

我国城镇居民就业结构变迁与收入差距研究¹

李冰冰² 吴斌珍³

摘要 本文利用城镇住户调查数据及人口普查数据分析我国城镇居民在经济发展快速转型和增长期间的就业结构变迁,并进一步分析收入差距和就业结构变化的关系。结果显示,不同于发达国家的“极化”现象,我国经济发展快速转型和增长时期,城镇居民的就业结构呈现“升级”模式:低技能岗位雇佣比例下降,中高技能岗位雇佣比例上升;同时低技能岗位工资增长慢于中高技能岗位。虽然就业结构变动比较大,但对我国总体收入差距变动的贡献并不大,劳动力在不同岗位的就业比例变化对收入差距变化的影响约为1%。收入差距的变化主要来自岗位内不可观测技能回报的变化以及可观测变量如教育、地区等的回报变化和岗位的回报变化。

关键词 就业结构;劳动力流动;工资差距;收入差距;升级模式

0 引言

就业结构变迁一般指不同行业、职业、岗位或任务(task)的雇佣比例随时间的变化。国外文献中,不同研究中就业结构所指的具体内容有所不同,一些研究中就业结构用细分类的职业表示(Autor et al., 2006);一些研究用常规/非常规、认知型/体力型等不同任务类型表示(Autor et al., 2003, 2006);只用行业分类的研究较少,更多的研究是同时利用行业和职业信息,定义某一行业中的某一职业为“岗位”,基于行业和职业交叉得到的就业岗位来分析就业结构变迁,如Acemoglu(1999)、Goos and Manning(2007)、Hurley et al.(2013);而也有研究同时使用两种方法表示就业结构,如Goos et al.(2009)主要用21类职业来分析就业结构变化,但其文中同时也用了行业-职业交叉确定的岗位来分析。

¹ 作者感谢国家自然科学基金面上项目“中国企业税费负担水平和差距:现状、原因及影响”(项目编号:72073079)的资助。

² 李冰冰,中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员, E-mail: libb12@tsinghua.org.cn。

³ 吴斌珍(通讯作者),清华大学经济管理学院经济系副教授,清华大学中国财政税收研究所研究人员, E-mail: wubzh@sem.tsinghua.edu.cn。

国外研究发现劳动力市场的就业结构变化呈现“极化”(polarization)、“升级”(upgrading)和“降级”(downgrading)三种不同模式(Autor et al., 2006; Goos and Manning, 2007; Hurley et al., 2013)。不同国家的就业结构变迁差异可能由技术进步等需求因素差异和人口结构变动等供给因素差异造成,还可能与不同国家的制度差异有关(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。

中国自改革开放以来经历了快速的经济增长和技术进步,经济结构持续调整,就业结构也随之不断调整。20世纪90年代中后期的国企改革、2001年加入WTO等政策实施都对我国的就业结构产生深远影响,而1999年启动的大学扩招则从供给侧对我国的就业结构产生影响。在这一改革和转型背景下,研究快速转型与增长期间我国的就业结构变化具有重要意义。

本文将基于微观数据研究以下两个问题:(1)中国经济经历了飞速的发展和剧烈的结构调整,在快速转型的过程中,我国城镇居民总体的就业结构如何变化?(2)就业结构的变化如何影响收入差距和教育回报(大学和高中学龄劳动力的工资差距)?第一个问题虽然在文献中已有研究,但结论尚不一致,第二个问题我们还没有在文献中找到可信的答案。本文系统性地研究就业结构的变化以及就业结构变迁对收入差距的影响,希望能对相关文献作出重要补充。

本文的就业结构指的是根据行业和职业交叉确定的就业岗位的雇佣比例,这一分类方法同时利用了行业和职业的信息,考虑了不同行业内部的职业差异以及同一职业的不同行业特征。国外的行业和职业分类往往很精细,但是国内时间跨度较长、样本量充足、收入信息完整的调查数据中,对行业、职业的分类往往比较粗糙。因此,我们难以利用详细的职业分类来分析就业结构的变化,退而求其次,采用将行业和职业交叉确定就业岗位的方法来展开本文的研究。这一方法使得我们即便在行业、职业分类较粗糙的时候,仍然能得到更多的岗位信息。

我们对比了多套国内微观调查数据,最终采用1992—2009年国家统计局城镇住户调查数据来分析,同时利用1990、2000、2010年人口普查和2005、2015年人口抽样调查数据做对比分析。虽然我们获得的城镇住户调查数据只到2009年,但是对1992—2009年间的就业结构变迁分析有其特殊意义。从1992—2009年之间,我国经历了一系列重大改革,如国企改革、加入WTO、大学扩招、伴随着日经济快速增长、科技进步明显,就业结构也发生很大变化。我们可以从以往的结构调整中,去了解新的技术进步和经济增长可能带来的就业结构变化及影响。

我们首先对我国城镇居民1992年以来的就业结构变迁进行全面细致的分析。国内已有的研究结论尚不一致,而且面临考察时序较短或者没有基于稳定的岗位排序的问题。我们考察就业结构的长期变化,而且基于一个随时间稳定可比的岗位排序来分析,并与已有的文献进行对比。我们发现我国城镇居民的

就业结构呈现“升级”模式:低技能岗位雇佣比例下降,中高技能岗位雇佣比例上升。这一发现与吕世斌和张世伟(2015)得到的关于制造业就业结构“极化”的结论不同,与屈小博和程杰(2015)的结论相似。吕世斌和张世伟(2015)得到不同的结论可能是因为他们只看了制造业内部的变化,而不是总体的变化。屈小博和程杰(2015)基于工资来对岗位进行排序,但我们发现基于工资的排序在不同年份之间不稳定,尤其是20世纪90年代和2000年之后基于工资的岗位排序相关性很低,因此不宜作为跨期比较的基础。此外,我们还进一步分析了不同教育及年龄的劳动力在就业结构变迁上的差异。分析不同人群的就业结构变化差异是分析就业结构对社会福利影响的必要组成部分。在面临技术或其他外部冲击时,不同类型的劳动力适应经济结构调整的能力不同,因此受冲击影响程度有差异,就业转移方向也不同。

其次,我们分析就业结构变化如何影响教育回报率及收入差距。这个问题的回答有助于理解转型升级对收入差距的影响。但是目前国内有关就业结构的研究都没有分析就业结构变化和收入差距的关系。从就业结构的角度来分解,教育回报可以分解成两个来源,一个是给定岗位内的教育回报,一个是不同教育水平的人群从事不同的岗位带来的工资差异。以大学的教育回报(大学和高中学历劳动力的工资差距)为例,第二个来源指大学学历劳动力相比于高中学历劳动力更多的分布在高工资的岗位中。类似地,全社会的收入差距也可以分解为岗位内的差别及岗位间的差别。我们延续 Lemieux(2006)的方法,将收入差距的变化分解成岗位内收入差距的变化(组内差异),岗位间的收入差距变化(组间差异),以及劳动力在不同岗位上的分布的变化(组成效应)。我们发现给定岗位工资,劳动力在不同岗位间就业比例变化对工资差距变化影响很小。收入差距的变化主要来自岗位内不可观测技能回报的变化以及可观测变量如教育、省份等的回报变化和不同岗位间工资差距的变化。因此可以说,虽然就业结构变动比较大,但对我国总体收入差距变动的贡献并不大。

本文内容结构安排如下:第1部分为文献综述,对就业结构变化相关文献进行综述;第2部分介绍数据来源、岗位的分类方法和岗位排序的选择;第3部分总结我国城镇居民的就业结构变化模式,并与国内外文献做对比,同时考察不同年龄-教育的劳动力如何在不同岗位之间进行调整;第4部分分析就业结构对我国的总体收入差距和教育回报的贡献;最后为结论和研究展望。

1 文献综述

1.1 关于就业结构变迁的文献

国外关于就业结构变迁的研究总结出就业结构变迁的三种模式:极化

(poarization)、升级(upgrading)和降级(downgrading)(Hurley et al., 2013; Fernández-Macías, 2012)。极化指高工资/高技能岗位和低工资/低技能岗位的雇佣比例扩张,而中等工资/技能的岗位雇佣比例下降,雇佣结构呈现两极化。大量文献对不同国家的不同数据集采用各种衡量方法进行了检验,发现美国、英国、德国等很多发达国家劳动力市场均呈现“极化”现象(Acemoglu, 1999; Autor et al., 2006; Goos and Manning, 2007; Goos et al., 2009; Acemoglu and Autor, 2011)。然而,就业结构两极化并不是所有国家的共同规律,Fernández-Macías(2012)、Hurley et al. (2013)发现部分欧洲国家呈现“升级”模式,如爱尔兰、丹麦、芬兰、卢森堡、瑞典等,即收入/技能较高的岗位就业增长更多,而收入/技能较低的岗位就业增长更少。另外一些国家如葡萄牙、西班牙、意大利则呈现“中部升级”(mid-upgrading)模式,这一模式也属于“升级”模式的一种,其特点在于中等收入/技能岗位的就业增长多于高收入/高技能岗位,相当于“极化”现象的反面。此外,Hurley et al. (2013)研究还发现金融危机后东欧一些国家甚至出现降级(downgrading)模式,收入越低的岗位就业增长越多,高收入岗位就业大幅下降。

我国的劳动力市场上就业结构如何变化?目前国内的研究结论尚不一致,这可能与不同研究采用的时间段、数据集以及分析对象不同有关。有研究从工作任务(task)的角度对就业结构进行分析,如孙文凯等(2018)用2003—2013CGSS数据、Ge et al. (2021)采用1990—2015年人口普查数据和抽样调查数据发现常规操作型工作的雇佣比例在下降,而都阳等(2017)利用2005—2016中国城市劳动力调查数据的研究则发现常规操作型工作的分布变化不明显,两者的不同很可能源于对任务类型的定义和计算方式有差异。从工作任务的角度分析就业结构依赖于高质量的职业分类数据,目前国内这类的数据还很少。吕世斌和张王伟(2015)根据OECD行业分类标准将制造业行业分为高、中、低等不同技术的行业,用1998—2009年制造业行业面板数据,发现我国高技术行业和低技术行业的就业增长更多,我国制造业就业呈现“极化”,但是该文分析仅限于制造业行业。屈小博和程杰(2015)则采用将行业和职业交叉确定的岗位分析法,根据不同岗位的收入水平进行排序,将岗位分为高、中、低不同收入水平的岗位,他们采用2005年全国1%人口抽样调查数据、2010第六次人口普查数据,使用全行业数据,发现2005—2010我国就业结构呈现“升级”模式,农民工群体的就业呈现“极化”,但是该文的研究时间段仅有5年,且没有深入探讨该分类方法下岗位排序的时间稳定性。

1.2 关于不同特征劳动力就业结构变化的文献

在就业结构变迁的过程中,不同类型的劳动力表现出不同的转移特点。劳

动力的就业结构变化可能同时受到供给和需求两方面的影响:一方面,不同的职业在扩张或萎缩中,对于不同类型劳动力的需求变化有差异;另一方面,不同类型劳动力的相对供给随时间发生变化,进而影响就业结构。如对美国的数据分析发现,职业扩张主要通过招聘年轻劳动力实现,因此在雇佣比例上升的高技能和低技能岗位中,劳动力的平均年龄减小,但是在雇佣比例减少的中技能岗位中,劳动力平均年龄在增加。从中技能岗位转出的劳动力中,低教育水平劳动力流入到低技能岗位,而年轻的高教育水平劳动力转移到高技能岗位,年老的高学历劳动力转移到低技能岗位(Autor and Dorn, 2009)。此外,Beaudry et al. (2016)发现美国自2000年之后,对于技能的需求相对慢于高教育水平劳动力的供给扩张,这导致高技能劳动力向下流动,开始从事传统上由低技能劳动力从事的工作,并导致低技能劳动力进一步向下流动甚至被挤出劳动力市场。

在我国的就业结构变化过程中,关于不同特征劳动力如何转移就业岗位的研究还很少。Ge et al. (2021)做了一个比较好的尝试,他们发现1990—2015年间,30岁以下的年轻人从事常规操作型工作的比例下降,进入常规知识型和非就业的比例上升;高中和大学以上毕业生,从事非常规工作比例下降。

1.3 对就业结构变化的原因解释

总体上,就业结构的变化受到需求(如技术进步、国际贸易)和供给(人口结构变动)两方面的影响。大量文献从需求层面对就业结构变化的原因进行解释:一种解释为“常规型工作”替代的技术进步理论,认为技术进步导致机器替代了常规型的生产和办公工作,而对需要高技能的分析研究类工作和需要人际互动性的工作产生互补作用(Autor et al., 2003);还有解释强调经济全球化带来的产业分工与转移(如外包)的作用(Antràs et al., 2006; Grossman and Rossi-Hansberg, 2008; Oldenski, 2014);此外,Autor and Dorn(2013)还提出由于消费偏好多样化而对服务性职业的需求提升带来就业结构极化。从供给上看,移民带来的供给增加会导致最低收入岗位的就业增长更多,如英国(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。此外,一些制度差异也会导致不同国家就业结构变化不同,例如,阻碍市场化工资设定的制度(工会、最低工资等)会限制最低收入岗位的增长,如德国(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。

Cortes et al. (2017)进一步对就业结构变化的原因进行分解,将就业结构变化归因为人口组成结构的变化、给定人口特征下的就业倾向变化以及两者的交叉效应,并计算各类效应的影响程度。作者对美国的研究发现,常规型工作的雇佣比例下降,主要是因为劳动力在常规型工作的就业倾向下降,人口结构变动带来的影响仅占1/3。孙文凯等(2017)、Ge et al. (2021)分别采用这种方法,利用CGSS数据和人口普查数据对中国的就业结构变化进行分解,发现我国

