup></b>						
p90—p10						
1995	1.044	1.221	1.318	1.148	1.376	1.258
2002	1.093	1.254	1.354	1.075	1.342	1.430
2007	1.187	1.310	1.382	1.227	1.393	1.392

<sup>19</sup> 用  $t=0, 1$  分别代表 1995 年和 2002 年。上述两个反事实分布（不平等指标）可以写为  $F_C(\epsilon_i) = F_C(\epsilon_i | t_X = 1, t_p = 0)$  和  $F_C(\epsilon_i) = F_C(\epsilon_i | t_X = 0, t_p = 1)$ 。此外表 5 中的反事实数据均利用 DFL 方法计算得到。

(续表)

	男性			女性		
	不可观测技能的价格			不可观测技能的价格		
	1995	2002	2007	1995	2002	2007
p50-p10						
1995	0.550	0.654	0.641	0.651	0.748	0.569
2002	0.609	0.682	0.700	0.568	0.746	0.715
2007	0.676	0.707	0.726	0.599	0.759	0.721
p90-p50						
1995	0.493	0.568	0.677	0.497	0.628	0.689
2002	0.484	0.572	0.654	0.508	0.596	0.716
2007	0.511	0.603	0.656	0.629	0.634	0.670
方差						
1995	0.286	0.325	0.327	0.386	0.346	0.282
2002	0.570	0.364	0.396	0.294	0.379	0.406
2007	0.593	0.381	0.423	0.251	0.400	0.423

注：a. 首先用  $\ln(\text{wage})$  对教育水平虚拟变量、经验组虚拟变量、此两者的交叉项以及省份虚拟变量做回归，然后预测得到残差，利用残差计算各种组内工资差距指标；b. 除了 a 中的变量外，回归模型中还添加了职业、所有制以及行业虚拟变量。

## 五、进一步讨论

### (一) 对组内工资差距上升的解释

分解练习只是机械地将组内差距的变动分解为两个部分。接下来，我们利用地区间的差异来考察导致技能价格以及组内差距上升的原因。首先，为每个城市估计工资方程（自变量为教育水平、经验水平以及两者的交叉项），然后利用预测残差计算每个城市的组内工资差距，以此作为被解释变量。解释变量则包括劳动力在公有部门就业的比重（SOE share）、大专或大学毕业生的比重（College share）以及出口占 GDP 的比重（Export/GDP）。前两个变量都是利用 CHIP 数据在城市层面上直接生成，第三个变量则是利用省级层面的数据。由于很多城市参加了三个年份的 CHIP 调查，我们可以构造一个城市层面的面板数据。为了得到平衡的面板数据，我们只保留了 33 个城市。由于很多影响组内差距的城市层面的因素可能与解释变量相关，我们选择了固定效应模型，同时控制了年份虚拟变量。

表 6 报告了模型的估计结果。我们首先看男性的结果（A 部分）。与预期一致，大多数所有制变量的系数为负（尽管一些系数并不显著）。这些结果表明，随着越来越多的劳动力进入到民营部门，地区水平上的组内工资差距会有所上升。根据前面的分解结果，组内工资差距的上升主要是价格效应所致。也就是说，所有制结构调整是导致技能价格上升的原因之一。这一结果与以往的研究是一致的。例如，Zhang *et al.* (2005) 也发现在我国经济转型的过

程中(1988—2001年),教育回报率不断上升。他们同时认为制度变迁是教育回报率上升的重要原因。其他类似的研究包括李实、丁赛(2003)、Meng *et al.*(2010)等。

