

# 工作转换与城市在职青年的收入<sup>\*</sup>

聂伟 任克强 吕程

**摘要:**本文利用全国12城市的青年调查数据,检视不同学历青年的工作转换及其收入效应。研究发现,约50%的青年有过工作转换,低学历青年工作转换的概率和次数均显著高于高学历青年,工作转换是他们获得收入增长的重要途径,工作转换与收入呈正U型曲线变化。高学历青年的工作转换次数与收入不具有显著的统计关系,通用型人力资本(受教育年限)是影响其收入获得的重要因素。研究结果表明,劳动力市场分割体制下的低学历青年和高学历青年存在两种截然不同的经济地位获得模式。

**关键词:**工作转换 城市在职青年 收入获得

## 一、问题的提出

随着改革开放的深入推进,青年的职业选择呈现多元化的趋势。根据全国12城市在职青年调查数据,约50%的城市在职青年有过工作转换的经历,工作转换次数的均值为2次(风笑天、王晓焘,2013)。另有研究显示,相较于高学历青年而言,低学历青年的工作转换次数更多,职业稳定性更差(宋健、白之羽,2012)。

从宏观方面来说,青年的职业流动势必会影响到整个劳动力市场结构和社会资源的有效合理配置;从微观方面来说,职业流动对个体的职业生涯和社会经济地位会产生深远的影响。本研究将在前人研究的基础上考察工作转换与城市在职青年的收入之间的关系。具体地说,本研究关注以下问题:不同学历青年的工作转换状况是否存在显著的差异,影响不同学历青年的工作转换因素是否一致?进一步来看,不同学历青年的工作转换是否会带来同样的收入效应?

## 二、文献回顾

关于工作转换与收入之间的关系,西方学术界目前有四种经典理论,即转换者—停留者模型、人力资本理论、工作搜寻理论、工作匹配理论,其研究结论存在不一致性。转换者—停留者模型认为,基于个人的内在特征,生产率较高的工作者职业流动率较低,而生产率较低的工作者会经历频繁的工作转换,频繁的工作转换又导致生产率的进一步降低,从而降低个体的工资收入,所以工作转换与收入的关系呈现负相关(Blumen et al., 1955)。人力资本理论也对这一关系有所论述:一方面,工作者的工资取决于专用性人力资本,工作转换往往导致专用性人力资本的流失,因而导致工资的流失;另一方面,通用性人力资本也是工资的重要决定因素,工作者的通用性人力资本并不会随着工作转换而流失,并可能在工作转换后带来更高的回报率。综合研究表明,工作转换与收入具有不确定性关系(Becker, 1962; Parsons, 1972)。工作搜寻理论的核心观点在于,职业搜寻需要一定的成本,也会带来摩擦性失业风险,工作转换只发生在新的工作岗位能够带来更高工资的情况下,因此工作转换能够带来较高的工资收入(Burdett, 1978)。工作匹配理论强调工作之初劳资双方的

\* 基金项目:本文系江苏省优势学科建设工程重点项目“社会变迁中的青年问题”、教育部青年基金项目“就业质量对青年农民工社会认同的影响研究”(11YJC840047)、江苏省普通高校毕业生科研创新计划资助项目(CXZZ13\_0014)的阶段性成果。在论文写作过程中,感谢导师风笑天教授的悉心指导。当然,文责自负。

匹配信息不对称,但随着时间的推移,工作匹配效率信息逐渐暴露,优质的工作匹配将带来收入的增长,而劣质的工作匹配将导致劳动者通过工作转换寻求更高质量的工作匹配,因而劳动者的工资将随着工作转换而增加(Johnson,1978;Jovanovic,1979)。除四种经典理论之外,劳动力市场分割理论同样对这一问题进行了有力的论述,不同方向的工作转换将带来不同的效果,从次要劳动力市场向首要劳动力市场转换,工资将会随着工作转换而增长。这一结论同样适用于首要劳动力市场间的主动转换,而从首要劳动力市场向次要劳动力市场的转换则呈现相反的结果(Doeringer & Piore,1971)。

国外学者在上述理论的指导下对青年的工作转换与收入的关系进行了大量的实证探讨,研究结论亦不相同。奈特和迈加里(Light & McGarry,1998)运用美国 NLSY 数据分析了转换者—停留者模型在美国的适用性。在控制工作转换模式、个体特征及工作特征等非时变性因素后,结果发现,工作转换者获得的收入远远低于没有工作转换者。格兰德和塔林(Grand & Tahlin,2002)以瑞典 26-35 岁的青年为研究样本,分析发现内部和外部的的工作转换都会对青年的收入产生显著的影响,其中内部工作转换的影响力更强。穆纳辛格和辛格曼(Munasinghe & Sigman,2004)利用 NLSY 数据对美国 1979-2004 年的青年进行探究,结论显示,相较于较高职业流动员工,较低职业流动员工的工资水平更高,且未来工作转换的频率也会更低。玛赛拉(Marcela,2004)利用 NLSY 数据分析发现,主动工作转换与被动工作转换会产生不同的效应;主动工作转换带来工资收入会增长,而被动的的工作转换将导致工资收入下降。还有部分学者的相关研究显示,工作转换对于收入的影响不具有统计上的显著性(Gottschalk & Moffitt,1999)。