常规操作型工作的下降同时受人口结构变动和就业倾向变动的影响,两者的解释程度在不同阶段有所差异。

1.4 就业结构变迁和收入差距关系的文献

技能偏向技术进步理论认为技术进步会导致就业结构出现升级,进而提高技能回报和扩大收入差距。研究发现技能的回报在过去几十年中保持增长,尤其是大学毕业生和高中毕业生的相对工资,这是收入差距扩大的重要原因。虽然大学毕业生的供给大幅增长,但由于对技能的需求增长更快,高等教育水平工人的工资上升更快,大学教育回报仍然上升。这一“供给-需求”分析框架被称为解释技能回报变动的经典理论,Katz and Murphy (1992)、Goldin and Katz (2007)的研究中都采用这一经典框架。

但是近年来研究发现,这一经典理论不能解释美国1980年以来50/10分位数工资差距的变动以及1990年以来大学教育回报增长的减速,为此Acemoglu and Autor (2011, 2012)构建了新的任务分析框架(task framework),提出常规型工作替代假说。计算机的使用替代了常规型任务,但对非常规认知型和非常规非认知型任务产生互补作用,因此90/50分位数的工资差距会扩大,但50/10分位数的工资差距减小,服务型职业的工资会上升(Autor and Dorn, 2013)。但Mishel et al. (2013)对常规型工作替代假说提出质疑,认为这一理论并不能完全解释过去三十多年的收入差距变化。工作的两极化现象从20世纪50年代就已经出现,但从1950年以来,收入差距曾经下降也曾经上升,例如服务型职业的雇佣比例从1973年开始便缓慢稳定上升,中等水平工资工作的雇佣比例也从1973年开始逐步稳定下降,但50/10分位数工资差距却在1973年之后存在大幅波动。Mishel et al. (2013)还进一步发现职业对于工资变动的解释力在下降。

国内关于就业结构和收入差距关系的文献目前集中于产业结构和收入差距。行业变量是解释我国收入差距扩大的重要因素。陈钊等(2010)分析了行业间收入不平等对中国城镇居民收入差距的重要性,发现行业变量对中国收入差距的解释力有所上升,由行业间收入不平等造成的收入差距在扩大。由于不同行业之间的收入差距较大,行业结构的变动会导致收入差距的变化,葛玉好(2007)分析了行业选择对性别工资差距的影响,宋锦(2018)分析了产业结构变化对收入分配的影响。其他一些文献分析了职业隔离对收入差距的影响,如卿石松和郑加梅(2013)分析了职位隔离对性别收入差距的影响,吴晓刚和张卓妮(2014)分析了职业隔离对农民工和城镇工人之间收入差距的影响。

但是目前很少有文献从全国整体就业结构变化的角度分析就业结构和收入差距的关系。与本研究最相关的是吕世斌与张世伟(2015)的研究,他们发现

1998—2009年中国制造业中就业岗位呈现两极化,低技能和高技能行业的平均工资增长更快,但这篇文章分析范围仅限于制造业,且没有考虑职业结构的变动。此外,还有研究从劳动力流动和技能匹配的角度分析地区差距,如彭国华(2015)认为由于贸易等因素导致不同地区的工作任务分布有差异,劳动力在不同地区之间流动会带来地区间就业结构差异,这进一步导致地区间产出的差距,这一研究集中于分析产出差距而不是个体的收入差距,并且集中于理论分析。

2 岗位分类和质量衡量

2.1 数据来源和岗位分类

本文采用的数据为国家统计局1992—2009年城镇住户调查数据(UHS),这是国内唯一追溯将近20年的关于家庭基本信息和收支的调查数据,这项调查记录了家庭每位成员从事的行业和职业,这些信息提供了本文分析就业结构所需要的基础数据。这项调查每年轮换1/3的经常性调查样本,3年内完成一次全部样本的轮换。本文使用的数据包括了北京、辽宁、浙江、安徽、湖北、广东、四川、陕西、甘肃9个省市,在地理位置和经济水平上对于全国样本具有良好的代表性。

目前国内可供使用的微观调查数据还有CHIPs, CHNS, CHFS等,但是经过对比,这些数据不太适合本文的研究。CHNS数据虽然年份跨度很长,但是其城镇样本量过小,并且关于工作的变量中没有行业信息,只有职业信息。CHFS和CFPS则只有最近年份的数据,无法进行长时期的比较。CHIPs数据虽然年份跨度较长,但是CHIPs数据中2002年之前的调查中职业分类无法区分商业服务人员和生产工人,采用CHIPs 2002、2007、2013年城镇户口样本得到的结果波动比较大(见附录中的附表6),可能与样本量有关。虽然CHIPs单独调查了农民工样本,但是2007年之前的农民工调查中也无法区分商业服务人员和生产工人,并且2007年农民工的行业职业分类和城镇居民的分类不一致,难以做统一的分析。人口普查数据因为缺乏工资信息,难以用于和收入相关的分析。

本文分析对象为16~60岁(女性55岁)的本地城镇户口样本。UHS数据在2002年之前只调查本地的城镇户口居民,但是2002年开始加入了对从外地或农村迁入城镇地区的住户的调查,为了分析的一致性,本文只考虑本地城镇户口居民,不考虑2002年之后的本地农业户口和外地户口(这两部分占2002年之后总样本的约4%)。为了方便比较,首先遵循Autor et al. (2003)、Goos and Manning(2007)、Autor and Dorn(2009)、Goos et al. (2009)等人的分析方法,在初步分析时不考虑自雇佣、私营企业主的样本,但在稳健性分析时考虑了将这

些样本纳入。各年的样本量及地区分布见附录表1。

如引言所提到的,本文岗位分类根据行业和职业交叉确定,Goos and Manning(2007)、Hurley and Fernández-Macías(2009)、Hurley et al. (2013)、屈小博和程杰(2015)等都采用类似的方法。由于城镇住户调查数据中不同年份行业和职业的分类方法有差异,需要对行业和职业分类进行调整合并,合并方法详见附表2(a-c)。最终将行业分为8大类:工业、建筑业、交运邮电信息服务、批发零售餐饮住宿、社会服务业、科教文卫、金融保险、党政社团,将职业分为5大类:专业技术人员、机关企事业单位负责人、办事人员、商业和服务性人员、生产运输工人和有关人员。职业与行业交叉共得到40类岗位,由于某些岗位样本量过小,进一步进行合并^①,最终得到30类岗位。各类岗位的观测值和占比见附表3。

需要说明的是,虽然所有制在就业结构中扮演着重要角色,是我国劳动力市场分割的重要形式。但是相比所有制,行业和职业更能体现工作的技能,所有制更多地体现了制度差异而非技能差异,因此本文的岗位分类只采用行业和职业,而不加入所有制,这样也便于和国内其他文献及国际比较。

2.2 岗位排序

分析就业结构变迁首先需要对岗位按一定规则(通常按岗位质量)进行排序,得到一个稳定的岗位排序,然后看就业分布随时间的变化。文献中对岗位的排序方法有以下几种:按初期各类岗位的平均受教育年限排序、按初期各类岗位的中位数或平均工资排序、按整个研究期间各类岗位的平均工资排序。发达国家的研究结论表明,不同方法得到的岗位排序随时间变化比较小,也即不同岗位的质量是相对稳定的(Acemoglu, 1999; Goos and Manning, 2007; Oesch and Rodríguez Menés, 2011; Fernández-Macías, 2012)。本文分别采用这三种方法对我国的岗位进行排序,发现不同排序方法的结果存在差别。

2.2.1 按照平均受教育年限排序

结果见图1,其中横轴为按照1992年每一类岗位样本的平均受教育年限从低到高排序的30类岗位,纵轴为给定岗位在不同年份的平均受教育年限。从变化趋势看,1992年从业劳动力教育水平较高的岗位在2009年仍然保持较高的教育水平。如果分别按照1992、2001、2009年平均受教育年限从低到高排序,得到每一类岗位在1992、2001和2009年的排序,计算这三组排序之间的相

^① 将建筑业的专业技术人员、单位负责人、办事人员和商业服务性人员分别并入工业的专业技术人员、单位负责人、办事人员和商业服务性人员。将金融保险行业的单位负责人、办事人员、商业服务性人员和生产工人分别并入社会服务业的单位负责人、办事人员、商业服务性人员和生产工人。将党政机关社团的商业服务性人员和生产工人分别并入科教文卫行业的商业服务性人员和生产工人。

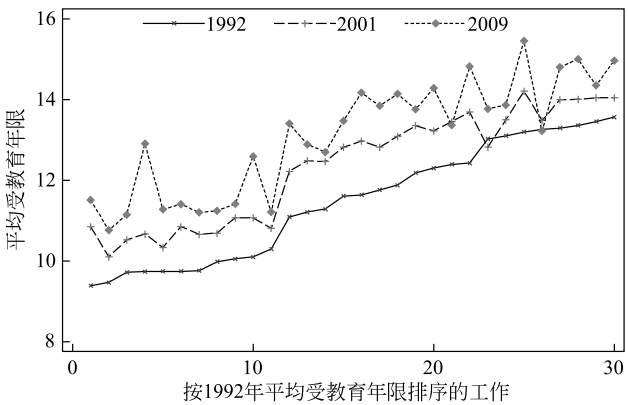


图 1 不同岗位的平均受教育年限变化

关性,可发现 1992 年和 2009 年的岗位排序 spearman 相关系数达到 0.86 (表 1),1992 年和 2001 年的相关系数达到 0.95,可见按照教育水平对岗位排序得到的结果在不同年份之间相对稳定。

表 1 不同排序方法结果相关性比较

	1992 教育 排序	2001 教育 排序	2009 教育 排序	1992—2009 平均工资排序	1992 中位数 工资排序	2001 中位数 工资排序	2009 中位数 工资排序
1992 教育 排序	1.000						
2001 教育 排序	0.950	1.000					
2009 教育 排序	0.862	0.917	1.000				
1992—2009 平均工资排序	0.734	0.715	0.832	1.000			
1992 中位数 工资排序	0.447	0.429	0.453	0.533	1.000		
2001 中位数 工资排序	0.778	0.745	0.848	0.817	0.650	1.000	
2009 中位数 工资排序	0.815	0.822	0.881	0.771	0.637	0.869	1.000

2.2.2 按照中位数工资排序

分别对每个年份按照每类岗位的中位数工资^①进行排序,得到各岗位在

^① 工资数据按照各省的 CPI 以 2009 年为基数进行了调整。

1992、2001、2009年的排序结果,发现1992年的排序与2009年排序的spearman相关系数为0.64,1992年排序与2001年排序spearman相关系数为0.65,2001年排序与2009年排序的spearman相关系数为0.87。按照中位数工资排序得到不同年份之间的相关性低于按教育水平排序的结果。西班牙1990—2008年之间的这一系数为0.70,瑞士1991—2008年之间的这一系数为0.87,英国1991—2008年和德国1990—2007年的这一系数都达到0.90(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。与其他国家相比,我国2001和2009年之间这一系数接近于其他国家,但我国1992和2001年之间的相关性较低,这和我国20世纪90年代末的经济体制改革特别是国企改革有关。此外,按中位数工资的排序和按教育水平的岗位排序结果之间的相关性随时间变化较大,按1992年中位数工资排序和按1992年受教育水平排序的相关系数仅0.45,但是这一系数到2001年达到0.74,2009年达到将近0.88,说明在20世纪90年代,工资和教育的匹配度较低,但在一系列关于劳动力市场改革之后,教育和工资的关联开始加强,换言之,教育的回报率上升。

2.2.3 按照所有年份的平均工资排序

如果按照每类岗位在1992—2009年间的平均工资进行排序,得到的结果和按照1992、2001、2009年中位数工资排序的spearman系数在0.5~0.7之间,相关性较低,说明不同年份间的工资变动较大。

发达国家按照岗位的平均受教育年限和平均工资的排序相关性很高,不同方法得到的岗位排序比较稳定,但是在中国这样一个快速发展、结构调整迅速的国家,情况有所不同。由于按照工资排序的结果随年份变化较大,因此下文主要采用按平均受教育年限排序的方法,不过在稳健性检验中也考虑了用工资排序的方法。

3 就业结构的变化

3.1 不同类型岗位的雇佣比例变化

附录中的附表3给出了30类岗位的雇佣比例。1992年雇佣比例最大的是工业的生产工人(28.2%),同时该岗位的雇佣比例下降也最大,从1992年到2009年下降了15.6个百分点。雇佣比例增加最多的是党政机关社团办事人员、社会服务业办事人员、社会服务业商业和服务人员等职业,分别上升5.5、3.6、3.3个百分点。从工资增长来看,工资增长最多的是金融保险行业专业技术人员,工资增长最少的是建筑业生产工人。

为了便于后面的进一步分析,将各类岗位根据1992年的平均受教育年限

从低到高排序后,按照各类岗位的雇佣比例分为三类,其中低技能岗位 4 个(雇佣比例 31.9%),中技能岗位 13 个(雇佣比例 33.7%),高技能岗位 13 个(雇佣比例 34.5%)。表 2 给出了三类岗位的雇佣比例及变化。