表 6 利用地区差异解释组内工资差距,固定效应模型

	因变量=组内工资差距								
	方差			p90-p50			p50-p10		
	95-07	95-02	02-07	95-07	95-02	02-07	95-07	95-02	02-07
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
A: 男性									
SOE share	-0.603 (0.415)	-1.031* (0.547)	-0.348 (0.614)	-0.249 (0.257)	-0.720* (0.377)	0.010 (0.383)	-0.610 (0.399)	-1.487** (0.633)	-0.679 (0.635)
College share	0.232 (0.451)	-0.017 (0.526)	0.891 (0.687)	0.162 (0.279)	0.293 (0.363)	0.555 (0.429)	0.200 (0.433)	0.849 (0.609)	0.672 (0.710)
Export/gdp	1.668*** (0.429)	-0.148 (0.625)	2.895*** (0.776)	0.551** (0.266)	0.016 (0.431)	0.836* (0.485)	0.585 (0.412)	-0.138 (0.724)	1.396* (0.803)
year02	0.006 (0.121)	-0.132 (0.150)		0.054 (0.075)	-0.079 (0.104)		0.066 (0.116)	-0.200 (0.174)	
year07	-0.154 (0.164)		-0.230** (0.103)	0.021 (0.102)		-0.038 (0.064)	-0.053 (0.158)		-0.191* (0.106)
Constant	0.349 (0.341)	1.083** (0.402)	-0.188 (0.409)	0.505** (0.211)	0.942*** (0.278)	0.244 (0.256)	0.784** (0.328)	1.441*** (0.466)	0.612 (0.423)
R <sup>2</sup> _W	0.284	0.301	0.360	0.280	0.388	0.159	0.277	0.462	0.151
R <sup>2</sup> _B	0.005	0.003	0.024	0.015	0.004	0.020	0.020	0.000	0.004
R <sup>2</sup> _O	0.024	0.072	0.033	0.067	0.070	0.026	0.089	0.111	0.010
B: 女性									
SOE share	-0.233 (0.319)	-0.303 (0.335)	0.154 (0.537)	-0.369 (0.264)	-0.796** (0.295)	0.068 (0.501)	-0.552* (0.329)	-0.763* (0.392)	-0.078 (0.568)
College share	0.633 (0.444)	0.567 (0.501)	0.595 (0.711)	0.303 (0.368)	1.155** (0.441)	0.071 (0.664)	0.099 (0.458)	0.446 (0.586)	0.439 (0.752)
Export/gdp	1.661*** (0.380)	0.647 (0.555)	2.068*** (0.664)	0.584* (0.315)	-0.048 (0.489)	0.823 (0.620)	0.889** (0.392)	-0.615 (0.649)	1.799** (0.702)
year02	-0.068 (0.112)	-0.111 (0.119)		0.007 (0.093)	-0.196* (0.105)		-0.069 (0.116)	-0.198 (0.139)	
year07	-0.079 (0.151)		0.006 (0.085)	-0.044 (0.125)		-0.009 (0.079)	-0.130 (0.156)		-0.087 (0.090)
Constant	0.071 (0.227)	0.312 (0.234)	-0.206 (0.307)	0.595*** (0.188)	0.868*** (0.207)	0.445 (0.287)	0.765*** (0.234)	1.126*** (0.274)	0.287 (0.325)
R <sup>2</sup> _W	0.361	0.097	0.406	0.261	0.450	0.079	0.183	0.191	0.234
R <sup>2</sup> _B	0.097	0.027	0.163	0.171	0.054	0.127	0.084	0.002	0.083
R <sup>2</sup> _O	0.109	0.028	0.160	0.171	0.195	0.088	0.084	0.020	0.075
N	99	66	66	99	66	66	99	66	66

注:1. 括号中为标准差;2. \*, \*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

通过将样本分成两个时期(1995—2002和2002—2007),我们发现所有制调整的作用在第一个时期更大更显著(见第2、3、5、6、8、9列)。这大概是因为该时期不同所有制部门的工资决定机制存在较大差别,而且大规模的所有

制调整发生在20世纪90年代后期,特别是1997年以后。通过考察工资残差分布的不同位置处的不平等,我们发现所有制调整对于组内差距的下半部分影响更大。女性的结果与男性类似。但是对女性而言,并没有一致的证据表明所有制调整对整个组内工资分布的哪个部分影响更大。

