

## 农民工与城镇工就业稳定性的差距、演变及解释

周 阖 刘敬文\*

---

**内容提要** 本文使用中国家庭收入调查 2002 年、2007 年和 2013 年数据，采用 Oaxaca-Blinder 分解方法对农民工与城镇工的就业稳定性差距进行分解，采用 Smith-Welch 分解方法对就业稳定性差距的演变进行分解，给出了就业稳定性差距及其演变的解释，并将分解结果与收入差距的分解结果进行了对比。研究发现，第一，2002 年至 2013 年，就业稳定性差距呈现不断下降趋势，每个年份就业稳定性差距中由人力资本贡献的部分均大于归因于市场歧视的不可解释部分；第二，2002 年至 2007 年就业稳定性差距的下降主要归因于人力资本差距的下降，2007 年至 2013 年就业稳定性差距的下降则主要是针对农民工群体实施的一系列政策发挥作用的结果；第三，与收入差距分解结果的对比表明，就业稳定性差距大于收入差距，并且不可解释部分占比也高于收入差距中不可解释部分占比，农民工新政在 2007 年至 2013 年就业稳定性差距下降中所发挥的作用大于在收入差距下降中所发挥的作用。本文的结论表明，对农民工就业质量关注的焦点应从收入转向包括就业稳定性在内的其他维度。

**关键词** 农民工 就业稳定性差距 收入差距 Smith-Welch 分解

---

### 一 引言

随着城乡分割制度藩篱的逐渐破除，大量的农村剩余劳动力进入城市工作，农民工群体不断发展壮大，为中国经济发展作出了巨大贡献。然而，受劳动力市

---

\* 周阖，东北财经大学经济学院，电子邮箱：zc020507@163.com；刘敬文，东北财经大学经济学院，电子邮箱：58796742@qq.com。作者感谢国家社会科学基金青年项目“农民工就业不稳定的成因、对城镇化的影响及应对策略研究”（16CRK016）的资助。

场分割和人力资本约束的限制，农民工的就业质量整体水平不高，且明显低于城镇工的就业质量（周春芳、苏群，2018）。提升农民工的就业质量对中国经济社会发展具有明显意义：在微观层面，提升农民工就业质量能够增强其城市定居能力和社会认同，加快其更好实现市民身份转变（杨河清、肖红梅，2014）；在宏观层面，提升农民工就业质量能够加快城镇化进程，改善城镇化质量，促进经济发展方式转变。

在经济学意义上，就业质量主要是指劳动力与工作岗位的匹配程度，因此将就业稳定性作为评价就业质量核心指标的机理就较易理解（Mortensen, 2011; Pissarides, 2000）。劳动力的人力资本水平与工作岗位所需要的技能水平实现较好匹配，劳动力就能在获得理想报酬的情况下实现生产率的最大化，劳资双方就都愿意继续维持雇佣关系，达到就业的稳定。对比来看，农民工的就业稳定性明显差于城镇工（白南生、李靖，2008；周闯，2014；Knight & Yueh, 2004）。国家统计局历年农民工监测调查报告显示，2009年至2013年，受雇农民工的劳动合同签订率一直处于41%~43%之间，2014年下降至40%以下，2016年下降为35.1%。较低的劳动合同签订率说明用工企业与农民工保持长期雇佣关系的意愿较弱，在一定程度上反映了农民工就业的不稳定。较低的就业稳定性不利于农民工收入的提高（陈技伟等，2016；黄乾，2009），也降低了用工企业为农民工缴纳社会保险的意愿（郭菲、张展新，2013；谢勇、李放，2009），最终不利于农民工顺利实现市民身份的转变（杨河清、肖红梅，2014）。

进入21世纪后，为保障农民工就业权益，促进农民工就业层次提升，一系列法律法规陆续出台。2003年，《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》明确取消了对农民工进城就业的限制性规定，破除农民工向城镇转移制度藩篱的序幕开启。2006年，《国务院关于解决农民工问题的若干意见》明确了解决农民工问题的意义、指导思想、基本原则以及一系列具体措施。2008年，《劳动合同法》开始实施，劳动合同的签订使农民工的就业权益受到了法律保护。2011年，《社会保险法》开始实施，明确规定农民工的社会保险参保适用《社会保险法》，用工企业是否应为农民工缴纳社会保险不再处于法律的真空地带。除通过法律法规保障农民工就业的基本权益外，对农民工进行职业培训、增强人力资本水平成为政府解决农民工就业问题的另一重要抓手。各级政府陆续出台了关于农民工职业技能培训的政策措施，并自2004年开始相继实施了多项农民工职业技能培训公共项目，包括阳光工程、农村劳动力技能就业计划、中等职业教育扩大招生计划、雨露计划、星火计划、春潮行

动、春风行动等。在一系列农民工新政不断实施的背景下，农民工的就业稳定性表现出怎样的变动趋势？其与城镇工的差距是否在不断缩小？如果差距在缩小，那么农民工新政在其中发挥了多大程度的作用？已有关于农民工就业稳定性的研究尚未给出这些问题的准确答案。

关于就业稳定性的研究始于 20 世纪 80 年代末和 90 年代初的美国，现实背景是有大量的工人开始在短暂工作和分包工作中就业。关于美国就业稳定性是否下降这一问题，现有研究并没有得出一致的结论，但低教育程度和黑人等弱势群体就业稳定性下降却没有任何争议。Marcotte (1995) 认为弱势群体就业稳定性的下降伴随着就业状况的恶化，会使收入不平等进一步扩大，并且在就业不稳定的情形下，人力资本投资未来收益的现值较低，用工企业对工人进行在职培训以及工人自身进行人力资本投资的积极性会受到抑制。其他国家的学者也逐渐展开关于就业稳定性的研究工作，研究结论表明，就业稳定性在不同性别、年龄、工作类型的群体中存在差异 (Bergemann & Mertens, 2004; Givord & Maurin, 2003)。

始于 20 世纪 80 年代中期的中国城镇劳动力市场改革打破了原有的“铁饭碗”制度，部分城镇劳动力被排除在传统的就业体系之外，城乡劳动力市场分割局面的破冰使农村劳动力有机会进入城镇工作，但就业稳定性较差。在这样的背景下，国内学者展开了就业稳定性的研究工作。发达国家就业稳定性的研究多采用由跟踪调查数据所得到的工作持续期作为衡量指标，但受到数据的限制，关于中国劳动力市场就业稳定性的研究多采用工作变换次数、劳动合同签订率、劳动合同期限等指标。现有研究得到的典型事实可以总结为：第一，中国劳动力市场的总体就业稳定性呈现下降趋势，劳动力市场流动性提高，但这种流动是一种低层次流动（孟凡强、吴江，2013）；第二，城镇职工中非稳定就业者的比重增加明显，就业稳定性下降（罗楚亮，2008）；第三，农民工的就业流动更为频繁，就业稳定性更差（白南生、李靖，2008；周闯，2014；Knight & Yueh, 2004）。从已有研究来看，农民工就业不稳定主要表现在两个方面：一是往返于城市和农村之间导致的就业不稳定；二是在城市之间或同一城市的不同企业之间工作岗位不断变换导致的就业不稳定。关于前者的分析更多关注宏观经济状况的改变产生的影响（邵敏、武鹏，2019；张车伟、王智勇，2009；Chan, 2010；Hsu et al., 2010），而关于后者的分析更多关注农民工性别、年龄、受教育年限、婚姻状态等个体特征产生的影响（白南生、李靖，2008；黄乾，2009；张艳华、沈琴琴，2013）。