表 2 岗位的分类及雇佣比例变化

2-A 雇佣比例及变化							
岗位个数		雇佣比例/%			雇佣比例变化(百分点)		
		1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
三等分							
低技能	4	31.868	28.254	16.518	-15.349	-3.613	-11.736
中技能	13	33.671	39.244	42.447	8.776	5.573	3.203
高技能	13	34.461	32.502	41.035	6.573	-1.960	8.533
全部	30	100	100	100			
五等分							
低技能	3	30.740	27.307	14.738	-16.002	-3.433	-12.569
中低技能	6	16.546	18.692	21.865	5.319	2.146	3.173
中技能	7	15.919	18.608	18.894	2.975	2.689	0.286
中高技能	9	15.254	17.061	21.275	6.021	1.807	4.214
高技能	5	21.541	18.332	23.228	1.687	-3.209	4.896
全部	30	100	100	100			
2-B 工资及变化							
岗位个数		中位数工资/元			中位数工资变化倍数		
		1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
三等分							
低技能	4	3002	7974	18052	5.013	1.656	1.264
中技能	13	2969	10037	18902	5.366	2.381	0.883
高技能	13	3456	13413	29466	7.526	2.881	1.197
五等分							
低技能	3	3023	7895	17998	4.954	1.612	1.280
中低技能	6	2692	8553	15383	4.714	2.177	0.799
中技能	7	3242	10721	22607	5.973	2.307	1.109
中高技能	9	3321	12457	28481	7.576	2.751	1.286
高技能	5	3484	14228	30001	7.611	3.084	1.109

城镇居民在低技能岗位就业比例从 1992 年的约 31.9% 下降到 2009 年的约 16.5%, 下降约 15.3 个百分点。图 2 进一步画出各类岗位雇佣比例随时间的连续变化, 可以发现这一下降趋势从 1997 年开始, 这可能与国企改革有关, 但是 2002 年之后这一下降趋势仍然保持。另外从进一步细分五等分的结果来看, 技能排序最低 20% 的岗位雇佣比例下降最多, 而中低技能岗位雇佣比例则

有所增长。Ge et al. (2021) 采用人口普查数据发现我国城镇人口就业结构中,常规操作型任务的就业比例大幅下降,1990 到 2010 年之间下降约 20 个百分点。他们文中的常规操作型任务包括了各个行业的手工艺人、设备及其操作员、装配工及其他非技术生产工人,本文定义的低技能岗位中大部分来自制造业部门生产工人,两者的组成人员相似,因此下降的总体趋势一致,但是由于 Ge et al. (2021) 的常规操作型任务的定义范围更广,因此下降比例高于本文制造业生产工人的下降比例。

城镇居民在中等技能岗位的就业比例上升最多,上升了约 8.8 个百分点,在 1992—2001 和 2001—2009 年间都有明显上升,分别上升了 5.6 和 3.2 个百分点。从五分法的岗位来看,上升最多的并不是五等分中的中技能岗位,而是五等分中的中高技能和中低技能,分别增长了约 5.3 和 6.0 个百分点。

高技能岗位雇佣比例从 1992 年的 34.5% 上升到 2009 年的 41.0%, 上升 6.5 个百分点。图 2 显示,高技能岗位雇佣比例并不是一直上升,1992—2001 年间以下降趋势为主,这一趋势可能与我国 20 世纪 90 年代的“脑体倒挂”“下海”等现象有关。之后经济发展创造出了更多的高技能岗位需求,加上劳动力市场的逐步完善,使得高技能岗位雇佣比例开始增长。进一步细分五分法,中高技能岗位雇佣比例增长最多。我国技能排序最高 20% 的高技能岗位雇佣比例从 1992—2009 年上升了仅 1.7 个百分点,这一上升比例远低于国际值。英国排序最高 20% 的岗位雇佣比例从 1979 年到 1999 年上升超过 20 个百分点 (Manning, 2004), 1991—2008 年上升约 10 个百分点 (Oesch and Rodríguez Menés, 2011), 德国排序最高 20% 的岗位雇佣比例从 1990—2007 年上升约 8 个百分点 (Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。

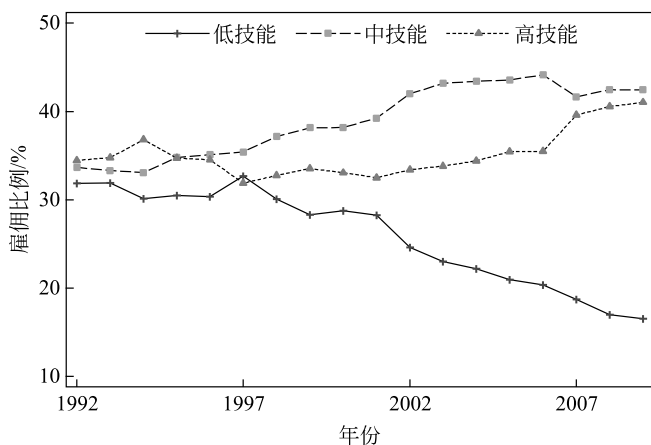


图 2 不同技能岗位的雇佣比例变化

从工资变动来看(表 2-B),1992—2009 年高技能岗位中位数工资从 1992 年的 3456 元上升至 2009 年的 29466 元,增长了约 7.5 倍,高于中技能岗位工资的增长。低技能岗位的工资也有明显增长,但是增长速度比其他两组都低,只增长了 5.0 倍。五分法的结果进一步证实,工资增长和技能水平呈现正相关关系,中高技能和高技能岗位的工资增长约 7.5 倍,中技能增长约 6 倍,而低技能、中低技能工资增长约 5 倍左右。发达国家就业结构的“极化”现象还体现在雇佣比例上升的低技能岗位和高技能岗位工资增长更快,而雇佣比例下降的中技能岗位工资增长较慢。我国的模式显然与此不同,高技能岗位工资增长较快,但是低技能岗位工资增长较慢。

因此,总体来看,我国城镇居民的就业结构呈现“升级”模式:低技能岗位雇佣比例大幅减少,中高技能岗位雇佣比例上升;中低技能岗位工资增长较慢,高技能岗位工资增长较快。这一变动趋势与美国、英国、德国等国家的“极化”趋势不同。

3.2 稳健性检验

本文进一步做了一些稳健性检验。

(1) 有文献按照岗位的个数而不是岗位的雇佣比例对岗位进行归类(Acemoglu,1999),即将岗位按初期的教育年限或工资排序后,按照岗位个数平均分类。本文也采用这种方法根据岗位个数将岗位进行分类,发现与根据雇佣比例划分得到的结果一致,结果见附录中的附表 4。

(2) 前面的分析中,没有考虑自雇佣样本。如果将这部分样本加入,结果仍然一致,低技能岗位雇佣比例大幅下降,中高技能岗位雇佣比例上升,雇佣结构呈升级模式。不过,加入自雇佣样本之后,中技能岗位雇佣比例的上升更加明显,上升幅度达到 13 个百分点,高技能岗位雇佣比例仅上升 2.9 个百分点,其背后的原因是总人群中自雇佣人员的比例不断上升(从 1992 年的 1%上升到 2009 年的 13%),同时自雇佣人员主要从事中等技能岗位(超过 80%的自雇佣集中在中等技能岗位中)^①。

(3) 我们进一步将不工作的样本(包含失业或不参与劳动力市场的人)加入,结果也基本一致,低技能岗位雇佣比例明显下降,中技能岗位雇佣比例上升。不同的是,高技能岗位雇佣比例变化不大,甚至有略微下降。同时我们发现不工作的比例在这 18 年间增加了 12 个百分点,其中主要的来源是失业比例

^① 自雇佣人员在中等技能岗位就业的比例随年份略有下降,从 1992 年的 85%下降到 2009 年的 80%;在低技能岗位的就业比例也有所减小,从 1992 年的 14%下降到 2009 年的 10%;在高技能岗位的就业比例从 1992 年的不到 1%上升到 2009 年的 9.5%。

增加和其他未参与劳动市场的比例增加。其他未参与劳动市场者的增加主要是离退休人员和家务劳动者比例增加。同时我们注意到,不工作比例的上升主要发生在 1992—2001 年,和这段时期的国企改革紧密相关。2001 年之后,该比例只增加了 1.4 个百分点。

表 3 加入不工作和自雇佣样本后的就业结构变化

	雇佣比例/%			雇佣比例变化(百分点)		
	1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
加入自雇佣样本						
低技能	31.660	27.132	15.694	-15.966	-4.528	-11.438
中技能	34.289	42.027	47.399	13.109	7.737	5.372
高技能	34.051	30.841	36.907	2.856	-3.210	6.066
加入自雇佣和不工作样本						
不工作	15.307	26.101	27.120	11.813	10.794	1.019
失业	1.929	5.700	6.157	4.228	3.771	0.457
在校生	8.077	10.564	9.699	1.622	2.487	-0.865
其他未参与劳动市场者	5.301	9.837	11.263	5.962	4.536	1.426
低技能	26.814	20.050	11.438	-15.376	-6.763	-8.612
中技能	29.041	31.057	34.544	5.504	2.017	3.487
高技能	28.839	22.792	26.898	-1.941	-6.047	4.107

(4) 如果直接按照五大类职业来划分,可以看到 1992—2009 年生产运输及相关人员比重下降约 18 个百分点,而办事人员和商业服务人员占比上升约 10 个百分点。虽然办事人员和商业服务人员就业比例上升都较大,但服务人员的工资上升相对较慢。如果粗略地将专业技术人员和单位负责人划分为非常规知识型工作,办事人员划分为常规知识型工作,生产运输及相关人员划分为常规操作型工作,商业服务人员划分为非常规操作型工作,那么我们的结论与 Ge et al. (2021) 采用全国人口普查数据中的城镇劳动力样本得到的结论一致,即常规操作型工作就业比重下降,而常规知识型工作就业比重上升。如果只看行业雇佣结构的话,则工业的雇佣比例下降最多,下降 17.62 个百分点,而社会服务业、党政社团、交通运输邮电信息服务行业的雇佣比例上升最多,上升 4~6 个百分点。

表 4 不同职业、行业的雇佣比变化

	雇佣比例/%			中位数工资(log)		
	1992	2009	1992—2009	1992	2009	1992—2009
分职业						
专业技术人员(近似非常规知识型)	21.070	25.370	4.300	8.148	10.285	2.138

续表

	雇佣比例/%			中位数工资(log)		
	1992	2009	1992—2009	1992	2009	1992—2009
分职业						
单位负责人(近似非常规知识型)	8.740	4.730	-4.010	8.251	10.504	2.253
办事人员(近似常规知识型工作)	20.240	31.040	10.800	8.042	10.108	2.066
商业服务人员(近似非常规操作型工作)	11.490	19.120	7.630	7.858	9.575	1.717
生产、运输工人和有关人员(近似常规操作型工作)	38.460	19.740	-18.720	8.008	9.843	1.835
总计	100	100	0	8.057	10.043	1.986
分行业						
工业	42.92	25.30	-17.62	8.09	9.96	1.87
建筑业	2.99	3.34	0.35	8.13	9.98	1.84
交运邮电信息服务	6.22	10.69	4.47	8.18	10.09	1.91
批发零售餐饮住宿	14.44	13.25	-1.19	7.91	9.62	1.70
社会服务业	4.82	10.45	5.63	7.97	9.71	1.75
科教文卫	15.33	17.21	1.88	8.08	10.28	2.20
金融保险	1.79	3.46	1.67	7.94	10.38	2.44
党政社团	11.48	16.30	4.82	8.03	10.27	2.24

(5) UHS 数据中主要调查了城镇户口样本,但是我国 20 世纪 90 年代以来大批农村户口居民进入城镇务工,是就业人员的重要组成部分,为了将这部分劳动力纳入研究范围,我们进一步采用 1990、2000、2010 人口普查数据和 2005、2015 人口抽样调查数据进行分析^①,同时人口普查数据的样本量更大,有助于得到更可靠的结论。我们首先利用人口普查数据中的行业和职业信息按照上文的分类方法将岗位分为 30 大类,其中行业的具体划分标准见附录表 2a~2c。根据 30 类岗位的平均受教育年限进行排序,发现各年份之间仍然保持极高的相关性(见附录中的附表 5),说明我们的排序方法和结果比较稳定。无论是按照本地城镇户口居民的统计口径还是按照居住在城镇地区的统计口径,人口普查数据得到的岗位排序与按照城镇住户调查数据得到的岗位排序相关系数均达到约 0.9。

根据前文的划分方法,将 UHS 数据中得到的 30 类岗位和高中低三种技能岗位的对应关系匹配到人口普查数据中,得到人口普查数据中这三类岗位的雇佣比例。从本地城镇户口的统计口径来看(表 5),低技能岗位雇佣比例从 1990

^① 我们还尝试采用 CHIPs 数据,但 CHIPs 数据中 2002 年之前的调查中职业分类无法区分商业服务人员和生产工人,采用 CHIPs 2002、2007、2013 年城镇户口样本得到的结果波动比较大(见附录表 6),可能与样本量有关。虽然 CHIPs 单独调查了农民工样本,但是 2007 年之前的农民工调查中也无法区分商业服务人员和生产工人,并且 2007 年农民工的行业职业分类和城镇居民的分类不一致,难以做统一的分析。

到 2010 年下降 15 个百分点,中技能岗位雇佣比例上升 12 个百分点,高技能岗位雇佣比例上升 3 个百分点,符合“升级”模式。这一结果与城镇住户调查数据结果很接近。(由于人口普查数据中无法区分出自雇佣样本,表 5 的结果需与表 3 上半部分的结果进行对比)。2015 年的人口普查数据中不再区分城镇户口和非城镇户口,因此不做比较。加入不工作的样本,结果依然和城镇住户调查的结果一致。1990—2010 间,不工作的比例明显增加,增加了约 13 个百分点,这一增加主要发生在 2000 年之前。低技能岗位雇佣比例明显下降,下降约 16 个百分点,中等技能岗位雇佣比例增加约 5 个百分点,高技能岗位雇佣比例变化不大,略有下降。