表6的另外一个重要结果是出口活动( $\text{export}/\text{GDP}$ )对于组内工资差距有显著正的影响。平均来看,无论男性还是女性,出口占GDP的比重增加10%,会使得组内方差增加0.17。但是,这个影响主要来自第二个时期(2002—2007),第一个时期的影响往往不显著,系数甚至为负。以其他不平等指标(90—10分位点之差或50—10分位点之差)做因变量的回归结果同样表明第二个时期的影响更加显著;而且出口活动对于组内工资分布底端的差距影响更大。因此,本文的结果不仅表明了全球化过程对于我国城镇地区组内差距存在显著影响,而且突显了加入WTO对我国收入差距的影响。正如Brenstetter and Lardy (2006)所强调的,加入WTO是我国全球化过程的一个分水岭。此后,中国融入世界的速度加快了、程度加深了。

另外,在大多数情况下,大学毕业生份额( $\text{college share}$ )这一变量的系数并不显著。

## (二) 劳动力市场分割与组内差距

很多研究都表明中国的城镇劳动力市场是分割的(见Knight and Song, 2008)。这对于我们解释组内工资差距中的价格效应非常重要。如果劳动力市场是分割的,特征或技能(可观测以及不可观测的)相同的个体,可能仅仅因为所有制、行业或职业的不同而有不同的工资水平。在此种情况下,我们所观察到的价格效应可能既包括了不可观测技能的实际价格也包括了由市场分割所造成的租金差异。实际的情况是所有制、行业或职业选择与教育水平等可观测特征以及不可观测的能力是相关的。这使得我们很难区分技能价格和部门租金。

市场分割与不可观测技能分布的相关程度也决定了我们应该如何定义组内差距。<sup>20</sup>一种极端的情况是市场分割与不可观测的技能完全相关,看上去的市场分割实际上可能是劳动力自选择以及劳动力市场上分类和匹配的结果。在这种情况下,市场分割可能只是表面现象,不应成为我们的顾虑。另一种极端的情况则是市场分割与不可观测技能完全不相关,不同所有制、行业或职业间的工资差距完全是租金差异。在这种情况下,在预测工资残差(或定义组内差距)时,应该将所有制、行业以及职业虚拟变量加入到回归方程中。

本文中,我们做了进一步的练习,即将上述虚拟变量加入到工资方程中。

<sup>20</sup> 如果劳动力市场分割与可观测的特征(如教育和经验)完全相关,这里的讨论并没有很大意义。

正如已经报告过的，在控制了这些变量之后，组内差距下降了很多（表1C）。接下来，利用所得到的预测工资残差，我们构造了两组反事实组内差距。在第一组构造反事实的练习中，权重的计算只是考虑了不同年份间教育和经验水平的变动（即 Probit 模型中只包括了教育、经验以及它们的交叉项）。这组练习的结果与表5A的结果非常类似（即特征效应很小），我们不再报告。

在另外一组练习中，权重的调整不仅反映了不同年份样本教育和经验水平的差异，而且反映了所有制、行业以及职业的差异（即 Probit 模型中同时控制了这些因素）。分解的结果见表5B。价格效应仍然是导致组内差距上升的主要原因。不过，特征效应发挥了更为重要的作用。以男性为例，组内工资分布的90—10分位点之差从1995年的1.044上升到了2002年的1.254。如果我们利用1995年的工资残差数据构造反事实分布的话，将有23%的变动被归结为特征效应；而如果利用2002年的数据构造反事实，特征效应的解释能力仍然有16%。而从2002年到2007年，特征效应的解释能力为22%或44%——取决于利用哪一年的数据构造反事实。考虑其他组内差距的指标可以得到类似的结论。女性的情况也基本如此。

表5B的结果表明不同的所有制、行业以及职业拥有不同的工资分布，而且在本文考察的时期内，劳动力在不同部门间的分布发生了显著的变化。这些结果也与前一小节的结果一致：所有制调整对组内工资差距的变化起到了显著的作用。