由于农民工的就业稳定性明显低于城镇工，一些研究将视角聚焦到了户籍身份和

劳动力市场分割的影响上，对农民工与城镇工就业稳定性的差距给出解释。Knight & Yueh (2004) 比较了农民工和城镇工流动的模式、影响因素和产生的结果，发现农民工的平均流动率大约是城镇工的 6 倍，并强调了城镇劳动力市场分割在农民工不稳定就业中所发挥的作用。周阖 (2014) 对比分析了农民工与城镇工就业稳定性影响因素的差异，并对二者就业稳定性的差距给出了解释，强调人力资本差距的影响大于劳动力市场分割的影响。以上从宏观因素、个体特征及劳动力市场分割视角的研究多采用单一年份的截面数据进行分析，这样的研究无法描绘农民工就业稳定性的动态变动趋势，缺少纵向维度的视角。本文采用中国家庭收入调查 2002 年、2007 年和 2013 年关于城镇住户和进城务工人员的数据，分析农民工和城镇工就业稳定性的差距及其随时间的演变，并加以解释，以期能够对农民工就业稳定性这一问题进行更为全面的把握。

## 二 数据的来源与统计描述

本文所采用的数据是中国家庭收入调查 2002 年、2007 年和 2013 年关于城镇住户和进城务工人员的数据。三个年份的调查对城镇工和农民工的工作类型进行了区分，包括固定工、长期合同工、短期或临时合同工、无合同的临时工、不领工资的家庭帮工、自我经营者、打零工和其他。因此，本文采用劳动合同类型界定就业稳定性，将固定工、长期合同工这两种工作类型界定为稳定就业，其余类型界定为非稳定就业。在样本的筛选过程中本文主要考虑以下几个方面的因素：首先，中国家庭收入调查 2007 年采用的是工作地点调查，而 2002 年和 2013 年采用的是居住社区调查，所以将 2007 年样本中当前住所为单位宿舍、建筑工地和其他工作地点的农民工去除；其次，删除年龄小于 16 周岁或大于 60 周岁的调查对象，将样本年龄范围限定为 16 ~ 60 周岁之间；最后，剔除了分析所需变量信息缺失的个体。最终，2002 年、2007 年和 2013 年城镇工的样本量分别为 9922 人、6920 人和 9198 人，农民工的样本量分别为 3304 人、3894 人和 1187 人。

图 1 给出了 2002 年至 2013 年农民工与城镇工就业稳定性的演变状况。可以发现，城镇工的就业稳定性显著高于农民工。2002 年城镇工的稳定就业占比为 72.4%，而农民工仅为 5.3%，二者之间的差距为 67.1 个百分点。2007 年农民工的稳定就业占比显著提高，上升到 33.6%，城镇工的稳定就业占比为 74.7%，二者之

间的差距降为 41.1 个百分点。受到劳动力市场整体状况改变的影响，2013 年农民工和城镇工的就业稳定性与 2007 年相比都出现回落，城镇工的稳定就业占比为 50.7%，农民工为 18.3%，二者之间的差距为 32.4 个百分点，与 2007 年相比，就业稳定性差距仍然下降。总体来看，农民工与城镇工的就业稳定性差距呈现不断下降趋势。

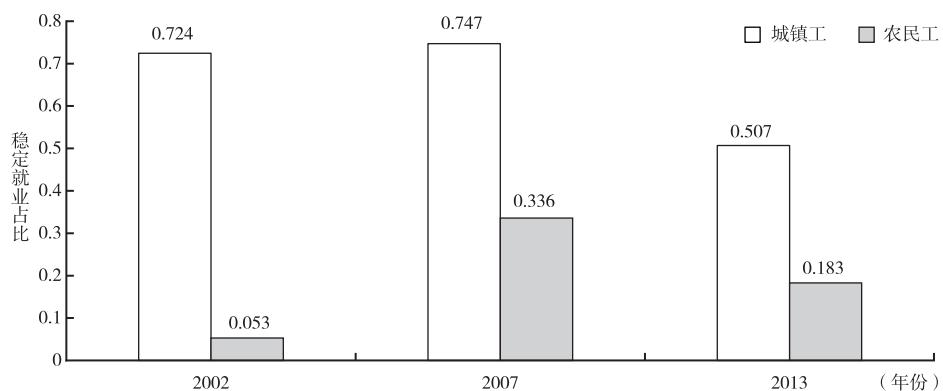


图 1 城镇工和农民工就业稳定性的演变

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

就业稳定性由供需两个方面的因素决定，个体的人力资本、所处的行业和单位类型都会发挥作用。为此，本文选取体现人力资本的年龄、教育水平、工作经验以及就业行业和单位类型，比较农民工与城镇工在这些特征上的差异。表 1 给出了样本统计性描述。首先，观察 2002 年至 2007 年城镇工和农民工特征的变化。从年龄来看，城镇工的平均年龄维持在 40 岁左右，而农民工的平均年龄则呈现下降趋势。2002 年城镇劳动力市场对农民工的进入还存在一定的限制，此时的农民工多为农村成熟劳动力，但随着鼓励农村劳动力转移政策的不断实施，大量年轻一代农村劳动力进入城镇工作，降低了农民工的平均年龄。对比来看，农民工与城镇工的年龄差距呈现扩大趋势。从教育水平来看，城镇工具有高中以上学历的比例由 74% 上升至 78%，农民工则由 20% 上升至 35%，因此，二者的教育水平差距呈现下降趋势。从工作经验来看，城镇工和农民工的平均在岗年限都有所下降，但差距由 9.35 年下降为 8.16 年。城镇工和农民工就业的行业类型以及单位类型的分布也发生了明显的改变。城镇工在第一产业和第二产业就业的比例下降，在第三产业劳动密集型行业就业的比例上升，农民工就业的行业分布则发生了相反的变化。城镇工在国有和集体单位就