表 5 人口普查数据就业结构

	本地城镇户口				居住在城镇地区					
	低技能	中技能	高技能	加总	低技能	中技能	高技能	加总		
在工作样本										
雇佣比例/%										
1990	43.345	26.073	30.582	100						
2000	33.282	31.602	35.116	100	49.368	30.725	19.907	100		
2005	28.454	36.696	34.850	100	47.431	33.109	19.460	100		
2010	27.918	38.437	33.645	100	44.064	36.559	19.376	100		
2015					41.693	39.117	19.189	100		
变化百分点										
1990—2010	-15.427	12.364	3.063	0						
1990—2000	-10.063	5.529	4.534	0						
2000—2010	-5.364	6.835	-1.471	0	-5.304	5.834	-0.531	0		
2000—2015					-7.675	8.392	-0.718	0		
加入不工作样本										
	不工作	低技能	中技能	高技能	加总	不工作	低技能	中技能	高技能	加总
雇佣比例/%										
1990	21.454	34.045	20.479	24.021	100					
2000	33.605	22.097	20.982	23.316	100	28.475	35.311	21.976	14.238	100
2005	37.195	17.871	23.047	21.887	100	29.932	33.234	23.199	13.635	100
2010	34.284	18.347	25.259	22.110		29.645	31.002	25.722	13.632	100
2015						32.084	28.317	26.567	13.033	100
变化百分点										
1990—2010	12.830	-15.698	4.780	-1.911	0					
1990—2000	12.151	-11.948	0.503	-0.705	0					
2000—2010	0.679	-3.750	4.277	-1.206	0	1.170	-4.309	3.746	-0.606	0
2000—2015						3.609	-6.994	4.591	-1.205	0

由于城镇户口样本不能覆盖那些居住在城镇地区但非城镇户口的劳动力,因此我们改用“居住在城镇地区”的统计口径来分析这部分人群。由于我们所获得的1990年人口普查数据中的代码不能区分城市还是农村,因此这里只分析2000年之后的普查和抽样调查数据。结果发现,从2000—2015年,低技能岗位雇佣比例下降约7.7个百分点,中技能岗位雇佣比例上升8.4个百分点,高技能岗位雇佣比例变化很小。与采用城镇户口样本得到的结果相比,采用居住在城镇地区的样本得到的低技能岗位的雇佣比例的绝对值较高,且下降幅度较小。这一结果并不意外,因为非城镇户口从事低技能岗位居多。即便如此,低技能岗位雇佣比例仍然下降,中技能岗位雇佣比例上升,符合升级模式。加入不工作的样本,结果变化不大,因为2000年之后,不工作的比例变化比较小。

(6) 我们根据岗位工资排序进行了重新分类,根据所有年份的平均工资对岗位进行排序,然后根据1992年的雇佣比例将30类岗位三等分为低、中、高三类不同工资(技能)水平的岗位。重新分类后得到的结果与前面基于教育排序的结果很接近,就业结构仍呈“升级”模式,高工资(技能)岗位雇佣比例增加,低工资(技能)岗位雇佣比例下降。

我们还用1992年的中位数工资进行了排序,同样根据1992年30类岗位的雇佣比例三等分,得到的结果有所不同,雇佣结构呈现“极化”模式。这是由于基于工资的岗位排序在不同年份之间差别较大,这种不稳定性使得用不同年份的工资指标排序去衡量就业结构变化得到的结果是有差别的。

表6 按照岗位工资排序分类后的就业结构变化

	岗 位 个 数	雇 佣 比 例 / %			雇 佣 比 例 变 化 (百 分 点)		
		1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
按照所有年份平均工资排序							
低工资(技能)	4	39.070	35.021	24.089	-14.982	-4.049	-10.932
中等工资(技能)	13	31.154	32.753	31.325	0.171	1.599	-1.429
高工资(技能)	13	29.775	32.226	44.587	14.811	2.450	12.361
全部	30	100	100	100			
按照 1992 年中位数工资排序							
低工资(技能)	10	21.782	26.047	30.926	9.144	4.265	4.879
中等工资(技能)	3	32.321	28.470	15.205	-17.116	-3.851	-13.265
高工资(技能)	13	34.461	32.502	41.035	6.573	-1.960	8.533
全部	30	100	100	100			

(7) 我们进一步检验了按照教育划分岗位质量与岗位所需真实技能之间的关联性。由于本文主要根据岗位中就业人员的平均受教育水平将岗位划为高、中、低三类技能,这样划分得到的不同技能岗位,其所代表的工作技能水平

能否反映岗位所需的真实技能？为回答这一问题，我们进一步利用《2014 年广东省制造业企业-员工匹配调查》数据进行分析。该数据共收集了广东省 572 家企业 4780 个员工样本，其中包含企业内各类岗位所需的真实技能的详细信息。我们将岗位所需的技能与员工的受教育水平进行了相关性分析。如表 7 所示，大专及以上学历员工从事的岗位对英语、数学、阅读、分析思考等认知能力的要求更高；初中及以下学历员工所从事的岗位，重复性劳动或体力劳动的比例极高。总体上，用教育水平来划分工作岗位，大体可以反映出该岗位所需的真实技能。

表 7 就业人员教育水平与工作所需真实技能水平

	初中及以下	高中	大专及以上	合计
进入岗位需要一个月以上才能胜任	0.340	0.543	0.710	0.503
有时候或经常用到英文	0.056	0.166	0.400	0.179
平均一周至少 1 次以上会遇到一些至少花 30 分钟以上才能解决的问题	0.279	0.449	0.550	0.405
平均一个月至少 1 次以上需要使用高等数学、物理、化学	0.085	0.169	0.231	0.151
通常阅读的与工作相关的文字材料最长超过 6 页以上	0.108	0.332	0.556	0.297
经常需要团队合作	0.520	0.636	0.706	0.606
经常需要与人面对面交流	0.439	0.668	0.764	0.599
每天至少半天以上用于重复劳动	0.701	0.482	0.309	0.527
每天至少半天以上用于体力劳动	0.571	0.315	0.089	0.363
每天至少半天以上用于管理或监督其他员工	0.216	0.324	0.308	0.277
使用的机器设备属于数控机器或全自动、半自动设备	0.429	0.504	0.468	0.459

注：所有指标的赋值均为：是=1，否=0。表中报告的是均值。

3.3 劳动力在不同岗位之间的流动

在我国就业结构变迁过程中，不同类型劳动力的就业岗位如何变化？我们对此作了进一步分析。表 8 列出了分教育-年龄就业人口的组成以及不同类型劳动力的就业结构变化。

1992—2009 年就业人群的组成发生明显变化。首先，教育结构显著变化，就业人口中大专以上学历的比重从 18.5% 上升到 42.5%，上升了约 24 个百分点，相对应地，高中和初中以下学历占比下降，初中及以下学历下降最多，下降了 18 个百分点。同时就业人群的年龄结构也发生了明显变化，就业人口中 51~60 岁的占比上升了 5 个百分点，31~50 岁的比例也上升了 4 个百分点，而 30 岁以下的比例下降了 10 个百分点。

表 8 分教育经验 1992—2009 就业结构变动(百分点)

	占就业人口 比例变化	占劳动年龄 人口比例变化	各类人群在各岗位就业比例变化 (=2009 年比例-1992 年比例)				
			不工作	低技能	中技能	高技能	加总
分教育							
初中及以下	-18.30	-14.93	21.097	-24.806	5.664	-1.955	0
高中	-5.66	-4.50	14.055	-8.102	6.759	-12.713	0
大专及以上	23.96	19.43	7.794	2.157	13.378	-23.330	0
加总	0	0					
分经验							
16~30	-9.67	-7.60	22.500	-20.222	-2.722	0.445	0
31~50	4.42	0.95	9.433	-17.719	7.898	0.389	0
51~60	5.25	6.64	11.898	-1.321	8.675	-19.252	0
加总	0	0					
分教育-经验							
初中及以下							
16~30	-5.38	-5.27	42.366	-34.929	-7.551	0.115	0
31~50	-14.57	-11.95	18.287	-27.243	11.133	-2.176	0
51~60	1.65	2.30	7.831	-5.807	5.525	-7.550	0
高中							
16~30	-8.19	-7.66	31.714	-17.259	-7.844	-6.611	0
31~50	0.15	-0.12	12.766	-6.354	12.107	-18.519	0
51~60	2.37	3.28	19.265	3.749	8.971	-31.985	0
大专及以上							
16~30	3.90	5.34	18.172	-2.758	6.654	-22.068	0
31~50	18.83	13.03	2.660	4.149	14.674	-21.483	0
51~60	1.23	1.07	12.549	1.957	14.712	-29.219	0
加总	0	0					

同时,这 18 年间,各类人群的就业岗位分布也发生了明显变化。初中及以下学历人群在低技能岗位就业的比例下降约 25 个百分点,不工作的比例上升约 21 个百分点;而大专及以上人群在高技能岗位就业的比例下降约 23 个百分点,在中技能岗位就业的比例上升约 13 个百分点,这和大学扩招导致大学生供给增加的速度快于高技能岗位的供给相关。高中学历人群在高技能岗位就业的比例也下降约 13 个百分点,这些下降的比例一部分转入中技能岗位,不过更多的转为不工作。年轻(30 岁以下)人群在低技能岗位就业比例大幅下降,不工作比例上升,而在中、高技能岗位就业的比例变化不大。年老(50 岁以上)人群则在高技能岗位就业比例下降(19 个百分点),在中技能岗位就业和不工作的比例都上升。

这些变化和20世纪90年代末的经济结构调整,劳动力市场的多项改革,如取消大学生毕业包分配制度、国有企业改革产生大批下岗职工等,以及教育的改革,如高校扩招,紧密相关。这些改革及政策变化对低教育水平劳动力、年轻劳动力的负面影响更大,说明教育和经验作为人力资本的重要性。

我们进一步比较了就业人员在不同职业的分布结构,结果见附录中的附表7。总体来看,低教育劳动力、年轻劳动力成为生产运输工人(近似常规操作型工作)的比例下降,高教育劳动力成为专业技术人员或单位负责人(近似非常规知识型工作)的比例下降,成为办事人员(近似常规知识型工作)的比例上升,各类劳动力成为商业服务人员(近似非常规操作型工作)的比例都上升。

4 就业结构变化与收入差距

4.1 大学教育回报率:大学学历劳动力和高中学历劳动力的工资差距

当不同教育水平的劳动力就业结构变化不同时,他们之间的工资差距也可能会发生变化。那么1992—2009年大学和高中学历劳动力的工资差距(即大学教育回报率)的变化中,有多少是由于岗位内的工资差距带来,有多少是由于不同学历劳动力从事的岗位不同带来的?为了回答这一问题,我们将大学和高中学历劳动力的工资差距进行分解。

4.1.1 分解方法

用 H 代表大学学历劳动力, L 代表高中学历劳动力,用 P_j^i 表示 i 学历($i=H, L$)的劳动力在岗位 j 中的分布比例, w_j^i 表示 i 学历的劳动力在岗位 j 中的平均工资,这里工资用对数工资表示。则大学相对于高中学历劳动力的工资差距可以分解为:

$$\begin{aligned}\beta &= \sum_j P_j^H w_j^H - \sum_j P_j^L w_j^L \\ &= \sum_j P_j^H (w_j^H - w_j^L) + \sum_j w_j^L (P_j^H - P_j^L) \\ &= \sum_j P_j^H \beta_j + \sum_j w_j^L \lambda_j \\ &= \sum_j S_j\end{aligned}\quad (3)$$

其中, S_j 为岗位 j 对大学和高中学历劳动力的工资差距(大学教育回报率)的贡献, $\sum_j P_j^H \beta_j$ 为岗位内的大学和高中学历劳动力之间的工资差距,也即组内差距; $\sum_j w_j^L \lambda_j$ 表示不同教育水平劳动力在岗位上的分布差异(工作倾向不同)带

来的工资差距。

进一步地,大学教育回报随时间的变化可以分解为:

$$\begin{aligned} \Delta\beta &= \sum_j \Delta S_j \\ (\text{基期为0期}) &= \underbrace{\sum_j P_{j0}^H(\beta_{j1} - \beta_{j0})}_{\text{岗位内教育回报变化}} + \underbrace{\sum_j \beta_{j1}(P_{j1}^H - P_{j0}^H) + \sum_j w_{j1}^L[\lambda_{j1} - \lambda_{j0}]}_{\text{分布变化}} + \\ &\quad \underbrace{\sum_j \lambda_{j0}(w_{j1}^L - w_{j0}^L)}_{\text{岗位基准工资变化效应}} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, ΔS_j 表示岗位 j 内的大学学历劳动力和高中学历劳动力工资差距的变化。

可以看到,大学教育回报的变化可以分解成四项:第一项取决于给定岗位内教育回报变化,这一项代表组内回报变化的影响。第二项取决于大学学历劳动力在各个岗位就业比例变化。第三项取决于大学学历劳动力和高中学历劳动力在各个岗位就业比例的差距变化。第二、第三项都代表岗位分布变化带来的影响。第四项取决于高中学历劳动力在各个岗位的工资变化,代表了岗位基准工资变化的影响。因此,总的大学教育回报的变化可分为组内回报变化(第一项)、岗位分布变化(第二、三项)和岗位基准工资变化效应(第四项)三大类。

如果将基期改为第1期,上式可以改写为:

$$\begin{aligned} \Delta\beta &= \sum_j \Delta S_j \\ (\text{基期为1期}) &= \underbrace{\sum_j P_{j1}^H(\beta_{j1} - \beta_{j0})}_{\text{岗位内教育回报变化}} + \underbrace{\sum_j \beta_{j0}(P_{j1}^H - P_{j0}^H) + \sum_j w_{j0}^L[\lambda_{j1} - \lambda_{j0}]}_{\text{分布变化}} + \\ &\quad \underbrace{\sum_j \lambda_{j1}(w_{j1}^L - w_{j0}^L)}_{\text{岗位基准工资变化效应}} \end{aligned} \quad (5)$$