### （三）技能分布的变化或测量误差

在前面的分析中，我们假设组内不可观测的技能分布（ $e_{it}$ ）以及测量误差（ $v_{it}$ ）不随时间而改变。如果这两个假设不成立，我们便无法分解出价格效应。伴随着大规模的教育扩展，一个自然的担心便是不同的教育—经验组内的技能分布发生变化。特别是1999年高考扩招以后，高中毕业生上大学的概率大幅度增加。由于高考系统主要以考试分数作为录取标准，扩招以后，成绩稍低的考生也可以考取大学。如果能力与成绩正相关，高中毕业生和大学毕业生组内的能力分布就会发生改变。<sup>21</sup>如果存在这种技能分布的改变，它在前面的分解练习中被一并归入了价格效应。

不过，本文并没有发现大学毕业生和高中毕业生的组内工资差距在高考扩招前后发生显著的改变。在图5中，我们利用2005年的1%人口普查数据为不同教育/经验水平计算了组内不平等指标（方差、90—50分位点以及50—10分位点）。<sup>22</sup>由于受扩招政策影响的大学毕业生组别内的异质性增加，其

<sup>21</sup> Meng *et al.* (2010)对此有更详细的讨论。

<sup>22</sup> 我们利用了城镇地区月收入大于零的样本。收入数据为月收入。

组内工资差距应该有显著的上升。但是图5的结果表明,新进入劳动力市场的大学或大专毕业生的组内差距并没有显著上升,反而有下降的趋势。而对于高中毕业生,经验水平较低的组别的组内差距也较低,但是并没有出现不连续或者大幅度的变动。但是由于图5只使用了一次横截面数据,我们无法将教育扩展(特别是大学扩招)的效应从年龄或出生组效应分离开来。而根据前面所述的人力资本理论(Mincer, 1974; Farber and Gibbons, 1996; Lemieux, 2006a等),年轻劳动力的组内差距本身也会比较低。我们没有观察到大学毕业生组别的组内差距上升可能是因为受扩招影响的组别经验尚少的缘故。不过,如果此点成立,也意味着新进入劳动力市场的组别内技能分布的变化对于分解结果以及对结果的解释都不会产生很大影响。假以时日,教育扩展的影响才会表现得更加明显。<sup>23</sup>

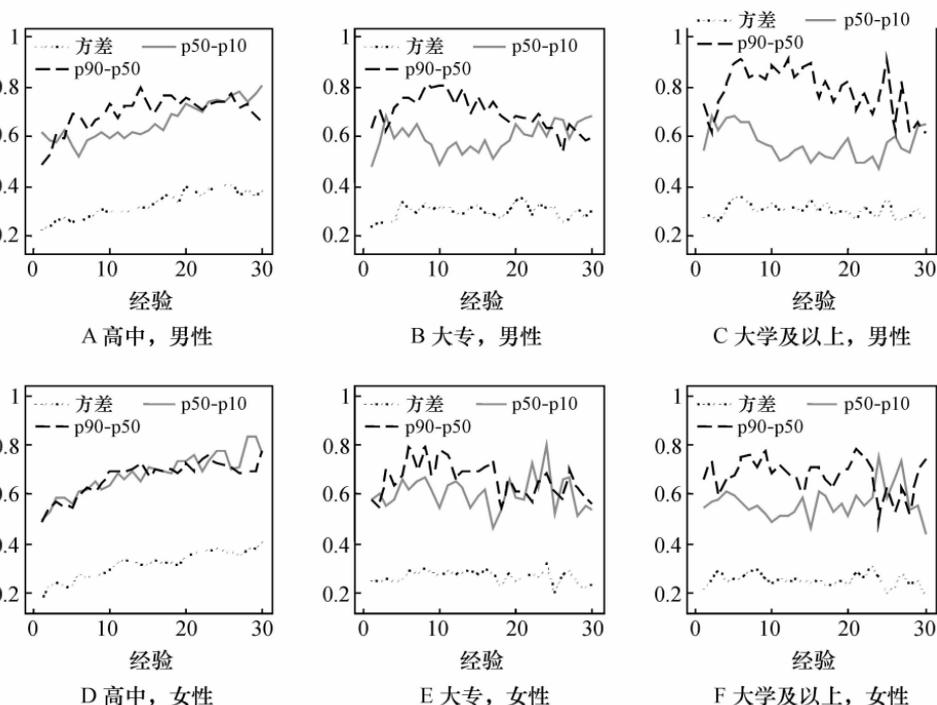


图5 组内收入差距(2005年人口普查数据)