表 1 样本的统计性描述

	2002 年				2007 年				2013 年			
	合并	城镇工	农民工	差距	合并	城镇工	农民工	差距	合并	城镇工	农民工	差距
年龄(岁)	38.90	40.39	34.42	5.97	37.08	40.00	31.91	8.09	39.41	39.82	36.28	3.54
小学及以下	0.09	0.03	0.25	-0.22	0.06	0.03	0.13	-0.10	0.06	0.05	0.15	-0.10
初中	0.31	0.24	0.55	-0.31	0.31	0.20	0.52	-0.32	0.29	0.26	0.51	-0.25
高中	0.35	0.41	0.18	0.23	0.34	0.36	0.30	0.06	0.29	0.30	0.22	0.08
大专及以上	0.25	0.33	0.02	0.31	0.28	0.42	0.05	0.37	0.36	0.39	0.12	0.27
工作经验(年)	12.12	14.46	5.11	9.35	9.42	12.36	4.20	8.16	11.76	12.35	7.18	5.17
行业 1	0.30	0.35	0.16	0.19	0.26	0.27	0.22	0.05	0.28	0.28	0.30	-0.03
行业 2	0.34	0.23	0.69	-0.46	0.43	0.31	0.63	-0.32	0.34	0.32	0.52	-0.21
行业 3	0.36	0.43	0.15	0.28	0.32	0.42	0.15	0.27	0.38	0.41	0.18	0.23
国有和集体	0.33	0.41	0.11	0.30	0.19	0.25	0.09	0.16	0.20	0.21	0.09	0.13
外资	0.02	0.02	0.01	0.01	0.05	0.04	0.05	-0.01	0.03	0.03	0.02	0.01
私营	0.05	0.04	0.08	-0.04	0.25	0.18	0.37	-0.19	0.26	0.25	0.34	-0.09
个体和其他	0.60	0.53	0.81	-0.28	0.51	0.53	0.49	0.04	0.51	0.51	0.55	-0.04
东部	0.38	0.39	0.37	0.02	0.39	0.38	0.39	-0.01	0.42	0.42	0.43	-0.01
中部	0.35	0.35	0.35	0.00	0.43	0.42	0.45	-0.03	0.36	0.35	0.40	-0.05
西部	0.27	0.27	0.29	-0.02	0.18	0.20	0.16	0.04	0.22	0.23	0.17	0.06

注：行业 1 表示第一产业和第二产业，行业 2 表示第三产业中的批发零售、住宿餐饮等劳动密集型服务业，行业 3 表示第三产业中的其他行业。  
 资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

业的比例下降，在私营企业就业的比例上升，农民工的就业单位类型则由个体和其他向私营企业转变。

其次，观察 2007 年至 2013 年城镇工和农民工的特征变化。随着农村劳动力转移的持续以及劳动力年龄结构的转变，进入城镇的农村年轻劳动力逐渐减少，使农民工的平均年龄又呈现上升趋势，农民工与城镇工的年龄差距由 2007 年的 8.09 岁下降为 2013 年的 3.54 岁。2007 年至 2013 年，城镇工的教育水平出现一定程度的下降，具有高中以上学历的比例由 78% 降为 69%，原因在于这一时期行政区划的变化导致原来的农村居民户籍身份发生转变，使城镇工的整体教育水平出现下降。农民工中具有高中及以上学历的比例并没有发生显著变化，但具有大专及以上学历的农民工比例提升了 7 个百分点。因此，农民工与城镇工的教育水平差距进一步下降。从工作经验来看，农民工的平均在岗年限由 2007 年的 4.20 年增加到 7.18 年，与城镇工的差距继续下降。从行业来看，城镇工 2013 年的行业分布与 2007 年相比未发生明显的改变，农民工在第一产业和第二产业的就业比例仍然在增加，在第三产业劳动密集型行业的就业比例仍在下降。从单位类型来看，城镇工在国有和集体单位的就业比例下降，在私营企业的就业比例增加，农民工则在个体和其他单位就业的比例增加，在私营企业的就业比例下降。

综合来看，每个年份中，农民工和城镇工在个体特征、行业分布和单位类型分布上都存在差异，这种差异可能会对二者的就业稳定性差距给出解释。此外，农民工与城镇工的特征差距在三个年份也发生着改变，这种改变又可能对就业稳定性差距的变化给出解释。为此，本文进一步对每个年份的就业稳定性差距以及年份间就业稳定性差距的变化进行分解分析。

### 三 就业稳定性差距的分解分析

为对每个年份中农民工与城镇工就业稳定性的差距进行解释，本文采用 Oaxaca-Blinder 分解（以下简称 OB 分解）方法进行分析（Oaxaca, 1973；Blinder, 1973），将就业稳定性差距分解为特征差距和系数差异的贡献。将城镇工和农民工的就业稳定性方程设定为如下形式：

$$Y = X'\beta + \varepsilon \quad (1)$$

其中， $Y$  表示就业稳定性（就业稳定时取 1，不稳定时取 0）， $X$  表示就业稳定性的可解释因素， $\beta$  为相应的系数， $\varepsilon$  为随机误差项。分别对城镇工和农民工的就业稳定性

方程进行普通最小二乘（OLS）回归，可以得到：

$$\bar{Y}_u = \bar{X}'_u \hat{\beta}_u \quad (2)$$

$$\bar{Y}_m = \bar{X}'_m \hat{\beta}_m \quad (3)$$

其中， $u$  表示城镇工， $m$  表示农民工， $\bar{Y}_u$  和  $\bar{Y}_m$  分别表示城镇工和农民工就业稳定性的均值（即稳定就业所占的比例）， $\bar{X}'_u$  和  $\bar{X}'_m$  分别表示城镇工和农民工可观测因素的均值， $\hat{\beta}_u$  和  $\hat{\beta}_m$  分别表示相应的估计系数。依据 OB 分解方法，农民工与城镇工就业稳定性的均值差距可以分解为：

$$\bar{Y}_u - \bar{Y}_m = \bar{X}'_u \hat{\beta}_u - \bar{X}'_m \hat{\beta}_m = \underbrace{(\bar{X}'_u - \bar{X}'_m) \hat{\beta}_p}_{E} + \underbrace{\bar{X}'_u (\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_p)}_{C} + \underbrace{\bar{X}'_m (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_m)}_{C} \quad (4)$$

其中， $\hat{\beta}_p$  表示将农民工和城镇工样本进行合并回归（回归方程中包含标识农民工身份的虚拟变量）得到的估计系数；等号右边的第一部分  $E$  表示城镇工和农民工特征差距所导致的就业稳定性差距，为可解释部分；第二部分  $C$  表示由回归方程的系数差异导致的就业稳定性差距，为不可解释部分，体现了城镇劳动力市场对农民工获得稳定就业的歧视。

表 2 给出了 2002 年、2007 年和 2013 年就业稳定方程 OLS 回归结果。从合并回归的结果来看，农民工身份变量的系数为负，说明在考虑了可观测因素的影响后，农民工的就业稳定性显著低于城镇工，并且从 2002 年至 2013 年，农民工身份系数的绝对值在减小，说明就业稳定性差距中由身份所体现的不可解释部分逐渐下降。