4.1.2 分解结果

具体计算时,首先对每一年样本做回归,因变量为对数工资,自变量包括性别、经验和经验平方、大学学历虚拟变量、三类技能岗位虚拟变量以及大学和三类技能岗位的交叉项、省份虚拟变量。根据回归结果^①,可得到每一类岗位的大学教育回报(β_{jk})以及对于高中教育劳动力而言每一类岗位的平均工资 w_j^L 。就

^① 计算方法:加入大学和三类技能岗位的交叉项之后,三类技能岗位虚拟变量的系数加常数项即为 w_j^L 。另外,这里如果不是考察大学教育回报率,而是分析大学毕业生和高中毕业生样本的总体工资差距的来源,我们可以考虑以下的回归:拿对数工资对三类技能岗位虚拟变量及其他个人特征(比如性别、经验、教育水平等)作回归,不控制大学和三类技能岗位的交叉项。此时,岗位虚拟变量的系数代表了不同岗位的工资差距,回归的 R^2 值代表了大学生和高中生样本总体工资方差中能由岗位及其他个人特征等组间方差解释的部分,而 $1-R^2$ 代表了组内方差或残差项方差能解释的部分,也即给定岗位及其他个人特征后的个体工资差距。

业比例则根据给定学历劳动力在三类技能岗位的就业比例得到。

从分年份的截面分解来看,大学教育回报主要来源于岗位内的教育回报。岗位间的工资及分布差距贡献在 20 世纪 90 年代初贡献很小,不到 10%,但是在 2000 年之后开始扩大,达到 30% 以上,之后又有所缩小,到 2009 年,贡献约 16%。

从大学教育回报随时间的变化来看,1992—2009 年大学教育回报的增长中,主要来源于组内教育回报的上升,贡献了 78.86%。从连续时间趋势来看(图 3),组内教育回报变化对总体大学回报的贡献在 1997 年之后逐步上升。

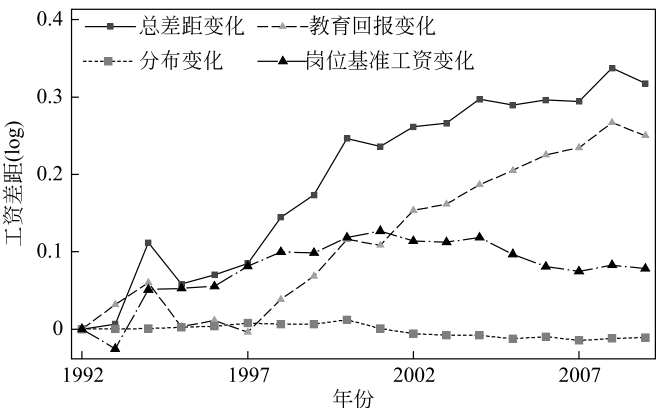


图 3 大学学历劳动力和高中学历劳动力工资差距随年份变动 (以 1992 年基期)

岗位分布变化对大学教育回报变化影响很小,如果以 1992 年为基年,这一效应的贡献为-3.47%,如果以 2009 年为基年,贡献为 1.577%。这背后的一个重要原因是大学学历劳动力在高技能岗位的分布比例下降。因此虽然截面水平分解结果中岗位的工资和分布对教育回报的影响有所提升,但是从对收入差距变化的影响来看,岗位分布变化的贡献并不大。岗位基准工资的变化对教育回报的影响较大,贡献为约 19%~24%。

表 9 大学学历劳动力和高中学历劳动力对数工资差距的分解 (1992—2009)

		水平分解		
		总差距	岗位内教育 回报贡献	岗位间工资和 分布的贡献
1992	绝对值(log)	0.119	0.110	0.010
	贡献/%	100	91.938	8.062
2001	绝对值(log)	0.355	0.223	0.132
	贡献/%	100	62.921	37.079
2009	绝对值(log)	0.437	0.366	0.071
	贡献/%	100	83.776	16.224

续表

	变化分解			
	总差距变化	其中：		
		岗位内教育回报变化的贡献	岗位分布变化的贡献	基准工资变化的贡献
以 1992 为基年				
1992—2009 总差距 (log)	0. 318	0. 250	-0. 011	0. 078
贡献/%	100	78. 864	-3. 470	24. 606
以 2009 为基年				
1992—2009 总差距 (log)	0. 318	0. 250	0. 005	0. 062
贡献/%	100	78. 864	1. 577	19. 558

4.2 总体收入差距

4.2.1 分解方法

本节进一步对整体样本的工资差距进行分解。

根据 Lemieux (2002), 总体收入差距的变动可以分解为可观测变量的价格变动、可观测变量的分布变动和残差项的变动。考虑如下收入方程:

$$y_{it} = x_{it}\beta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, y_{it} 是个体 i 在年份 t 的对数工资, x_{it} 是可观测变量的向量, β_t 表示可观测变量的回报, ε_{it} 是残差项。那么工资的方差可以写为

$$V_t = \text{var}(y_{it}) = \sum_i \eta_{it} (x_{it}\hat{\beta}_t - \bar{x}_t\hat{\beta}_t)^2 + \sum_i \eta_{it} u_{it}^2 = \sum_j \theta_{jt} (\bar{y}_{jt} - \bar{y}_t)^2 + \sum_j \theta_{jt} \sigma_{jt}^2 \quad (7)$$

其中, η 是样本权重, $\hat{\beta}$ 是 OLS 估计值, u 是 OLS 估计得到的残差。第二个等式将方差分解成不同组 (比如 j 表示性别-经验-教育-岗位组) 的加权组合, 如果 x_{ijt} 是虚拟变量, 那么 $\bar{y}_{jt}$ 为第 j 组内平均工资, θ_{jt} 表示第 j 组在总人群中的比例, σ_{jt}^2 表示第 j 组内残差的方差。

两个年份工资差距的变化可以写为:

$$V_1 - V_0 = \underbrace{(V_1 - V_1^a)}_{\text{可观测价格效应}} + \underbrace{(V_1^a - V_1^b)}_{\text{可观测组成效应}} + \underbrace{(V_1^b - V_0)}_{\text{组内残差}} \quad (8)$$

其中,

$$V_1 = \sum_i \eta_{i1} (x_{i1}\hat{\beta}_1 - \bar{x}_1\hat{\beta}_1)^2 + \sum_i \eta_{i1} u_{i1}^2 = \sum_j \theta_{j1} (\bar{y}_{j1} - \bar{y}_1)^2 + \sum_j \theta_{j1} \sigma_{j1}^2 \quad (9)$$

$$V_1^a = \sum_i \eta_{i1} (x_{i1}\hat{\beta}_0 - \bar{x}_1\hat{\beta}_0)^2 + \sum_i \eta_{i1} u_{i1}^2 = \sum_j \theta_{j1} (\bar{y}_{j0} - \bar{y}_0^a)^2 + \sum_j \theta_{j1} \sigma_{j1}^2 \quad (10)$$

$$V_1^b = \sum_i \eta_{i0} (x_{i0}\hat{\beta}_0 - \bar{x}_0\hat{\beta}_0)^2 + \sum_i \eta_{i0} u_{i1}^2 = \sum_j \theta_{j0} (\bar{y}_{j0} - \bar{y}_0^b)^2 + \sum_j \theta_{j0} \sigma_{j1}^2 \quad (11)$$

$$V_0 = \sum_i \eta_{i0} (x_{i0} \hat{\beta}_0 - \bar{x}_0 \hat{\beta}_0)^2 + \sum_i \eta_{i0} u_{i0}^2 = \sum_j \theta_{j0} (\bar{y}_{j0} - \bar{y}_0)^2 + \sum_j \theta_{j0} \sigma_{j0}^2 \quad (12)$$

y_{i0}^a 表示反事实工资 $y_{i1}^a = x_{i1} \hat{\beta}_0 + u_{i1}$ 的均值。 $\bar{y}_0^b = \bar{y}_0$ 。

$V_1 - V_1^a$ 表示给定可观测变量组成 $(\eta_{i1}, x_{i1}, \bar{x}_1, u_{i1})$ 保持在第 1 期, 由价格变动 $\hat{\beta}_1 \rightarrow \hat{\beta}_0$ 带来的收入差距变动; $V_1^a - V_1^b$ 表示给定价格不变 $\hat{\beta}_0$, 由于可观测变量的组成变化 $\eta_{i1} \rightarrow \eta_{i0}, x_{i1} \rightarrow x_{i0}$ 带来的收入差距变动, $V_1^b - V_0$ 表示由于组内残差项的变动 $u_{i1} \rightarrow u_{i0}$ 带来的收入差距变动。以上是经典的 Lemieux 分解方法。具体操作上, V_1^a 可以通过将 0 期的估计系数 $\hat{\beta}_0$ 代替式 (9) 中的 $\hat{\beta}_1$ 得到, 也可以求反事实工资 y_{i1}^a 的方差得到, 即用第 1 年的回归自变量和第 0 年的估计系数以及第 1 年的残差计算得到反事实工资 y_{i1}^a , 然后计算其方差。计算 V_1^b 时, 首先通过 Probit 模型预测得到每一个观测值 i 在 0 期和 1 期的概率 p_{0i}, p_{1i} , 或者每一组变量 j 在 0 期和 1 期的概率 p_{0j}, p_{1j} , 然后计算总体样本在第 0 期和第 1 期的分布比例 $\bar{p}_0, \bar{p}_1$, 重新计算新的权重参数 (Reweighting):

$$\psi = \theta_{j0}/\theta_{j1} = (p_{0j}/\bar{p}_0)/(p_{1j}/\bar{p}_1) = (p_{0j}/p_{1j}) \times (\bar{p}_1/\bar{p}_0),$$

或者 $\psi = \eta_{i0}/\eta_{i1} = (p_{0i}/p_{1i}) \times (\bar{p}_1/\bar{p}_0)$ 。

利用这一新的权重参数乘以 θ_{j1} 重新计算前面计算 V_1^a 时的反事实工资 y_{i1}^a 的方差得到 V_1^b 。

这里要说明的是, 残差项的变动中可能包含不可观测技能的价格和不可观测技能的组成效应, 一些研究旨在识别出不可观测技能的价格效应, 如 Juhn et al. (1993), Lemieux (2002, 2006) 等, 其中 Lemieux (2002) 利用残差的排位来分解残差中的不可观测技能的价格效应。由于我们这里重点关注的是可观测的变量中就业结构对收入差距的影响, 因此我们这里没有对残差做进一步的分解。

若要计算某个变量 x_k 对可观测价格效应的影响, 有两种方法。

第一种是以 1 期的价格为基准 (以 V_1 为基准), 让 x_k 的价格从 1 期变化到 0 期, 其他变量的价格保持在 1 期。用 x_k 在 0 期的系数, 其他变量在 1 期的系数, 得到反事实工资 y_{i1}^{ak} , 然后计算得到方差 V_1^{ak} , 那么 $V_1 - V_1^{ak}$ 为变量 x_k 对于可观测价格效应的影响。

$$y_{i1}^{ak} = \hat{\beta}_{11} x_{i11} + \cdots + \hat{\beta}_{1k-1} x_{i1k-1} + \hat{\beta}_{0k} x_{i1k} + \hat{\beta}_{1k+1} x_{i1k+1} + \cdots + \hat{\beta}_{1K} x_{i1K} + u_{i1}$$

$$V_1^{ak} = \sum_i \eta_{i1} (y_{i1}^{ak} - \bar{y}_{i1}^{ak})^2 + \sum_i \eta_{i1} u_{i1}^2$$

第二种是以 0 期的价格为基准 (以 V_1^a 为基准), 让 x_k 的价格从 1 期变化到 0 期, 其他变量的价格保持在 0 期。用 x_k 在 1 期的系数, 和其他变量在 0 期的系数, 得到反事实工资 $\tilde{y}_{i1}^{ak}$, 然后计算得到方差 $\tilde{V}_1^{ak}$, 那么 $\tilde{V}_1^{ak} - V_1^a$ 即为变量 x_k 对于

可观测价格效应的影响。

$$\tilde{y}_{il}^{ak} = \hat{\beta}_{0l}x_{il1} + \cdots + \hat{\beta}_{0k-1}x_{ilk-1} + \hat{\beta}_{1k}x_{ilk} + \hat{\beta}_{0k+1}x_{ilk+1} + \cdots + \hat{\beta}_{0K}x_{ilK} + u_{il}$$

$$\tilde{V}_1^{ak} = \sum_i \eta_{il}(\tilde{y}_{il}^{ak} - \overline{\tilde{y}_{il}^{ak}})^2 + \sum_i \eta_{il}u_{il}^2$$

采用这两种方法计算得到的效应会有差异。值得一提的是,因为我们这里计算的是方差而不是平均值,各变量的效应加总并不等于总的效应,与 Oaxaca-Blinder 分解方法中对均值的计算不同,即:

$$V_1 - V_1^a \neq \sum_k (V_1^{ak} - V_1^a)$$

若要计算某个变量 x_k 对组成效应的影响,类似的也有两种方法。第一种是根据 Fortin et al. (2011),以 1 期的权重为基准(以 V_1^a 为基准),计算剔除 x_k 对权重影响的方差 V_1^{bk} ,然后通过 $V_1^a - V_1^{bk}$ 来计算得到变量 x_k 对可观测组成效应的影响。具体来讲, V_1^{bk} 可以基于新的权重 ψ^k 计算反事实工资 y_{il}^a 的方差得到。 ψ^k 的计算公式为 $\psi^k = \psi / \psi(-x_k)$,其中 ψ 为计算 V_1^a 时采用的重置权重, $\psi(-x_k)$ 表示仅采用除变量 x_k 之外的其他变量预测得到的权重。 $\psi(-x_k) = (p_{0i,-x_k} / p_{1j,-x_k}) \times (\bar{p}_1 / \bar{p}_0)$ 。