在图6中,我们利用三个年份的CHIP数据考察了同样的问题。由于样本量少,我们将男性和女性放在一起,并且只计算了对数工资标准差。尽管

<sup>23</sup> 教育扩展以及组内不可观测技能分布的变化是 Meng *et al.* (2010) 所关注的主要内容之一。她们也没有发现高教育组别内组内方差出现显著的增加。她们为此提出的解释是教育扩展同时使得不可观测的技能的价格下降。这个解释值得商榷。给定很大程度的技能的分散程度上升,技能价格必须有更大程度的下降才会使得组内差距下降。事实上,2000年以后大学回报率(尽管不是技能回报率)是在不断上升的(见 Meng *et al.*, 2010, 图4)。她们也没有考虑年龄效应/出生组别效应的问题。

波动性仍然很大，2002 年和 2007 年的不平等-经验曲线看上去非常类似，尤其是对于年轻组别。对于年纪较大（经验较多）的组，2007 年的组内差距大于 2002 年，2002 年又大于 1995。对于年轻组别，仍然难以判断大学扩招是否使得大专或大学毕业生的组内差距上升以及使得高中毕业生的组内差距降低。

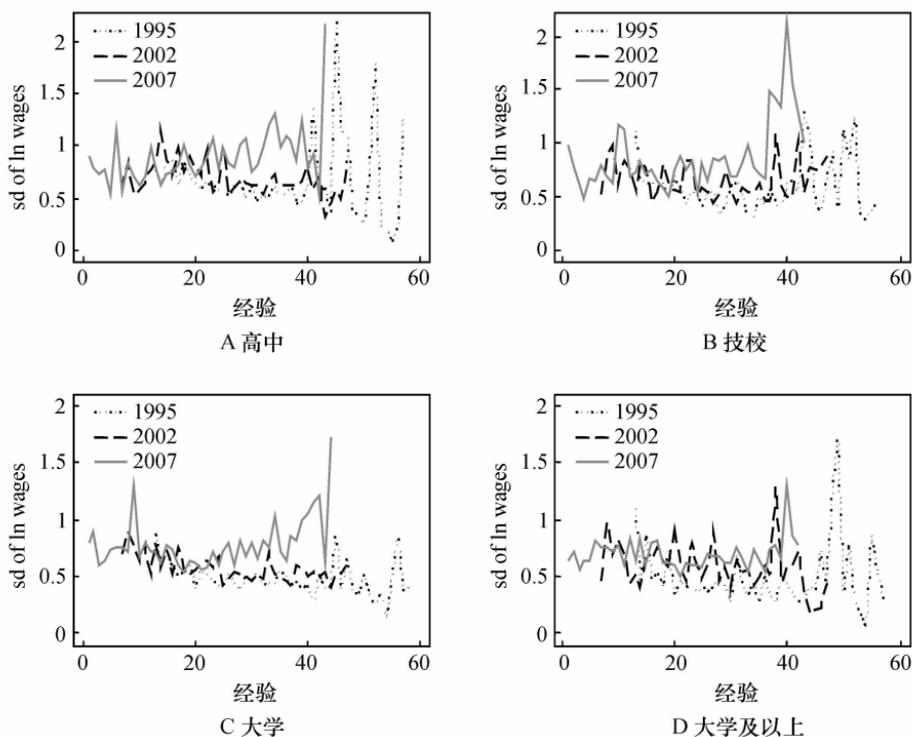


图 6 组内工资差距 (CHIP 数据)