从年龄的系数来看，农民工的就业稳定性在 2002 年和 2013 年表现为先降后升的趋势，在 2007 年表现为先升后降的趋势，但 2007 年和 2013 年表现出的趋势并不显著。城镇工的就业稳定性在 2002 年和 2007 年表现为先降后升的趋势，但在 2013 年表现为先升后降的趋势。农民工和城镇工的就业稳定性并没有呈现出确定的生命周期模式。从人力资本变量的系数来看，教育水平在城镇工获得稳定就业中发挥的作用更大，主要原因在于城镇工的教育水平高于农民工，更高的文化程度提高了城镇工搜索就业信息的能力和就业选择的范围，使其能够获得更为稳定的就业。从 2002 年至 2013 年，教育水平在城镇工和农民工获得稳定就业中的作用不断增强，主要原因在于劳动力市场化程度的加强使教育的信号作用以及能力体现作用越来越明显，用工企业与教育水平高的个体倾向于实现更好的岗位匹配。经验所体现的专业人力资本对城镇工就业稳定性的影响在三个年份中都呈现边际递减的正向作用，并且这种正向作用从 2002 年至 2007 年下降，从 2007 年至 2013 年又有所增

表2 就业稳定方程的 OLS 回归结果

	2002 年			2007 年			2013 年		
	农民工	城镇工	合并	农民工	城镇工	合并	农民工	城镇工	合并
年龄	-0.008 ***	-0.014 ***	-0.011 ***	0.003	-0.013 ***	-0.009 ***	-0.001	0.015 ***	0.013 ***
年龄平方	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000	0.000 *	0.000 *	0.000	-0.000 ***	-0.000 ***
初中	-0.004	0.087 ***	0.020 *	0.054 *	0.090 ***	0.082 ***	0.042	0.051 **	0.054 ***
高中	0.046 ***	0.158 ***	0.096 ***	0.124 ***	0.196 ***	0.169 ***	0.081 **	0.164 ***	0.159 ***
大专及以上	0.127 ***	0.284 ***	0.236 ***	0.164 ***	0.331 ***	0.300 ***	0.282 ***	0.350 ***	0.352 ***
经验	0.002	0.041 ***	0.034 ***	0.008 *	0.022 ***	0.014 ***	0.016 ***	0.025 ***	0.024 ***
经验平方	0.000	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***
行业 2	-0.038 ***	-0.232 ***	-0.178 ***	-0.163 ***	-0.151 ***	-0.180 ***	-0.116 ***	-0.168 ***	-0.164 ***
行业 3	-0.032 **	0.049 ***	0.048 ***	-0.008	0.049 ***	0.041 ***	-0.062 **	0.110 ***	0.103 ***
私营	-0.119 ***	-0.378 ***	-0.292 ***	-0.105 ***	-0.108 ***	-0.072 ***	-0.283 ***	-0.211 ***	-0.212 ***
外资	-0.046	-0.151 ***	-0.155 ***	0.186 ***	0.026	0.107 ***	0.023	-0.019	-0.012
个体和其他	-0.202 **	-0.123 ***	-0.143 ***	-0.337 ***	-0.153 ***	-0.197 ***	-0.446 ***	-0.229 ***	-0.244 ***
中部	0.035 ***	0.081 ***	0.076 ***	-0.054 ***	-0.013	-0.033 ***	-0.004	-0.014	-0.014
西部	0.013	0.068 ***	0.065 ***	0.024	0.034 ***	0.029 ***	-0.079 ***	-0.042 ***	-0.045 ***
农民工身份	—	—	-0.277 ***	—	—	-0.178 ***	—	—	-0.069 ***
常数项	0.381 ***	0.547 ***	0.590 ***	0.572 ***	0.753 ***	0.780 ***	0.497 ***	0.032	0.083
调整 R <sup>2</sup>	0.122	0.417	0.577	0.213	0.251	0.34	0.278	0.394	0.403
F 统计量	32.774	506.953	1199.152	75.093	165.689	370.918	32.166	427.114	466.276
样本量	3304	9922	13226	3894	6920	10814	1187	9198	10385

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数估计值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

加。经验对农民工就业稳定性的正向影响在 2002 年并不显著，在 2007 年和 2013 年显著，说明随着农民工在岗年限的不断增加，专业人力资本发挥的作用逐渐得以显现，但由于农民工的平均在岗期限低于城镇工，专业人力资本所发挥的作用小于城镇工。

行业变量的估计系数表明，三个年份中，农民工在第一产业和第二产业的就业稳定性最强，在劳动密集型服务业的就业稳定性最差；城镇工在第三产业中的非劳动密集型行业就业最为稳定，同样在劳动密集型服务业的就业稳定性最差。从就业的单位类型来看，三个年份中，农民工在个体和私营单位就业的稳定性差于在国有和集体企业以及外资企业就业的稳定性；城镇工在国有和集体企业就业的稳定性较强，2002 年在外资企业就业的稳定性相对于个体企业并不具有明显的优势，但 2007 年和 2013 年在外资企业就业的稳定性与国有和集体企业相当。

表 3 给出了就业稳定性差距的 OB 分解结果。2002 年，农民工与城镇工稳定就业比例的差距为 67.1 个百分点，可解释部分占 58.7%，不可解释部分占 41.3%。2002 年到 2007 年就业稳定性总体差距下降，可解释部分和不可解释部分的绝对值都在下降，但可解释部分下降的幅度大于不可解释部分下降的幅度，使不可解释部分的占比略有上升。2007 年到 2013 年，稳定就业比例的差距进一步下降，但可解释部分的绝对值没有下降反而略有增加，不可解释部分绝对值则出现下降，导致不可解释部分占比下降为 21.2%。从可解释部分的具体因素来看，三个年份中，年龄对就业稳定性差距给出了负向解释，说明农民工较低的年龄缩小了其与城镇工就业稳定性的差距；教育和经验对就业稳定性差距给出了较多的正向解释，其次是行业和单位类型，而地区的解释程度较小，说明农民工在教育和经验上与城镇工的差距、在就业的行业和单位类型分布上与城镇工的差异是导致农民工就业稳定性低于城镇工的重要原因。因此，增加农民工的人力资本水平，缩小其与城镇工的差距，是继续增强农民工就业稳定性、缩小与城镇工就业稳定性差距的落脚点，这不仅能够通过降低与城镇工的人力资本差距直接缩小就业稳定性差距，而且可以通过缓解行业和职业隔离程度间接缩小差距。

表 3 就业稳定性差距的分解结果

	2002 年		2007 年		2013 年	
	绝对差距	占比(%)	绝对差距	占比(%)	绝对差距	占比(%)
就业稳定性差距	0.671 ***	100.000	0.411 ***	100.000	0.324 ***	100.000

续表

	2002 年		2007 年		2013 年	
	绝对差距	占比(%)	绝对差距	占比(%)	绝对差距	占比(%)
可解释部分	0.394 ***	58.718	0.233 ***	56.745	0.255 ***	78.844
年龄	-0.013 ***	-1.995	-0.027 ***	-6.684	-0.007 ***	-2.030
教育	0.088 ***	13.149	0.093 ***	22.593	0.095 ***	29.331
经验	0.176 ***	26.289	0.091 ***	22.210	0.082 ***	25.342
行业	0.096 ***	14.231	0.068 ***	16.606	0.058 ***	17.765
单位类型	0.048 ***	7.209	0.006 **	1.430	0.029 ***	9.084
地区	-0.001	-0.164	0.002 ***	0.589	-0.002 ***	-0.648
不可解释部分	0.277 ***	41.282	0.178 ***	43.255	0.069 ***	21.156