第二种是以 0 期的权重为基准(以 V_1^b 为基准),仅采用除变量 x_k 之外的其他变量预测得到重置权重 $\psi(-x_k)$,计算反事实工资 y_{il}^a 的方差 $\tilde{V}_1^{bk}$,变量 x_k 对可观测组成效应的影响为 $\tilde{V}_1^{bk} - V_1^b$ 。

同样,采用这些方法得到的各变量的贡献加总并不等于总效应,两者之间的差可以看作是不同自变量之间的相关性带来的交叉效应。

4.2.2 分解结果

为了和文献作对比,我们先做不考虑工作特征的分解。在回归方程中只加入经验组、教育(初中及以下,高中,大专及以上)、性别和省份虚拟变量,结果见表 10-A。从方差变动来看,以 1992 年为基年,经验回报、教育回报、性别收入差异、不同省份的工资差异这些可观测变量的价格效应解释了总体工资方差变动的 30% 左右;给定价格不变,样本中的经验、教育、性别、省份分布变动对总体工资方差变动的贡献很小;组内残差的变动解释了工资方差变动的 68%,即总体工资方差的变动主要来自组内残差的变化。如果以 2009 年为基年,得到结果基本一致。这些分析结果与 Meng et al. (2013) 非常接近,他们的分析结论也发现总体工资方差的变动主要来自组内残差的变动。不过,他们只考虑男性样本,因此具体数值上和我们有所差异^①。

① 只采用男性样本,用相同的分解方法得到的残差项的解释力更高。

表 10 1992—2009 年总体收入差距分解结果

	仅考虑已工作样本				加入不工作及自雇佣样本			
	1992 为基年		2009 为基年		1992 为基年		2009 为基年	
	差距	%	差距	%	差距	%	差距	%
A(加入性别、经验、教育、省份)								
总变动	0.225	100	0.225	100	12.457	100	12.457	100
可观测价格效应	0.072	32.119	0.069	30.801	2.209	17.737	1.928	15.476
可观测组成效应	-0.001	-0.428	0.003	1.506	-1.143	-9.172	-1.331	-10.683
组内残差变动	0.154	68.308	0.152	67.693	11.390	91.435	11.860	95.207
B(加入 30 类岗位虚拟变量)								
可观测价格效应	0.087	38.821	0.082	36.516	7.515	60.333	4.440	35.642
其中(方法 1):								
教育	0.047	20.975	0.025	11.049	0.591	4.743	0.184	1.481
经验	-0.032	-14.106	-0.039	-17.171	-3.188	-25.590	-2.583	-20.734
性别	0.013	5.753	0.018	7.815	-0.119	-0.953	-0.036	-0.288
省份	0.038	16.888	0.039	17.159	0.118	0.948	0.043	0.343
岗位	0.043	18.974	0.035	15.326	9.392	75.402	7.900	63.422
可观测组成效应	-0.010	-4.398	0.009	3.941	3.225	25.891	2.998	24.068
其中(方法 1):								
教育	-0.004	-1.831	0.015	6.739	-0.103	-0.823	0.451	3.617
经验	0.002	0.794	-0.009	-4.169	-0.067	-0.540	-3.274	-26.285
性别	-0.001	-0.422	-0.001	-0.255	0.048	0.386	0.074	0.592
省份	0.001	0.449	-0.001	-0.503	0.062	0.500	-0.117	-0.936
岗位	0.001	0.575	0.003	1.480	5.467	43.886	3.952	31.730
组内残差变动	0.148	65.578	0.134	59.543	1.716	13.776	5.019	40.291
C(再加入所有制虚拟变量)								
可观测价格效应	0.082	36.602	0.064	28.448	10.849	87.096	4.785	38.413
其中(方法 1):								
教育	0.045	20.160	0.023	10.054	1.192	9.571	-0.239	-1.916
经验	-0.038	-16.836	-0.042	-18.638	0.236	1.897	-0.950	-7.627
性别	0.013	5.712	0.017	7.666	1.019	8.178	-0.279	-2.241
省份	0.037	16.555	0.043	19.290	1.012	8.125	-0.264	-2.120
岗位	0.031	13.975	0.021	9.469	18.251	146.519	17.257	138.540
所有制	0.028	12.480	0.002	0.961	-12.512	-100.448	-6.070	-48.727
可观测组成效应	-0.012	-5.364	0.059	26.010	2.860	22.959	12.093	97.082
其中:								
教育	-0.001	-0.521	0.011	5.028	0.570	4.573	1.332	10.691
经验	-0.010	-4.257	-0.016	-6.884	0.279	2.241	-3.578	-28.722
性别	0.000	-0.057	-0.001	-0.309	-0.001	-0.004	0.020	0.163
省份	-0.002	-0.993	-0.006	-2.699	-0.081	-0.649	0.029	0.229
岗位	-0.006	-2.444	-0.016	-7.057	-2.051	-16.469	-1.754	-14.084
所有制	0.000	-0.174	0.124	55.089	0.344	2.758	6.089	48.879
组内残差变动	0.155	68.762	0.103	45.542	-1.252	-10.054	-4.421	-35.494

进一步考虑工作特征,我们将30类不同技能岗位的虚拟变量加入回归方程,结果见表10-B,可以发现组内残差变动的解释力略下降,下降约2个百分点,价格效应的解释力有所上升,上升约5个百分点。这些结果对基年的选择并不敏感。可观测变量的组成效应仍然很小,不到5个百分点,方向随基年的选择而变化。

进一步将可观测变量价格效应和可观测变量组成效应细分为各个自变量的贡献,两种方法得到的结果略有差异但大体接近(方法2的结果见附录表8)。价格效应主要来自教育回报的上升、省份间工资差距的拉大和不同岗位之间的工资差距拉大。从时间变化来看(图4),教育回报的变化和岗位回报的变化使得工资差距逐步上升,而经验回报的变化使得工资差距不断下降。

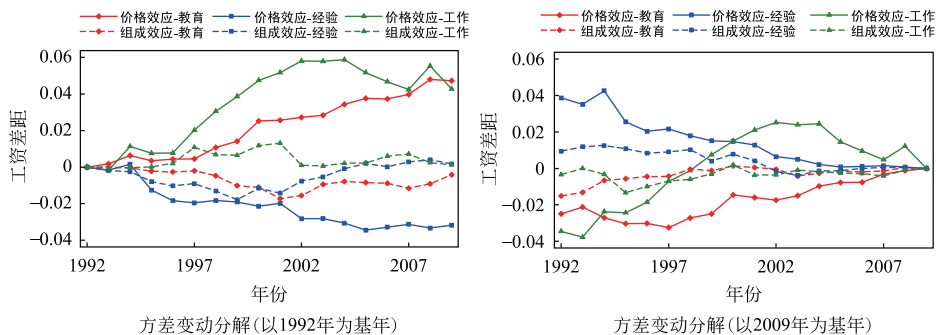


图4 不同年份工资差距分解

组成效应总体比较小,各个变量的组成效应也都不大。具体来看,教育结构的变化和年龄结构的变化对收入差距的影响依赖于基年的选择,以1992为基年的结果显示教育和经验的结构变化缩小了收入差距,这一影响在2002年之前有所加强,但2002年之后开始减弱。岗位类型带来的组成效应,即劳动力在不同岗位之间的分布变化对工资方差的贡献为1%左右。这一组成效应经历了先上升后下降的过程,在2000年之前扩大工资差距,且这一影响随时间增加,但是2000年之后,这一组成效应的影响逐步缩小。

为了和文献作比较,我们进一步在前面模型基础上加入所有制变量,结果见表10-C。结果发现这里最大的变化是,如果以2009年为基年,组成效应大幅提高,达到26%,主要来源于所有制的组成效应,达到55%。这一结果并不意外,因为中国从1992到2009年,国有企业的比重大幅减少。不过需要指出的是,加入所有制之后,以1992年为基年和2009年为基年得到的结果差别较大,这是因为组成效应衡量的是给定价格下各变量的组成结构变化带来的影响,如果不同基年下的价格差异很大,不同基年的结果会有差异。1992和2009年所

有制的价格明显不同,导致结果对基年的选择比较敏感^①。

以上分析只考虑就业人口,因此分解方法中组成效应仅指就业人口组成结构变化的影响,没有考虑不工作样本。如果进一步将不工作样本加入,将不工作作为岗位类型的一种,并设他们的工资为0,同时加入自雇佣样本^②,那么得到的结果差异很大(表10-B后四列)。考虑不工作和自雇佣样本后,可观测价格效应对工资差距贡献35%~60%,不可观测技能贡献13%~40%,可观测组成效应贡献25%,组成效应的贡献大幅提高,并且显著拉大了收入差距。岗位的组成,特别是不工作的比例变化是影响组成效应的重要因素(贡献约30%~40%)。不过正如前面讨论结构变化所说的,这一组成效应的影响主要发生在2001年之前。

从表10可以发现残差项对于工资差距的贡献很高,文献里一般将残差项解释为不可观测技能带来的效应,如果假设不可观测技能的分布不变,那么残差项主要体现为不可观测技能的价格变化。但是从1992年到2009年,我国劳动力的人口特征发生了较大的变化,因此组内不可观测技能的组成也可能发生了变化,残差项的变动可能同时包括了不可观测技能的价格和组成两种效应(Meng et al., 2013)。

如果计算每一类技能岗位中不同教育、年龄组内残差的方差(图5),可以发现不可观测技能带来的工资差距在20世纪90年代不断上升,并且对于所有年龄组、所有教育水平的劳动力都有相似的影响,Meng et al. (2013)认为这与劳动力市场的制度性改革有关。但是2000年之后,这一趋势发生了变化,各类技能岗位中年轻组、初中及以下组的残差方差下降很快,Meng et al. (2013)认为这与大学教育扩招带来的组内不可观测技能分布变化有关,因为扩招导致原来低教育组内相对高能力的个体进入到高教育组,使得低教育组内的个体差异减小。比较不同技能岗位,可以发现中低技能岗位组内残差的方差在2000年之后不断下降,但是高技能岗位内大专及以上组残差的方差在2000年之后没有下降反而略有上升,表明大学扩招后进入高技能岗位的那部分劳动力的不可观测技能的分布差异更大。

① Meng et al. (2013)发现以2009年为基年可观测变量的组成效应对1988—2009年总工资方差变动的贡献为43%,但是他们没有报告以1988或1992为基年的组成效应。他们仅采用男性样本,我们仅采用男性样本以2009年为基年得到的组成效应贡献为约40%,结果非常接近。

② 粗略将自雇佣样本报告的工资收入作为他们的收入。

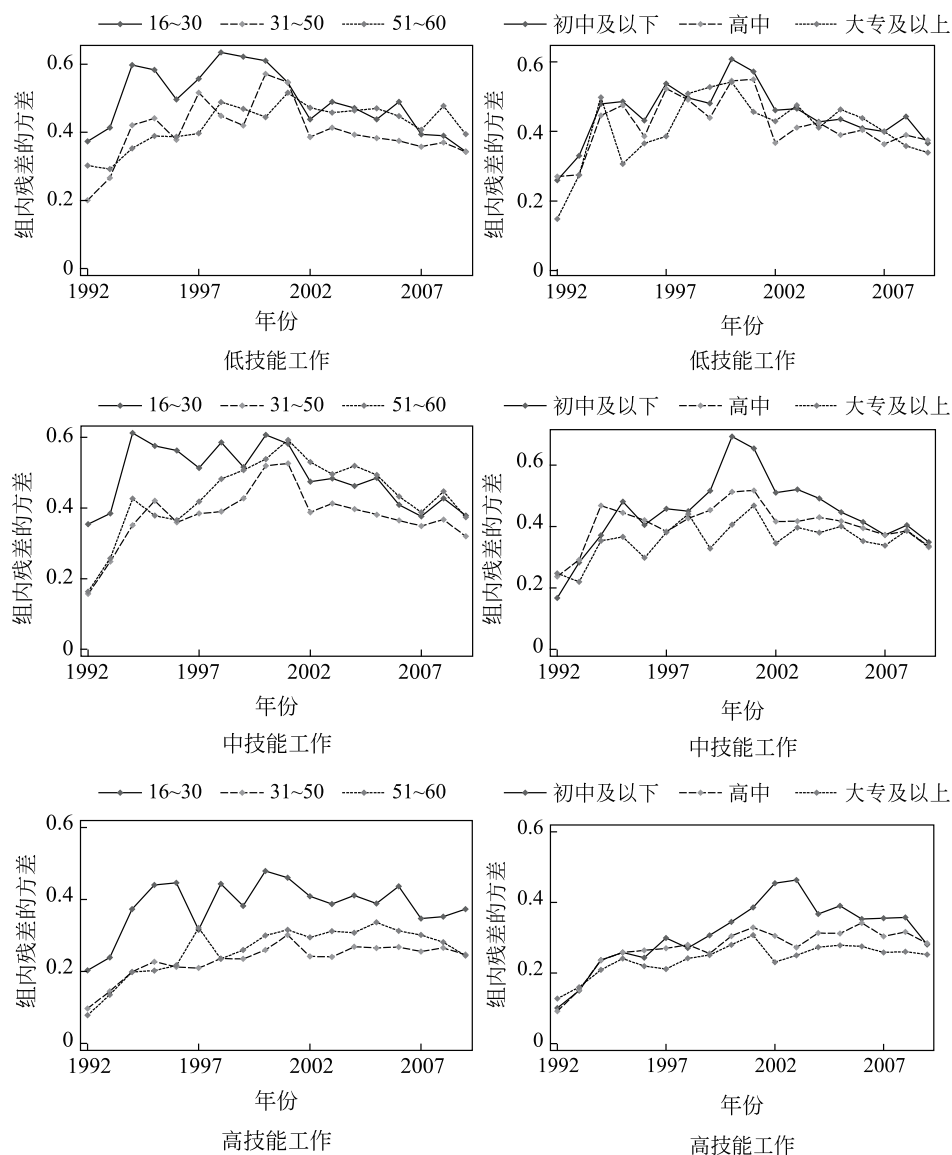


图5 组内残差方差的变动

5 结论

本文使用国家统计局城镇住户调查数据,采用岗位分析法,将行业和职业进行交叉分类,根据1992年不同岗位的平均受教育年限排序定义岗位质量,建立了随时间稳定可比的岗位分类,分析了我国城镇居民在经济快速转型和增长