同样难以判断的是测量误差是否变大或变小。不过由于本文使用的三轮调查数据均来自于同一个项目，基本由同一个研究团队负责收集，这在一定程度上减少了这方面的担心。同时，图 6 中不同年份的不平等-经验曲线的波动程度也没有出现明显的变动，这从另一个方面说明，不同年份的数据的测量误差也许不存在显著的变动。

## 六、总 结

从 1995 年到 2007 年，我国城镇地区的工资差距呈不断上升的趋势。这不仅是因为组间工资差距有所扩大，更是因为组内工资差距的显著增加。从理论上讲，技能价格的上升（价格效应）以及特征分布的变化（特征效应）都会导致组内工资差距的上升。本文利用 DFL 重设权重的方法以及基于分位回归的分解方法将组内收入差距的变化分解为价格效应和特征效应两部分。结果表明，价格效应是导致组内工资差距上升的主要原因，而特征效应的作

用非常小。

与西方发达国家有所不同的是,我国城镇地区技能价格上升的原因主要在于我国的转型特征。前者主要强调偏向技能的技术进步(Acemoglu, 2002)。本文强调了两个方面的因素:所有制结构调整以及我国经济的全球化进程。针对第一个因素,本文的结果与现有的多数研究是一致的。而关于全球化的因素,本文强调了加入WTO给我国所带来的显著影响。需要指出的是,强调制度变化的因素与强调技术进步因素并不矛盾:技术进步要对收入差距产生影响往往需要以制度变革为前提(Lemieux *et al.*, 2009)。考察这些因素之间的相互影响无疑是需要进一步深入研究的课题。

考虑到我国大规模的大学扩招,特征效应很小这一结果有些出人意料。同样超出预期的是,并没有系统的证据表明,不同教育组别内不可观测的技能分布在受扩招影响的人群中发生了显著的变化。一个可能的解释是,上述这些效应需要一定的时间才能够显现出来。根据人力资本理论,随着潜在经验的增加,不同能力的劳动者之间的收入差距会有多增加。然而在我们的样本中,受到扩招政策影响的人群进入劳动市场的时间尚短。因此,要考察扩招对工资差距的影响(特别是特征效应)需要更长的时间和更新的数据。

## 附录

表 A1 工资差距和组内工资差距

Ln(Wage)	1995	2002	2007	1995	2002	2007
	男性			女性		
A: 删除最高的1%和最低的1%样本						
均值	8.647	9.125	9.662	8.424	8.875	9.268
p90-p10	1.255	1.503	1.804	1.461	1.648	1.979
p50-p10	0.676	0.844	0.954	0.852	0.893	1.099
p90-p50	0.579	0.659	0.851	0.609	0.754	0.880
方差	0.272	0.426	0.551	0.400	0.501	0.743
B: 删除最高的1%和最低的1%样本,以及删除2007年新加入的调查省份						
均值	8.647	9.125	9.624	8.424	8.875	9.225
p90-p10	1.255	1.503	1.822	1.461	1.648	1.934
p50-p10	0.676	0.844	0.973	0.852	0.893	1.052
p90-p50	0.579	0.659	0.850	0.609	0.754	0.881
方差	0.272	0.426	0.551	0.400	0.501	0.743
C: 删除最高的1%和最低的1%样本,删除2007年新加入的调查省份,以及不将“其他劳动收入”计算在内						
均值	8.596	9.220	9.847	8.384	8.972	9.495
p90-p10	1.228	1.520	1.789	1.397	1.647	1.810
p50-p10	0.664	0.863	0.943	0.817	0.904	0.953
p90-p50	0.563	0.657	0.845	0.580	0.743	0.857
方差	0.254	0.414	0.496	0.337	0.489	0.565

(续表)