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数估计值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

#### 四 就业稳定性差距变动的分解分析

为进一步确定农民工与城镇工特征差距的纵向变动对就业稳定性差距变动的影响，本文采用 Smith-Welch 分解方法进行分析（Smith & Welch, 1989）。Smith-Welch 分解以 OB 分解所得到的结果为基础，依据式（4）第  $t$  期的 OB 分解结果重新表述为：

$$d\bar{Y}_t = d\bar{X}'_t \cdot \hat{\beta}_{pt} + [\bar{X}'_{ut} \cdot (\hat{\beta}_{ut} - \hat{\beta}_{pt}) + \bar{X}'_{mt}(\hat{\beta}_{pt} - \hat{\beta}_{mt})] = E_t + C_t \quad (5)$$

其中， $d\bar{Y}_t = \bar{Y}_{ut} - \bar{Y}_{mt}$ ， $d\bar{X}'_t = \bar{X}'_{ut} - \bar{X}'_{mt}$ 。由  $t-1$  期到  $t$  期的就业稳定性差距变动可以表示成：

$$\Delta = d\bar{Y}_t - d\bar{Y}_{t-1} = \underbrace{E_t - E_{t-1}}_{dE} + \underbrace{C_t - C_{t-1}}_{dC} \quad (6)$$

其中， $C_t - C_{t-1}$  可以进一步分解为：

$$\begin{aligned} C_t - C_{t-1} &= \underbrace{[(\bar{X}_{ut} - \bar{X}_{u,t-1})'(\hat{\beta}_{u,t-1} - \hat{\beta}_{p,t-1}) + (\bar{X}_{mt} - \bar{X}_{m,t-1})'(\hat{\beta}_{p,t-1} - \hat{\beta}_{m,t-1})]}_{\text{identity interaction (II)}} \\ &\quad + \underbrace{[\bar{X}'_{ut}((\hat{\beta}_{ut} - \hat{\beta}_{pt}) - (\hat{\beta}_{u,t-1} - \hat{\beta}_{p,t-1})) + \bar{X}'_{mt}((\hat{\beta}_{pt} - \hat{\beta}_{mt}) - (\hat{\beta}_{p,t-1} - \hat{\beta}_{m,t-1}))]}_{\text{identity-year interaction (IYI)}} \end{aligned} \quad (7)$$

$E_t - E_{t-1}$  可以进一步分解为：

$$\underbrace{E_t - E_{t-1}}_{dE} = \underbrace{(d\bar{X}_t - d\bar{X}_{t-1})' \hat{\beta}_{p,t-1}}_{\text{main effect (ME)}} + \underbrace{d\bar{X}'_t (\hat{\beta}_{pt} - \hat{\beta}_{p,t-1})}_{\text{year interaction (YI)}} \quad (8)$$

ME 表示农民工与城镇工特征差距的变动对就业稳定性差距变动的贡献。如果农民工与城镇工某项特征在  $t$  期的差距小于  $t-1$  期的差距，并且  $t-1$  期该项特征在劳动力市场上表现出正收益，那么该项特征差距的变动将对就业稳定性差距的变动产生正向贡献。II 表示考虑了特征收益的差异后，农民工和城镇工自身特征的变动对就业稳定性差距变动的补充贡献。如果农民工和城镇工的某项特征都随着时间不断增加，但在  $t-1$  期，市场存在对农民工的歧视，使  $\hat{\beta}_{u,t-1} > \hat{\beta}_{p,t-1} > \hat{\beta}_{m,t-1}$ ，那么这种特征的增加将会对就业稳定性差距的变动产生负向贡献。ME 与 II 的和表示农民工和城镇工特征的改变对就业稳定性差距变动的总贡献。

YI 表示由  $t-1$  期到  $t$  期，特征的整体收益变动对就业稳定性差距变动的贡献。如果某项特征的整体收益随着时间增加，使  $\hat{\beta}_{pt} > \hat{\beta}_{p,t-1}$ ，并且  $t$  期城镇工的这项特征高于农民工，那么 YI 将对就业稳定性差距的变动产生负向贡献。因此，YI 度量了劳动力市场整体状况的改变对就业稳定性差距变动的贡献。IYI 表示农民工与城镇工特征收益的相对变动对就业稳定性差距变动的贡献。如果劳动力市场出现有利于农民工的改变，使农民工在某项特征上的收益增加，那么将会出现  $(\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_m)$  下降同时  $(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_p)$  也下降的情形，将会使 IYI 对就业稳定性差距的变动给出正向贡献。因此，IYI 度量了有利于农民工的各项政策在降低就业稳定性差距上所发挥的作用。

表 4 给出了农民工与城镇工就业稳定性差距变动的分解结果。2007 年稳定就业比例的差距由 2002 年的 67.1 个百分点下降至 41.1 个百分点，减少了 26 个百分点。具体来看，ME 贡献的占比为 20.1%，说明农民工与城镇工特征差距的下降对就业稳定性差距的下降给出了正向解释，II 贡献的占比为 39.9%，说明农民工和城镇工的特征变动对就业稳定性差距的下降给出了正向补充解释，两者的合计占比为 60%。YI 项的贡献占比为 41.7%，说明劳动力市场整体状况的发展降低了就业稳定性差距。最后，IYI 项的贡献占比仅为 -1.7%，说明 2002 年至 2007 年劳动力市场内部并没有产生有利于就业稳定性差距下降的变化，即针对农民工群体实施的政策并没有产生明显的作用效果。因此，2002 年至 2007 年，农民工与城镇工就业稳定性差距的下降，是由农民工和城镇工的特征变动以及劳动力市场整体环境的改变所引起的。

表 4 就业稳定性差距变动的分解

	2002—2007 年				2007—2013 年			
	ME	YI	II	IYI	ME	YI	II	IYI
年龄	-0.008	-0.006	0.005	-0.147	0.016	0.004	-0.001	0.531
教育	-0.003	0.007	0.007	-0.030	-0.018	0.020	0.004	-0.031
经验	-0.019	-0.066	-0.031	-0.062	-0.036	0.026	0.043	-0.040
行业	-0.026	-0.001	0.003	0.103	-0.022	0.011	0.003	-0.007
单位类型	0.002	-0.045	-0.086	0.136	0.010	0.014	0.007	0.045
地区	0.001	0.002	-0.002	-0.010	0.001	-0.006	-0.002	-0.015
常数项	0.000	0.000	0.000	0.015	0.000	0.000	0.000	-0.647
总效应	-0.052	-0.109	-0.104	0.005	-0.049	0.071	0.054	-0.164