时期的就业结构变动,并分析了就业结构变动与收入差距的关系。主要结论如下:

(1) 我国城镇居民的就业结构在 1992—2009 年间呈现“升级”模式。从雇佣结构来看,1992—2009 年我国城镇居民在低技能岗位就业比例大幅下降(下降了 15 个百分点以上),而在中高技能岗位就业比例上升,尤其是在中技能岗位;从工资变动来看,低技能岗位和中技能岗位工资增长相对于高技能岗位工资增长要慢。同时,我们发现在这 18 年间,不工作的比例大幅上升(上升了 12 个百分点以上),不过这个变化主要发生在 2001 年前,和国企改革相关,2001 年后,不工作的比例变化不大,略微有所增加。

(2) 虽然就业结构变化较大,但就业结构变化对总体工资差距的影响较小。给定可观测变量回报不变,劳动力在不同技能岗位的分布变化对工资差距贡献为 1%,这一效应以 2001 年为界先上升后下降。需要说明的是,由于我们文章中的岗位仅有 30 类,岗位分类尚不够精细,因此可能会低估就业结构变化对收入差距的贡献。我们分析结果显示总体工资差距的变动主要来自不可观测技能的影响以及可观测变量如教育、省份等的回报变化和岗位回报的变化。如果考虑不工作的样本,是否就业以及不同类型岗位的分布对工资差距的贡献大幅度提升。此外,在大学教育回报的增长中,岗位内教育回报的增长是主要原因,大学毕业生在高技能岗位就业比例下降减少了大学和高中学历劳动力的工资差距。

本文发现我国的就业结构变化不同于发达国家的“极化”模式,在全球化的过程中,我国的就业结构与发达国家就业结构变动的差异可能与不同类型国家的贸易分工不同有关,未来可以进一步研究我国的就业结构与发达国家的就业结构之间如何互动关联。另外,随着技术的进步,人工智能对传统就业带来巨大冲击已经是必然趋势,不同人群受到的冲击有多大差异,同时如何尽可能减少这一冲击带来负面影响,特别是对低技能劳动者的冲击,值得深入研究。本文研究证实教育有助于提高劳动者适应经济结构调整的能力,低学历工人更可能受到就业结构调整的负向影响,因此有必要进行针对性的教育改革,加强对低学历工人的职业培训,提高劳动力适应市场变化的能力。

附录

附表 1 城镇住户调查数据样本量分布

	样本量	占比/%	其中		
			东部/%	中部/%	西部/%
1992	10496	3.29	31.06	41.02	27.93
1993	9896	3.11	32.13	39.51	28.36

续表

	样本量	占比/%	其中		
			东部/%	中部/%	西部/%
1994	9851	3.09	30.96	41.55	27.49
1995	9851	3.09	30.74	41.61	27.65
1996	9764	3.06	31.04	41.64	27.32
1997	9838	3.09	31.00	41.43	27.57
1998	9585	3.01	30.82	41.95	27.23
1999	9500	2.98	30.60	41.64	27.76
2000	8972	2.82	31.34	42.08	26.58
2001	8842	2.77	31.18	41.54	27.28
2002	19581	6.14	32.30	40.47	27.22
2003	21706	6.81	31.58	38.75	29.67
2004	23478	7.37	34.13	38.11	27.76
2005	24322	7.63	35.23	38.73	26.04
2006	24801	7.78	34.89	39.03	26.08
2007	25225	7.92	34.50	39.61	25.89
2008	22774	7.15	32.39	40.75	26.87
2009	23391	7.34	33.32	40.01	26.67

附表 2-a 行业分类

	1992—1996 年	1997—2003 年	2004—2009 年	人口普查
工业	1、2	1、2、3、4	1、2、3、4	1、2、3、4
建筑业	4	5	5	5
交运邮电信息服务	5	7	6、7	6
批发零售餐饮住宿	6	8	8、9	7、8
社会服务业	7、13	10、11、16	11、12、14、15	9、10、11、12、18
科教文卫	3、8、9、10	6、12、13、14	13、16、17、18	13、14、15
金融保险	11	9	10	16
党政社团	12	15	19、20	17、19

附表 2-b 城镇住户调查行业分类

1992—1996 年		1997—2003 年		2004—2009 年	
代码	行业	代码	行业	代码	行业
1	农林牧渔、水利业	1	农林牧渔	1	农林牧渔
2	工业	2	采掘业	2	采矿业
3	地质勘探和普查业	3	制造业	3	制造业
4	建筑业	4	电力、煤气及水的生产和供应	4	电力、燃气及水的生产和供应

续表					
1992—1996 年		1997—2003 年		2004—2009 年	
代码	行业	代码	行业	代码	行业
5	交通运输、邮电通讯	5	建筑业	5	建筑业
6	商业、公共饮食业、物资 供销和仓储业	6	地质勘查业、水利管 理业	6	交通运输、仓储和邮政
7	房地产管理、公共事业、 居民服务和咨询服务业	7	交通运输、仓储及邮电 通信业	7	信息传输、计算机服务 和软件业
8	卫生体育和社会福利业	8	批发和零售贸易、餐饮业	8	批发和零售
9	教育、文化艺术和广播电 视事业	9	金融、保险业	9	住宿和餐饮
10	科学研究和综合服务服 务事业	10	房地产业	10	金融业
11	金融、保险业	11	社会服务业	11	房地产业
12	国家机关、党政机关和社 会团体	12	卫生、体育和社会福利业	12	租赁和社会服务业
13	其他行业	13	教育、文化艺术和广播 电视事业	13	科学研究、技术服务和 地质勘查业
		14	科学研究和综合服务服 务业	14	水利环境和公共设施 管理
		15	国家机关、党政机关和 社会团体	15	居民服务和其他服务
		16	其他行业	16	教育
				17	卫生、社会保障和社会 福利业
				18	文化、体育和娱乐业
				19	公共管理和社会组织
				20	国际组织

附表 2-c 人口普查行业分类

代码	行业	1990 年普查	2000 年普查	2010 年普查、2005 年、 2015 年小普查
		GB/T 4754—1984	GB/T 4754—1994	GB/T 4754—2002
1	农林牧渔	11~79	11~59	1~5
2	采掘业	81~152	61~122	6~11
3	制造业	171~319;341~351; 353~662	131~439	13~43
4	电力、燃气、水生产 和供应	160;331~333;352	441~462	44~46

续表				
代码	行业	1990 年普查	2000 年普查	2010 年普查、2005 年、 2015 年小普查
		GB/T 4754—1984	GB/T 4754—1994	GB/T 4754—2002
5	建筑业	691~700	471~490	47~50
6	交通运输邮电仓储	731~743;811;790	520~603;751;831~834	51~59;60~62
7	批发零售	751~755;780	611~649	63~65
8	餐饮住宿	770;822	671~679;780	66~67
9	房地产	800	720~740	72
10	公用设施	812~814;819	510;752~759	79~81
11	租赁商务服务	830	650;790;821~829	73~74
12	居民服务业	815;821~829	761~769;800	82~83
13	卫生体育社会福利	841~860	851~879	85~87;91
14	教育文化广播	871~890	891~913;810	84; 88~90;92
15	地质勘查、科学技术和综合服务	671~678; 710;901~919	501~509;921~939	75~78
16	金融	930~940	681~700	68~71
17	党政机关社团	950~980	841;849;940~972	93~97
18	其他	990	991~999	
19	国际组织			98

附表 3 30 类岗位分类和占比 (UHS)

	受教育年限			雇佣比例/%			对数中位数工资(log)		
	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年
工业商业和服务人员	9.387	11.508	2.121	1.022	1.24	0.218	8.004	9.794	1.79
建筑业生产工人	9.469	10.767	1.298	1.543	0.969	-0.574	8.083	9.711	1.628
工业生产工人	9.716	11.151	1.435	28.175	12.529	-15.646	8.008	9.805	1.797
科教文卫商业和服务业人员	9.735	12.909	3.174	1.128	1.781	0.653	7.889	9.971	2.082
交运邮电生产工人	9.738	11.283	1.545	3.134	3.861	0.727	8.134	9.996	1.862
社会服务业商业和服务人员	9.741	11.411	1.67	1.562	4.875	3.313	7.815	9.48	1.665
社会服务业生产工人	9.761	11.201	1.44	1.369	0.758	-0.611	7.964	9.692	1.728
批零餐饮住宿生产工人	9.982	11.244	1.262	2.16	0.585	-1.575	7.864	9.82	1.956
批零餐饮住宿商业服务人员	10.052	11.412	1.36	7.193	10.005	2.812	7.831	9.503	1.672

续表

	受教育年限			雇佣比例/%			对数中位数工资(log)		
	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年
交运邮电商业和服务人员	10.1	12.591	2.491	0.579	1.215	0.636	7.948	10.077	2.129
科教文卫生产运输和有关人员	10.295	11.213	0.918	2.092	1.038	-1.054	7.965	9.999	2.034
交运邮电办事人员	11.094	13.406	2.312	1.234	2.725	1.491	8.194	10.07	1.876
工业办事人员	11.211	12.892	1.681	6.161	6.105	-0.056	8.157	10.026	1.869
批零住宿餐饮办事人员	11.289	12.703	1.414	2.603	1.707	-0.896	8.038	9.933	1.895
社会服务业办事人员	11.609	13.478	1.869	2.343	5.962	3.619	7.93	9.99	2.06
批零住宿餐饮单位负责人	11.638	14.172	2.534	0.906	0.143	-0.763	8.243	10.571	2.328
科教文卫办事人员	11.76	13.85	2.09	2.333	3.468	1.135	8.008	10.2	2.192
交运邮电单位负责人	11.881	14.143	2.262	0.569	0.31	-0.259	8.444	10.454	2.01
工业单位负责人	12.184	13.76	1.576	2.574	0.738	-1.836	8.325	10.494	2.169
党政机关社团办事人员	12.303	14.287	1.984	5.573	11.078	5.505	7.95	10.229	2.279
批零住宿餐饮专业技术人员	12.396	13.372	0.976	1.581	0.807	-0.774	8.06	10.096	2.036
社会服务业单位负责人	12.429	14.826	2.397	0.472	0.453	-0.019	8.249	10.695	2.446
交运邮电专业技术人员	13.027	13.775	0.748	0.704	2.583	1.879	8.331	10.297	1.966
社会服务业专业技术人员	13.103	13.872	0.769	0.376	1.072	0.696	8.172	10.249	2.077
科教文卫单位负责人	13.198	15.462	2.264	1.07	0.767	-0.303	8.287	10.526	2.239
工业专业技术人员	13.262	13.222	-0.04	6.441	7.059	0.618	8.24	10.158	1.918
金融保险专业技术人员	13.294	14.807	1.513	0.492	0.792	0.3	7.949	10.527	2.578
党政机关社团单位负责人	13.364	15.008	1.644	3.153	2.322	-0.831	8.198	10.465	2.267
党政机关社团专业技术人员	13.456	14.353	0.897	1.967	1.658	-0.309	7.994	10.35	2.356
科教文卫专业技术人员	13.569	14.973	1.404	9.488	11.398	1.91	8.123	10.321	2.198

附表 4 按照岗位个数对岗位进行分类

	岗位 个数	雇佣比例/%		雇佣比例变化 (百分点)	平均对数工资		对数工资增长
		1992	2009	1992—2009	1992	2009	1992—2009
按岗位个数划分为三等分							
低技能	10	47.864	37.818	-10.046	7.967	9.721	1.755
中技能	10	26.391	33.273	6.882	8.083	10.122	2.039
高技能	10	25.745	28.909	3.165	8.161	10.309	2.148
按岗位个数划分为五等分							
低技能	6	36.564	25.255	-11.309	8.008	9.795	1.787
中低技能	6	14.627	16.326	1.699	7.889	9.702	1.813
中技能	6	14.917	17.694	2.777	8.105	10.067	1.962
中高技能	6	11.281	16.730	5.448	8.091	10.251	2.16
高技能	6	22.611	23.995	1.384	8.161	10.313	2.152

附表 5 人口普查数据按平均受教育年限的岗位排序相关性

	1990 教育 排序	2000 教育 排序	2005 教育 排序	2010 教育 排序	2015 教育 排序	UHS1992 排序
本地城镇户口						
1990 教育排序	1.000					
2000 教育排序	0.942	1.000				
2005 教育排序	0.919	0.986	1.000			
2010 教育排序	0.901	0.930	0.932	1.000		
2015 教育排序	0.848	0.922	0.951	0.915	1.000	
UHS1992 排序	0.956	0.936	0.914	0.910	0.879	1.000
居住在城镇地区						
1990 教育排序	1.000					
2000 教育排序	0.929	1.000				
2005 教育排序	0.894	0.975	1.000			
2010 教育排序	0.903	0.934	0.943	1.000		
2015 教育排序	0.859	0.943	0.973	0.956	1.000	
UHS1992 排序	0.956	0.931	0.888	0.907	0.889	1.000