Ln(Wage)的残差	1995	2002	2007	1995	2002	2007
	男性			女性		
D: 删除最高的 1% 和最低的 1% 样本						
p90-p10	1.029	1.271	1.455	1.165	1.370	1.627
p50-p10	0.550	0.725	0.805	0.662	0.779	0.900
p90-p50	0.479	0.546	0.651	0.503	0.590	0.727
方差	0.192	0.317	0.398	0.290	0.367	0.550
E: 删除最高的 1% 和最低的 1% 样本, 以及删除 2007 年新加入的调查省份						
p90-p10	1.029	1.271	1.458	1.165	1.370	1.627
p50-p10	0.550	0.725	0.811	0.662	0.779	0.880
p90-p50	0.479	0.546	0.647	0.503	0.590	0.747
方差	0.192	0.317	0.395	0.290	0.367	0.549
F: 删除最高的 1% 和最低的 1% 样本, 删除 2007 年新加入的调查省份, 以及不将“其他劳动收入”计算在内						
p90-p10	1.029	1.284	1.432	1.123	1.398	1.515
p50-p10	0.552	0.738	0.790	0.636	0.812	0.801
p90-p50	0.477	0.547	0.642	0.486	0.587	0.714
方差	0.181	0.307	0.347	0.239	0.352	0.404

## 参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., "Technical Change, Inequality, and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(1), 7-72.
- [2] Amiti, M., and C. Freund, "An Anatomy of China's Export Growth", Working Paper, Federal Reserve Bank of New York, 2008.
- [3] Autor, D., L. Katz, and M. Kearney, "Trends in U. S. Wage Inequality: Re-Assessing the Revisionists", *Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(2), 300-323.
- [4] Brandt, L., and C. Holz, "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, 2006, 55(1), 43-86.
- [5] Branstetter, L., and N. Lardy, "China's Embrace of Globalization", NBER Working Paper No. 12373, 2006.
- [6] Buchinsky, M., "Changes in the U. S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression", *Econometrica*, 1994, 62(2), 405-458.
- [7] Cai, H., Y. Chen, and L. Zhou, "Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992-2003", *Economic Development and Cultural Change*, 2010, 58(3), 385-413.
- [8] Chay, K., and S. Lee, "Changes in Relative Wages in the 1980s: Returns to Observed and Unobserved Skills and Black-White Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 2000, 99(1), 1-38.
- [9] Dong, X., and P. Bowles, "Segmentation and Discrimination in China's Emerging Industrial Labor Market", *China Economic Review*, 2002, 13(2-3), 170-196.

- [10] DiNardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux, "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages 1973—1992: A Semi-parametric Approach", *Econometrica*, 1996, 64 (5), 1001—1044.
- [11] Farber, H., and R. Gibbons, "Learning and Wage Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(4), 1007—1047.
- [12] Gong, C., and X. Meng, "Regional Price Differences in Urban China 1986—2001: Estimation and Implication" IZA Discussion Paper No. 3621, 2008.
- [13] Gustafsson, B., S. Li, and T. Sicular, (eds), *Inequality and Public Policy in China*. New York: Cambridge University Press, 2008.
- [14] Hanson, G., "Globalization, Labor Income, and Poverty in Mexico", in Harrison, A. (ed.), *Globalization and Poverty*. Chicago: University of Chicago Press, 2007.
- [15] Juhn, C., K. Murphy, and B. Pierce, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy*, 1993, 101(3), 410—442.
- [16] Katz, L., and D. Autor, "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", in Ashenfelter, O., and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, volume 3A. Amsterdam: Elsevier Science, 1999.
- [17] Knight, J., and L. Song, "Increasing Urban Wage Inequality in China: Extent, Elements and Evaluation", *Economics of Transition*, 2003, 11(4), 597—619.
- [18] Knight, J., and L. Song, "China's Emerging Urban Wage Structure, 1995—2002", in Gustafsson, B., S. Li, and T. Sicular, (eds), *Inequality and Public Policy in China*. New York: Cambridge University Press, 2008, 221—242.
- [19] Koenker, R., and G. Bassett, Jr., "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles," *Econometrica*, 1982, 50(1), 43—62.
- [20] Li, S., and H. Sato, (eds.), *Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China*. London and New York: Routledge, 2006.
- [21] 李实、丁赛, "中国城镇教育收益率的长期变动趋势", 《中国社会科学》, 2003年第6期, 第58—72页。
- [22] Li, S., and C. Xing, "China's Great Leap Forward in Higher Education and its Labor Market Consequences", IZA Discussion Paper No. 4974, 2010.
- [23] Li, Y., J. Whalley, S. Zhang, and X. Zhao, "The Higher Educational Transformation of China and its Global Implications", NBER Working Paper No. 18349, 2008.
- [24] Li, X., Y. Zhao, and L. Lu, "Effects of Education on Wage Inequality in Urban China, 1988—2003", The 6<sup>th</sup> PEP Research Network General Meeting, 2007.
- [25] Lemieux, T., "Postsecondary Education and Increasing Wage Inequality", *American Economic Review*, 2006a, 96(2), 195—199.
- [26] Lemieux, T., "Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?" *American Economic Review*, 2006b, 96(3), 461—498.
- [27] Lemieux, T., "The Changing Nature of Wage Inequality", *Journal of Population Economics*, 2008, 21(1), 21—48.
- [28] Lemieux, T., W. MacLeod, and D. Parent, "Performance Pay and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (1), 1—49.