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

2013 年稳定就业比例的差距由 2007 年的 41.1 个百分点下降至 32.4 个百分点，降低了 8.7 个百分点。具体来看，四项效应中 ME 和 IYI 对就业稳定性差距的下降都给出了正向解释，而 II 和 YI 则给出了负向解释。ME 贡献的占比为 55.8%，说明农民工与城镇工特征差距的下降依然对就业稳定性差距的下降给出了正向解释，II 贡献的占比为 -62.3%，说明农民工和城镇工的特征变动对就业稳定性差距的下降给出了负向补充解释，ME 和 II 的作用几乎相互抵消，两者的合计贡献占比为 -6.6%。YI 项的贡献占比为 -80.9%，说明劳动力市场整体状况的发展对就业稳定性差距的贡献给出了负向解释，即这一时期劳动力市场的整体发展并不利于就业稳定性差距的缩小。最后，IYI 项的贡献占比为 187.5%，说明针对农民工群体实施的政策产生了明显的作用效果。因此，2007 年至 2013 年，农民工与城镇工就业稳定性差距的下降，主要得益于针对农民工群体实施的各项政策所发挥的作用效果。

## 五 与收入差距分解结果的对比

在农民工与城镇工就业福利的比较分析中，收入差距受到了最多的关注。为将就业稳定性差距的结果与收入差距的结果进行比较，本文对收入差距的变动进行了分解分析。2002 年的城镇工调查以及 2013 年的城镇工和农民工调查获得的是年收入，而

2002 年的农民工调查以及 2007 年的城镇工和农民工调查获得的是月收入。考虑到农民工和城镇工的工作时间存在明显差异，为使城镇工和农民工的收入具有横向对比性以及三个年份的收入具有纵向对比性，本文采用小时收入进行分析。2002 年城镇工以及 2013 年城镇工和农民工的小时收入为年收入除以年工作时间，其中年工作时间由年平均工作月数乘月平均工作天数再乘每天的平均工作小时数得到，2002 年农民工以及 2007 年城镇工和农民工的小时收入为月收入除以月平均工作时间，其中月平均工作时间由周平均工作时间乘 4.5 得到。图 2 给出了城镇工和农民工小时收入的演变状况。可以发现，城镇工和农民工的小时收入都呈现增长趋势，2002 年城镇工小时收入的对数为 1.520，而农民工小时收入对数为 0.747，两者之间的差距为 0.773，2007 年差距下降为 0.572，2013 年进一步下降为 0.160。总体来看，农民工与城镇工的小时收入差距也呈现逐渐减小的趋势。

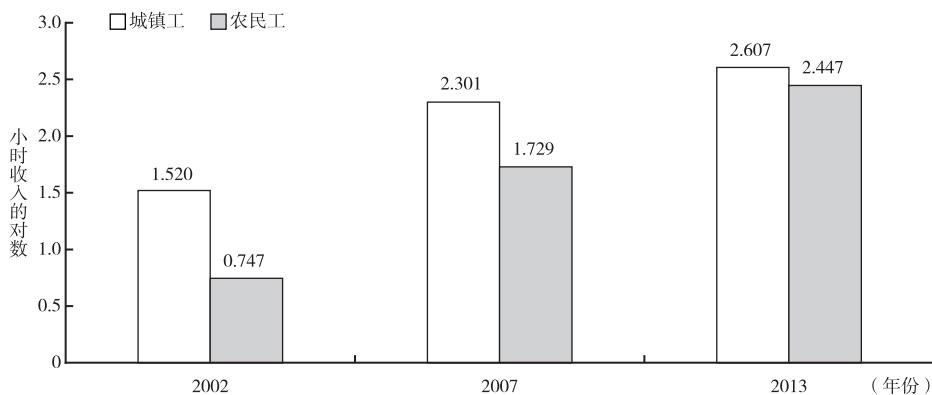


图 2 城镇工和农民工小时收入的演变

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

表 5 给出了农民工和城镇工收入方程的 OLS 回归结果。首先从合并回归的结果来看，农民工身份变量的系数由 2002 年的 -0.187 增加为 2007 年的 -0.179，并在 2013 年转变为正的 0.122，说明 2002 年至 2013 年，城镇工与农民工收入差距中由农民工身份所体现的不可解释部分逐渐减小至消失，并转变为负向贡献。

从个体特征来看，与年龄对就业稳定性没有表现出确定的影响模式不同，三个年份中，年龄对农民工和城镇工收入的影响都呈现出倒 U 型趋势。教育水平在城镇工和农民工收入增加中所发挥的作用由 2002 年至 2013 年不断减弱，主要原因在于劳动密集

表5 收入方程的OLS回归结果

	2002 年			2007 年			2013 年		
	农民工	城镇工	合并	农民工	城镇工	合并	农民工	城镇工	合并
年龄	0.050 ***	0.026 ***	0.023 ***	0.038 ***	0.008	0.015 ***	0.063 ***	0.036 ***	0.039 ***
年龄平方	-0.001 ***	-0.000 **	-0.000 ***	-0.001 ***	-0.000	-0.000 ***	-0.001 ***	-0.000 ***	-0.000 ***
初中	0.184 ***	0.198 ***	0.215 ***	0.171 ***	0.121 **	0.166 ***	0.052	0.106 ***	0.095 ***
高中	0.367 ***	0.445 ***	0.441 ***	0.267 ***	0.286 ***	0.295 ***	0.177 ***	0.278 ***	0.257 ***
大专及以上	0.574 ***	0.740 ***	0.743 ***	0.436 ***	0.695 ***	0.693 ***	0.277 ***	0.597 ***	0.566 ***
经验	0.037 ***	0.027 ***	0.028 ***	0.039 ***	0.031 ***	0.028 ***	0.027 ***	0.022 ***	0.022 ***
经验平方	-0.001 **	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.001 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.001 ***	-0.000 ***	-0.000 ***
行业 2	-0.347 ***	-0.209 ***	-0.214 ***	-0.159 ***	-0.168 ***	-0.148 ***	-0.152 ***	-0.193 ***	-0.183 ***
行业 3	-0.202 ***	0.216 ***	0.159 ***	-0.126 ***	0.089 ***	0.055 ***	0.023	0.038 *	0.041 **
私营	0.257 ***	0.056 *	0.144 ***	-0.102 ***	0.030	0.001	-0.125	-0.014	-0.029
外资	0.282 *	0.344 ***	0.346 ***	0.063	0.288 ***	0.229 ***	0.187	0.232 ***	0.231 ***
个体与其他	0.051	0.024 *	0.055 ***	-0.144 ***	-0.001	-0.020	-0.115	-0.080 ***	-0.080 ***
中部	-0.259 ***	-0.401 ***	-0.367 ***	-0.255 ***	-0.381 ***	-0.342 ***	-0.120 ***	-0.224 ***	-0.213 ***
西部	-0.258 ***	-0.301 ***	-0.287 ***	-0.272 ***	-0.486 ***	-0.417 ***	-0.059	-0.186 ***	-0.176 ***
农民工身份	—	—	-0.187 ***	—	—	-0.179 ***	—	—	0.122 **
常数项	-0.047	0.211 *	0.326 ***	1.277 ***	1.771 ***	1.682 ***	1.408 ***	1.543 ***	1.527 ***
调整 R <sup>2</sup>	0.167	0.304	0.390	0.146	0.296	0.343	0.088	0.208	0.196
F 统计量	47.237	309.494	563.932	47.544	207.776	376.342	8.051	171.850	168.590
样本量	3304	9922	13226	3894	6920	10814	1187	9198	10385