注：上半部分表示采用人口普查数据中的本地城镇户口样本与城镇住户调查数据中的本地城镇住户样本计算得到的 Spearman 相关系数，下半部分采用人口普查数据中居住在城市和镇的样本与城镇住户调查数据中的本地城镇户口样本计算得到的 Spearman 相关系数。

附表 6 CHIPs 数据就业结构

		低技能	中技能	高技能	全部
本地城镇户口					
雇佣比例/%	2002	22.429	36.945	40.627	100
	2007	14.612	47.740	37.647	100
	2013	23.862	41.194	34.944	100
变化百分点	2002—2007	-7.816	10.796	-2.979	
	2002—2013	1.434	4.249	-5.683	

附表 7 分教育经验 1992—2009 职业结构变动/%

	专业技术人员	单位负责人	办事人员	商业服务人员	生产、运输工人和有关人员
分教育					
初中及以下	4.052	-3.867	-0.729	26.483	-25.940
高中	-6.032	-6.078	1.622	18.611	-8.123
大专及以上	-17.229	-11.316	16.814	9.964	1.767
分经验					
16~29	9.457	0.393	13.109	12.413	-35.372
30~49	3.238	-4.729	7.680	14.003	-20.192
50~60	-12.862	-14.956	9.183	15.761	2.874
分经验-教育					
初中及以下					
16~29	2.562	0.000	5.512	44.220	-52.293
30~49	2.719	-2.969	-3.419	30.124	-26.455
50~60	4.073	-15.117	-5.645	20.245	-3.556
高中					
16~29	0.205	0.382	0.147	24.447	-25.181
30~49	-8.705	-6.938	-0.791	20.677	-4.243
50~60	-15.468	-23.049	8.327	19.782	10.408
大专及以上					
16~29	-13.821	-0.958	3.498	14.743	-3.463
30~49	-13.232	-16.103	16.661	9.814	2.860
50~60	-34.355	-4.973	31.091	4.769	3.468

附表 8 工资方差的价格效应和组成效应分解(方法二)

	仅考虑已工作样本				加入不工作及自雇佣样本			
	1992 为基年		2009 为基年		1992 为基年		2009 为基年	
	差距	%	差距	%	差距	%	差距	%
B(加入 30 类岗位虚拟变量)								
价格效应								
其中(方法 2):								
教育	0.021	9.481	0.042	18.432	0.380	3.047	0.254	2.035

续表

	仅考虑已工作样本				加入不工作及自雇佣样本			
	1992 为基年		2009 为基年		1992 为基年		2009 为基年	
	差距	%	差距	%	差距	%	差距	%
B(加入 30 类岗位虚拟变量)								
价格效应								
其中(方法 2):								
年龄	-0.036	-16.082	-0.052	-23.062	-2.272	-18.237	-3.706	-29.754
性别	0.018	7.838	0.019	8.338	-0.082	-0.659	-0.059	-0.477
省份	0.034	15.137	0.037	16.614	0.092	0.736	0.046	0.371
岗位	0.029	12.662	0.042	18.533	10.122	81.262	6.837	54.886
组成效应								
其中(方法 2):								
教育	-0.005	-2.007	0.016	7.078	-0.513	-4.120	0.487	3.906
年龄	0.000	-0.105	-0.011	-4.952	-0.343	-2.750	-3.365	-27.014
性别	-0.002	-0.819	-0.001	-0.544	0.041	0.328	0.081	0.650
省份	0.000	0.202	0.000	0.053	0.089	0.712	-0.212	-1.703
岗位	-0.008	-3.376	0.007	3.223	4.610	37.005	5.307	42.607
C(加入 30 类岗位和所有制虚拟变量)								
价格效应								
其中(方法 2):								
教育	0.009	3.826	0.035	15.646	0.208	1.667	0.080	0.640
年龄	-0.033	-14.582	-0.055	-24.566	-0.506	-4.066	-0.817	-6.561
性别	0.016	6.891	0.017	7.620	0.054	0.434	0.028	0.224
省份	0.045	20.013	0.041	17.996	-0.001	-0.005	0.064	0.514
岗位	0.001	0.334	0.026	11.428	23.802	191.077	11.097	89.082
所有制	0.010	4.515	0.000	-0.031	-7.266	-58.327	-11.548	-92.709
组成效应								
其中(方法 2):								
教育	-0.010	-4.613	0.028	12.312	-0.236	-1.897	3.227	25.905
年龄	-0.013	-5.603	-0.016	-7.096	0.235	1.885	3.589	28.815
性别	-0.002	-0.902	-0.009	-3.904	-0.006	-0.048	0.106	0.852
省份	-0.003	-1.275	-0.069	-30.499	-0.026	-0.210	-1.205	-9.677
岗位	0.005	2.321	-0.013	-5.984	-1.139	-9.144	-1.172	-9.406
所有制	-0.007	-2.977	0.055	24.234	0.560	4.494	7.947	63.801

参考文献

陈钊, 万广华, 陆铭. 2010. 行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基

- 于回归方程的分解[J]. 中国社会科学, (3): 65-76.
- Chen Z, Wan G H, Lu M. 2010. Inter-industry income inequality: An increasingly important cause of income disparity in urban China—A regression-based decomposition[J]. *Social Sciences in China*, (3): 65-76. (in Chinese)
- 都阳, 贾朋, 程杰. 2017. 劳动力市场结构变迁、工作任务与技能需求[J]. 劳动经济研究, 5(3): 30-49.
- Du Y, Jia P, Cheng J. 2017. Structural changes in labor market, job tasks and skill demand[J]. *Studies in Labor Economics*, 5(3): 30-49. (in Chinese)
- 葛玉好. 2007. 部门选择对工资性别差距的影响: 1988—2001年[J]. 经济学(季刊), 6(2): 607-628.
- Ge Y H. 2007. Sectoral choice and the gender wage gap: 1988—2001[J]. *China Economic Quarterly*, 6(2): 607-628. (in Chinese)
- 吕世斌, 张世伟. 2015. 中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究[J]. 经济学(季刊), 14(2): 757-778.
- Lü S B, Zhang S W. 2015. Employment “polarization” in China: An empirical research[J]. *China Economic Quarterly*, 14(2): 757-778. (in Chinese)
- 彭国华. 2015. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距[J]. 经济研究, 50(1): 99-110.
- Peng G H. 2015. The matching of skills to tasks, labor migration and Chinese regional income disparity[J]. *Economic Research Journal*, 50(1): 99-110. (in Chinese)
- 卿石松, 郑加梅. 2013. “同酬”还需“同工”: 职位隔离对性别收入差距的作用[J]. 经济学(季刊), 12(2): 735-756.
- Qing S S, Zheng J M. 2013. Unequal pay or unequal job: Effect of hierarchical segregation on gender earning differentials[J]. *China Economic Quarterly*, 12(2): 735-756. (in Chinese)
- 屈小博, 程杰. 2015. 中国就业结构变化: “升级”还是“两极化”? [J]. 劳动经济研究, 3(1): 119-144.
- Qu X B, Cheng J. 2015. Changes of employment structure in China: Upgrading or polarization? [J]. *Studies in Labor Economics*, 3(1): 119-144. (in Chinese)
- 宋锦. 2018. 产业转型、就业结构调整与收入分配[J]. 经济与管理研究, 39(10): 45-56.
- Song J. 2018. Industry transformation, employment structure adjustment, and income distribution[J]. *Research on Economics and Management*, 39(10): 45-56. (in Chinese)
- 孙文凯, 郭杰, 赵忠, 等. 2018. 我国就业结构变动与技术升级研究[J]. 经济理论

- 与经济管理,(6): 5-14.
- Sun W K, Guo J, Zhao Z, et al. 2018. Analysis on technology upgrade and employment structure in China[J]. *Economic Theory and Business Management*, (6): 5-14. (in Chinese)
- 吴晓刚, 张卓妮. 2014. 户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等[J]. *中国社会科学*, (6): 118-140.
- Wu X G, Zhang Z N. 2014. Household registration, occupational segregation and income inequality in urban China[J]. *Social Sciences in China*, (6): 118-140. (in Chinese)
- Acemoglu D. 1999. Changes in unemployment and wage inequality: An alternative theory and some evidence[J]. *American Economic Review*, 89(5): 1259-1278.
- Acemoglu D, Autor D. 2011. *Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings*[M]//Ashenfelter O, Card D. *Handbook of Labor Economics* (Volume 4, Part B). North Holland: Elsevier, 1043-1171.
- Acemoglu D, Autor D H. 2012. What does human capital do? A review of Goldin and Katz's the race between education and technology [J]. *Journal of Economic Literature*, 50(2): 426-463.
- Antràs P, Garicano L, Rossi-Hansberg E. 2006. Offshoring in a knowledge economy [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(1): 31-77.
- Autor D H, Levy F, Murnane R J. 2003. The skill content of recent technological change: An empirical exploration[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1279-1333.
- Autor D H, Katz L F, Kearney M S. 2006. The polarization of the U. S. labor market [J]. *American Economic Review*, 96(2): 189-194.
- Autor D H, Dorn D. 2009. This job is "getting old": Measuring changes in job opportunities using occupational age structure [J]. *American Economic Review*, 99(2): 45-51.
- Autor D H, Dorn D. 2013. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market[J]. *American Economic Review*, 103(5): 1553-1597.
- Beaudry P, Green D A, Sand B M. 2016. The great reversal in the demand for skill and cognitive tasks[J]. *Journal of Labor Economics*, 34(S1): S199-S247.
- Cortes G M, Jaimovich N, Siu H E. 2017. Disappearing routine jobs: Who, how, and why? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 91: 69-87.
- Fernández-Macías E. 2012. Job polarization in Europe? Changes in the employment structure and job quality, 1995—2007 [J]. *Work and Occupations*, 39(2): 157-182.

- Fortin N, Lemieux T, Firpo S. 2011. *Decomposition methods in economics* [M]// Ashenfelter O, Card D. Handbook of Labor Economics (Volume 4, Part A). North Holland: Elsevier, 1-102.
- Ge P, Sun W K, Zhao Z. 2021. Employment structure in China from 1990 to 2015[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 185: 168-190.
- Goldin C, Katz L F. 2007. The race between education and technology: The evolution of U. S. educational wage differentials, 1890 to 2005[R]. NBER Working Paper No. 12984.
- Goos M, Manning A. 2007. Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1): 118-133.
- Goos M, Manning A, Salomons A. 2009. Job polarization in Europe[J]. *American Economic Review*, 99(2): 58-63.
- Grossman G M, Rossi-Hansberg E. 2008. Trading tasks: A simple theory of offshoring [J]. *American Economic Review*, 98(5): 1978-1997.
- Hurley J, Fernández-Macías E. 2009. ERM Report 2008—More and better jobs: Patterns of employment expansion in Europe[R]. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Hurley J, Fernandez-Macias E, Storrie D. 2013. Employment polarization and job quality in the crisis[R]. Dublin: Eurofound, European Job Monitor 2013.
- Juhn C, Murphy K M, Pierce B. 1993. Wage inequality and the rise in returns to skill [J]. *Journal of Political Economy*, 101(3): 410-442.
- Katz L F, Murphy K M. 1992. Changes in relative wages, 1963—1987: Supply and demand factors[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1): 35-78.
- Lemieux T. 2002. Decomposing changes in wage distributions: A unified approach[J]. *Canadian Journal of Economics*, 35(4): 646-688.
- Lemieux T. 2006. Increasing residual wage inequality: Composition effects, noisy data, or rising demand for skill? [J]. *American Economic Review*, 96(3): 461-498.
- Manning A. 2004. We can work it out: The impact of technological change on the demand for low-skill workers[J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 51(5): 581-608.
- Meng X, Shen K L, Xue S. 2013. Economic reform, education expansion, and earnings inequality for urban males in China, 1988—2009 [J]. *Journal of Comparative Economics*, 41(1): 227-244.
- Mishel L, Shierholz H, Schmitt J. 2013. Don't blame the robots: Assessing the job polarization explanation of growing wage inequality[R]. EPI-CEPR Working Paper.
- Oesch D, Rodríguez Menés J. 2011. Upgrading or polarization? Occupational change in

Britain, Germany, Spain and Switzerland, 1990—2008 [J]. *Socio-Economic Review*, 9(3): 503-531.

Oldenski L. 2014. Offshoring and the polarization of the U. S. labor market [J]. *ILR Review*, 67(3S): 734-761.

Employment Structure Change and Wage Inequality in Urban China

Bingbing Li¹ Binzhen Wu^{2,3}

(1. *Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences;*

2. *School of Economics and Management, Tsinghua University;*

3. *National Institute for Fiscal Studies, Tsinghua University*)

Abstract Using data from China's Urban Household Survey (UHS) 1992—2009 and National Population Census, we documented the change of employment structure in urban China since 1990, studied the changing pattern for different types of labors, and investigated the impact of the employment structure change on wage inequality. We find “upgrading” trend in employment structure change in urban China, with low-skilled jobs contracting, middle and high skilled jobs expanding. In addition, the wage of low-skilled jobs increased slower than the wage of higher skilled jobs. Despite the significant change in employment structure, the impact of the change of employment structure on the change of total wage difference is minor. The change in the job distribution only contributes 1% to the increase in overall wage variance. The increase in wage inequality is mainly driven by the increase in within-group residual inequality and the change in return to observable variables, such as education, regions, and jobs.

JEL Classification J21, J31, J24