- [29] 罗楚亮,“城镇居民教育收益率及其分布特征”,《经济研究》,2007 年第 7 期,第 119—130 页。
- [30] Machado, J., and J. Mata, “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4), 445—465.
- [31] Meng, X., *Labor Market Reform in China*. New York: Cambridge University Press, 2000.
- [32] Meng, X., K. Shen, and X. Sen, “Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988—2007”, IZA Discussion Paper No. 4919, 2010.
- [33] Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: NBER, 1974.
- [34] Park, A., X. Song, J. Zhang, and Y. Zhao, “Returns to Skill, Labor Market Transition, and the Rise of Wage Inequality in Urban China, 1988 to 2003”, Working Paper, 2006.
- [35] Topalova, P., “Trade Liberalization, Poverty and Inequality: Evidence from Indian Districts”, NBER Working Paper No. 11614, 2005.
- [36] Riskin C., Zhao R. and Li S., (eds.) *China's Retreat from Equality: Income Distribution and Economic Transition*. Armonk, N. Y., M. E. Sharpe, 2001.
- [37] Wan, G., M. Lu, and Z. Chen, “Globalization and Regional Income Inequality in China: Empirical Evidence from within China”, *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(1), 35—59.
- [38] Wei, S., and Y. Wu, “Globalization and Inequality: Evidence from within China”, CEPR Discussion Paper No. 3088, 2003.
- [39] 邢春冰,“不同所有制企业的工资决定机制考察”,《经济研究》,2005 年第 6 期,第 16—26 页。
- [40] 邢春冰,“中国不同所有制部门的工资决定与教育回报:分位回归的证据”,《世界经济文汇》,2006 年第 4 期,第 1—26 页。
- [41] 邢春冰,“经济转型与不同所有制部门的工资分布,从下海到下岗”,《管理世界》,2007 年第 6 期,第 23—37 页。
- [42] Zhang, X., and K. Zhang, “How Does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China”, *Journal of Development Studies*, 2003, 39(4), 47—67.
- [43] Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, “Economic Returns to Schooling in Urban China: 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4), 730—752.

## Within-Group Wage Inequality and Its Evolution in Urban China

CHUNBING XING SHI LI  
(Beijing Normal University)

**Abstract** We use three urban household surveys for 1995, 2002, and 2007 to investigate the trend of residual inequality and its determinants. Using two complementary semi-parametric methods, we find that the change in skill prices play a dominant role in the rise of residual inequality. We use a fixed effects model at the city level and find that ownership restructuring

---

is an important factor that drives up the skill price between 1995 and 2002. Another finding is that China's trade activity has a positive effect on residual inequality between 2002 and 2007, highlighting the impact of China's entry into WTO.

**JEL Classification** C14, J31, O15