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数估计值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

型制造业和服务业的发展使低教育水平劳动力需求增加，促进了低教育水平劳动力收入的增长。教育对农民工和城镇工收入的影响呈现下降趋势，但对就业稳定性的影响呈现增加趋势，说明在评价教育的收益时，应该综合考虑更为全面的就业收益测度。经验所体现的专业人力资本对农民工和城镇工收入的影响在三个年份中都呈现边际递减的正向作用，这与经验对就业稳定性的影响趋势类似。

行业对农民工和城镇工收入的影响与对就业稳定性的影响趋势基本相同。三个年份中，农民工在第一产业和第二产业具有最高的收入，在劳动密集型服务业的收入最低；城镇工在第三产业中的非劳动密集型行业收入最高，在劳动密集型服务业的收入最低。单位类型对收入的影响与对就业稳定性的影响存在差异。三个年份中，农民工和城镇工在外资企业都具有最高的收入；2002 年时，无论是农民工还是城镇工在私营和从事个体就业的收入要高于在国有和集体企业的收入，但在 2007 年和 2013 年这种趋势却发生了逆转。

表 6 给出了农民工与城镇工收入差距的 OB 分解结果。2002 年至 2013 年，农民工与城镇工平均收入差距逐渐减小，不可解释部分的占比同就业稳定性差距中不可解释部分的占比变动趋势一致，也是先上升后下降。从可解释部分的具体成分来看，

表 6 收入差距的分解结果

	2002 年		2007 年		2013 年	
	绝对差距	占比(%)	绝对差距	占比(%)	绝对差距	占比(%)
小时收入差距	0.773	100.000	0.572	100.000	0.160	100.000
可解释部分	0.586 ***	75.781	0.393 ***	68.680	0.281 ***	176.005
年龄	0.049 ***	6.321	-0.018 ***	-3.177	0.008 **	5.310
教育	0.263 ***	33.939	0.216 ***	37.856	0.151 ***	94.305
经验	0.143 ***	18.428	0.142 ***	24.773	0.067 ***	42.194
行业	0.143 ***	18.434	0.062 ***	10.806	0.047 ***	29.555
单位类型	-0.015 ***	-1.966	-0.003	-0.469	0.007 **	4.679
地区	0.005	0.625	-0.006 *	-1.110	0.000	-0.038
不可解释部分	0.187 ***	24.219	0.179 ***	31.320	-0.122 ***	-76.005

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数估计值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

与就业稳定性差距分解结果类似，三个年份中，教育和经验的差距对收入差距都给出了最多的解释，不同的是，对收入差距的解释程度大于对就业稳定性差距的解释程度。

表 7 给出了农民工与城镇工收入差距变动的分解结果。收入对数差距由 2002 年的 0.773 下降至 2007 年的 0.572，减少了 0.201，ME、II 和 YI 对小时收入差距的下降都有正向贡献。ME 贡献的占比为 37.6%，说明农民工与城镇工特征差距的下降对收入差距的下降给出了正向解释。II 贡献的占比为 25.2%，说明特征变动对收入差距的下降给出了正向补充解释。ME 和 II 两者的合计占比为 62.8%，这一比例与就业稳定性差距变动中 ME 和 II 两项的占比基本相同。YI 项的贡献占比为 58.4%，说明劳动力市场整体状况的发展降低了收入差距。最后，IYI 对收入差距的下降给出了反向贡献，为 -21.2%，说明针对农民工群体实施的劳动力市场政策在这一时期并没有产生有利于收入差距下降的变化。因此，2002 年至 2007 年，农民工与城镇工收入差距的下降主要是由农民工和城镇工特征变动以及劳动力市场整体环境的改变导致，这一结论与 2002 年至 2007 年就业稳定性差距变动分解所得到的结论基本一致。

表 7 收入差距变动的分解

	2002–2007 年				2007–2013 年			
	ME	YI	II	IYI	ME	YI	II	IYI
年龄	0.023	-0.090	-0.011	-0.266	0.007	0.020	0.012	0.074
教育	-0.035	-0.011	0.013	-0.037	-0.046	-0.020	0.013	0.075
经验	-0.015	0.014	0.010	0.056	-0.059	-0.015	0.027	-0.044
行业	-0.032	-0.049	-0.011	-0.120	-0.019	0.004	0.004	-0.063
单位类型	-0.013	0.025	-0.044	0.195	0.005	0.005	0.000	-0.070
地区	-0.005	-0.007	-0.009	-0.021	-0.002	0.008	0.003	0.026
常数项	0.000	0.000	0.000	0.236	0.000	0.000	0.000	-0.358
总效应	-0.076	-0.118	-0.051	0.043	-0.114	0.003	0.059	-0.359

数据来源：根据中国家庭收入调查相应年份的城镇住户和进城务工人员调查数据计算得到。

农民工与城镇工的收入差距由 2007 年的 0.572 进一步下降至 2013 年的 0.160，减少了 0.412。与 2007 年至 2013 年就业稳定性差距变动分解中 ME 和 II 两项合计贡献为负不同，ME 和 II 两项对收入差距下降的贡献占比为 13.4%，说明农民工与城镇工特征差距的下降依然对收入差距的下降给出了正向解释，但贡献程度较小。YI 项的贡献占比为 -0.7%，说明劳动力市场整体状况的发展对收入差距的变动几乎没有给出解释。最后，IYI 项的贡献占比为 83.6%，说明针对农民工群体实施的政策在降低与城镇工收入差距中产生了明显的作用效果。这一结论与 2007 年至 2013 年就业稳定性差距变动分解结果得出的结论也基本一致。在程度上，农民工新政在就业稳定性差距下降中所发挥的作用要大于在收入差距下降中所发挥的作用。

## 六 结论

本文采用中国家庭收入调查 2002 年、2007 年和 2013 年数据，对农民工与城镇工就业稳定性的差距及差距变动进行了分解分析，并将分解结果与收入差距的分解结果进行对比，得到了如下结论。

第一，农民工与城镇工小时收入差距已经较小，但就业稳定性还存在明显的差距。在小时收入差距不大的情形下，不稳定的就业成为农民工收入水平继续提升的障碍。此外，不稳定的就业会降低农民工参加城镇职工医疗保险等社会保障的意愿，不利于城镇长期居住意愿的形成。因此，对农民工就业质量关注的焦点应更多转向包括就业稳定性在内的其他维度。

第二，2002 年至 2013 年，教育在促进农民工和城镇工收入增加中所发挥的作用不断递减，但在增强就业稳定性上所发挥的作用逐渐增加。因此，对教育收益的考量不应仅观察教育在收入方面发挥的作用，更应关注其在就业的其他方面所产生的收益，从而能够对教育的收益进行更为全面的衡量。横向对比来看，教育对城镇工收入和就业稳定性的影响都高于对农民工的影响，原因在于城镇工的教育水平较高，扩展了其就业选择范围，从而能够寻找到更为理想的工作。

第三，三个年份中，农民工的就业稳定性和收入与城镇工都存在着差距。分年份来看，2002 年和 2007 年，教育和工作经验差距所导致的就业稳定性差距与归因于歧视的不可解释部分接近，但 2013 年前者则要远大于后者。2002 年和 2007 年，收入差距中教育和工作经验差距所导致的可解释部分明显大于归因于歧视的

不可解释部分，2013 年时，收入差距中的不可解释部分甚至转变为负值。这些结果说明，尽管城镇劳动力市场在某种程度上还存在着由歧视因素所导致的效率损失，但是这种损失已经小于人力资本差距所产生的竞争效率。增强农民工就业稳定性以及继续增加农民工收入的落脚点在于通过各种措施提升农民工的人力资本水平。

第四，2002 年至 2013 年，农民工与城镇工的就业稳定性差距和收入差距都呈现不断下降趋势。2002 年至 2007 年，农民工与城镇工就业稳定性差距和收入差距的下降主要是由农民工与城镇工特征差距的变动以及劳动力市场整体状况的改变导致。2007 年到 2013 年，就业稳定性差距和收入差距的下降，主要得益于针对农民工群体所实施的各项政策所发挥的作用效果。可以预见，随着针对农民工群体一系列政策的继续落实，不利于农民工的城镇劳动力市场环境会继续弱化，农民工的就业稳定性和收入会继续提高。但从长期来看，增加农民工的就业权益还是要依靠农民工工作经验的积累和劳动技能的不断提升，政府的职业技能培训和用工企业的在职培训依然需要发挥更大的作用。

### 参考文献：

- 白南生、李靖（2008），《农民工就业流动性研究》，《管理世界》第 7 期，第 70 – 76 页。
- 陈技伟、江金启、张广胜、郭江影（2016），《农民工就业稳定性的收入效应及其性别差异》，《人口与发展》第 3 期，第 54 – 62 页。
- 郭菲、张展新（2013），《农民工新政下的流动人口社会保险：来自中国四大城市的证据》，《人口研究》第 3 期，第 29 – 42 页。
- 黄乾（2009），《城市农民工的就业稳定性及其工资效应》，《人口研究》第 3 期，第 53 – 62 页。
- 罗楚亮（2008），《就业稳定性与工资收入差距研究》，《中国人口科学》第 4 期，第 11 – 21 页。
- 孟凡强、吴江（2013），《我国就业稳定性的变迁及其影响因素——基于中国综合社会调查数据的分析》，《人口与经济》第 5 期，第 79 – 88 页。
- 邵敏、武鹏（2019），《出口贸易、人力资本与农民工的就业稳定性——兼议我国产业

- 和贸易的升级》，《管理世界》第3期，第99—113页。
- 谢勇、李放（2009），《农民工参加社会保险意愿的实证研究——以南京市为例》，《人口研究》第3期，第63—70页。
- 杨河清、肖红梅（2014），《就业稳定性对新生代农民工城镇化的影响——基于珠三角地区农民工调查数据》，《经济与管理研究》第6期，第44—48页。
- 张车伟、王智勇（2009），《全球金融危机对农民工就业的冲击——影响分析及对策思考》，《中国人口科学》第2期，第16—25页。
- 张艳华、沈琴琴（2013），《农民工就业稳定性及其影响因素——基于4个城市调查基础上的实证研究》，《管理世界》第3期，第176—177页。
- 周闻（2014），《农民工与城镇职工的就业稳定性差异——兼论女性农民工就业稳定性的双重负效应》，《人口与经济》第6期，第69—78页。
- 周春芳、苏群（2018），《我国农民工与城镇职工就业质量差异及其分解——基于RIF无条件分位数回归的分解法》，《农业技术经济》第6期，第32—43页。
- Bergemann, Annette & Antje Mertens (2004). Job Stability Trends, Layoffs, and Transitions to Unemployment: An Empirical Analysis for West Germany. *IZA Discussion Paper*, No. 1368.
- Blinder, Alan (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), 436—455.
- Chan, Kam Wing (2010). The Global Financial Crisis and Migrant Workers in China: ‘There is No Future as a Labourer; Returning to the Village has No Meaning’. *International Journal of Urban and Regional Research*, 34 (3), 659—677.
- Givord, Pauline & Eric Maurin (2003). Job Tenure, Wages and Technology: A Reassessment Using Matched Worker-Firm Panel Data. *CEPR Discussion Paper*, No. 4147.
- Hsu, Sara, Shiyin Jiang & Halcott Heyward (2010). The Global Crisis’ Impact upon China’s Rural Migrants. *Journal of Current Chinese Affairs*, 39 (2), 167—185.
- Knight, John & Linda Yueh (2004). Job Mobility of Residents and Migrants in Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 32 (4), 637—660.
- Marcotte, Dave (1995). Declining Job Stability: What We Know and What It Means. *Journal of Policy Analysis and Management*, 14 (4), 590—598.
- Mortensen, Dale (2011). Markets with Search Friction and the DMP Model. *American Economic Review*, 101 (4), 1073—1091.

- Oaxaca, Ronald (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693–709.
- Pissarides, Christopher (2000). *Equilibrium Unemployment Theory* (2nd ed.). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Smith, James & Finis Welch (1989). Black Economic Progress after Myrdal. *Journal of Economic Literature*, 27 (2), 519–564.

## Gap in Employment Stability Between Migrant and Urban Workers: Evolution and Explanation

Zhou Chuang & Liu Jingwen

(School of Economics, Dongbei University of Finance & Economics)

**Abstract:** Using the CHIP data in 2002, 2007 and 2013, we analyze the gap in employment stability between migrant and urban workers using the Oaxaca-Blinder decomposition method and further examine its evolution over time using the Smith-Welch decomposition method. We also provide an explanation of the gap based on the decomposition, and compare with income gap decomposition. The results indicate that the gap in employment stability displayed a declining trend from 2002 to 2013, and human capital explains more than other market discriminatory factors behind the gap in each year. Specifically, the decline from 2002 to 2007 was mainly attributed to a decline in human capital gap, especially work experience gap, while the decline from 2007 to 2013 was primarily an outcome after a series of policies implemented for migrant workers. In comparison with income gap at the same time, the employment stability gap is larger, and its unexplained proportion is also higher. The policy effect in the decline of the employment stability gap from 2007 to 2013 is bigger than its effect in the decline of the income gap. The conclusion implies that the focus of migrant employment quality should be shifted from income to other dimensions, such as employment stability.

**Keywords:** migrant workers, employment stability gap, income gap, Smith-Welch decomposition

**JEL Classification:** E24, J71, O15

(责任编辑:西贝)