国内少量的经验研究也试图分析青年的工作转换对收入的影响,其研究结果不尽相同。陈媛媛采用珠三角 2008 年农民工数据分析发现,职业流动对青年农民工的收入不具有显著的影响(陈媛媛,2013)。谌新民和袁建海利用 2010 年东莞调研数据分析发现,工作转换频繁的青年农民工的工资水平显著低于没有转换工作的农民工(谌新民、袁建海,2012)。安申平和林鸿以在四川工作且有 10 年以内工作经验的 200 个大学毕业生为分析对象,发现工作转换次数与工资收入呈正相关(安申平、林鸿,2012)。翁杰等利用浙江省 1902 个大学生样本的数据分析得到结论:工作转换有助于提升大学毕业生的收入水平(翁杰等,2008)。吴愈晓使用 5 城市的 20-60 岁居民调查数据分析发现,高学历和低学历群体处于分割的劳动力市场中,高学历群体的职业流动对于收入变化不具有显著的影响,而对于低学历者,工作转换是获得收入增长的重要因素,转换工作次数与收入之间呈现倒 U 型的关系(吴愈晓,2011)。

综上所述,国外的理论和实证研究为本研究提供了理论框架和借鉴意义,而目前国内文献关于青年工作转换与收入的关系尚缺乏系统性的经验研究,特别是基于全国城市的较大规模的调查研究。基于已有的研究,笔者从以下三个方面进行深化:一是研究对象。已有的研究主要局限在城市的青年农民工、大学毕业生两个群体,而缺乏对所有在职青年群体的工作转换与收入效应的探讨。二是研究方法。现有文献主要从单一群体或是通过纵向比较对青年的工作转换与收入关系进行探讨,并没有提供不同学历青年的横向对比结果,因而无法了解不同学历青年的工作转换带来的收入效应。三是研究内容。以往对于职业流动的研究主要集中于职业流动本身,而对职业流动带来的劳动力市场后果缺乏系统研究。因而本研究试图从以上三个方面出发,借助大规模的社会调查数据,深入分析处于社会转型时期不同学历青年的工作转换状况及其工作转换带来的收入效应。

### 三、研究假设

国内大量的经验研究表明,劳动力市场被户籍、单位所有制等分割为不同的部门(蔡昉等,2001;王甫勤,2010),同时,当前高等教育文凭成为劳动市场的重要分割线,是否拥有高等教育文凭(大专以上)成为劳动者能否进入首要劳动力市场的重要标准(吴愈晓,2011)。本研究借鉴吴愈晓对劳动力市场部门的划分,将大专及以上的高学历青年归属于首要劳动力市场,高中及以下的低学

历青年归属于次要劳动力市场。根据二元劳动力市场的分割理论,首要劳动力市场具有严格的内部制度,采用严格的管理制度和程序来对劳动力进行配置与管理,具有较大的向上流动的机会,收入较高、福利较好、雇佣关系相对比较稳定;而在次要劳动力市场,工资机制由劳动力竞争市场的供求状况决定,工作易受到外部因素的影响,晋升机会较少,福利待遇较差,工作满意度低,经常在低端的工作岗位上随机变化(Doeringer & Piore, 1971)。在此基础上,本研究设立以下两个假设:

假设 1:低学历在职青年比高学历在职青年发生工作转换的概率更高。

假设 2:低学历在职青年比高学历在职青年工作转换次数更多。

人力资本理论认为,工作转换是为了寻求人力资本的回报。受教育程度高者其通用型人力资本较高,具备较高生产率,在首要的劳动力市场更容易得到职业晋升的机会,通用型人力资本的回报率较高。而在次要的劳动力市场,低学历青年由于缺乏人力资本和专用型人力资本,人力资本的回报率相对较低,主要通过工作搜寻以寻求更高的工资回报(张建武、费铃耘, 2012)。在此基础上,设立研究假设 3:

假设 3:低学历青年转换工作的收入效应要大于高学历青年。

若假设 3 成立,那么工作转换次数将与低学历在职青年的工作收入呈现正相关。然而根据职业生涯周期理论,青年的职业生涯分为社会闯荡期、职业磨合期、事业起步期,在社会闯荡期主要是低学历青年(初中毕业生、中等教育毕业生、外来流动人口)进入劳动力市场,这期间低学历青年的工作转换并非完全是依赖经济理性做出的决策,而夹杂着许多非经济因素,因而这段时间的工作转换可能不会带来收入增长,甚至有可能呈现下降的趋势(廖根深, 2010)。到了职业磨合期和事业起步期,伴随着“成家立业”的迫近,青年的职业可能更趋稳定,这期间的工作转换可能会更多地考虑经济收入因素,同时,根据工作搜寻理论,劳动者在劳动市场中的搜寻经验愈加丰富,搜寻经验的积累能够帮助劳动者找到更高收入的工作机会(黄乾, 2010)。另外,根据吴愈晓(2011)的研究,对于高学历者,职业流动对于收入获得没有任何作用,人力资本是影响他们收入分层的重要因素。虽然吴愈晓的研究是基于整个就业年龄段(20-60岁)而言,但对同处于首要劳动力市场的高学历青年同样具有适用性。基于上述论述,设立假设 4、5:

假设 4:低学历青年的工作转换次数对收入回报具有显著的效应,但这种效应不是线性变化的,而是呈现正 U 型变化趋势。

假设 5:高学历青年的工作转换次数对收入回报不具有显著的效应。

## 四、数据与变量选择

### (一)数据来源

本研究所使用的数据来自于 2007 年南京大学社会学系风笑天教授主持的“青年发展状况调查”,该调查在上海、北京、重庆、南京、长春、兰州、厦门、新乡、桂林、金华、鄂州、安顺等 12 个城市展开,调查对象为 1976 年及以后出生的城市在职青年,每个样本城市中采用统一的分层定比抽样方法抽取 200 名各个行业的在职青年。通过自填问卷的方式收集数据资料,最终获取 2357 份有效问卷。有关抽样方法与过程、样本特征可以参见风笑天的相关论文(风笑天, 2006a, 2009)。本研究采用 STATA11.0 和 SPSS18.0 对数据进行统计分析。

### (二)变量选择

#### 1. 因变量

本研究的因变量为“个人月收入”,在收入测量上采取“区间法”和“填空法”(风笑天, 2006b),本研究并不过多关注测量方法,直接将变量作为定距变量使用。数据分析发现,个人月收入呈现偏态分布,因而在建立模型时,将个人月收入做对数处理,以个人月收入的对数为因变量纳入分析模型,分析时采用最小二乘法(OLS)进行估计。

## 2. 自变量

本研究的核心自变量为工作转换。工作转换的本质特征在于青年离开了原来的工作,转到其他的工作(风笑天、王晓焘,2013)。数据收集中询问城市在职青年“这是你的第几份工作”,数据分析时将这一信息转换为两个重要变量,即是否转换工作和工作转换次数。是否转换工作为二分变量,具体分析采用二元 logistic 回归,而工作转换次数为计数变量,以负二项回归(negative binomial regression)进行估计。自变量还包括受教育年限,以文化程度来计算教育年限:初中=9,高中(中专、技校、职高)=12,大专=15,本科=16,研究生及以上=19(王晓焘,2011),将文化程度为初中、高中者归类为低学历青年,大专、本科、研究生及以上归类为高学历青年。

## 3. 控制变量

包括性别、地区变量、工作年限、职业状态、城乡、行业变量。地区变量包括直辖市、省会城市、大城市、中小城市,以直辖市为参照组。城乡采用 18 岁之前主要生活在城市还是在农村,以农村为参照组。职业状态采用正式工和临时工来测量,其中以临时工为参照组。行业变量分为垄断行业和非垄断行业(郝大海、李路路,2006),性别、工作年限采用直接测量法(见表 1)。

表 1 变量描述统计表

变量	均值	标准差	最小值	最大值
月收入(对数)	7.2739	.5831	6.1092	8.5172
是否转换工作(否=0)	.4862	.4999	0	1
转换工作次数	1.9885	1.3988	1	8
转换工作次数的平方	5.9092	10.0381	1	64
教育年限	14.2061	2.2913	9	19
高学历(低学历=0)	.6588	.4742	0	1
工作年限	4.2166	3.4039	0	15
工作年限的平方	29.3606	38.5842	0	225
性别(女=0)	.4838	.4998	0	1
城乡(农村=0)	.7903	.4071	0	1
省会城市(直辖市=0)	.2503	.4332	0	1
大城市(直辖市=0)	.2515	.4340	0	1
中小城市(直辖市=0)	.2503	.4332	0	1
垄断行业(非垄断行业=0)	.3640	.4812	0	1

## 五、结果与分析

描述统计结果表明,在 2334 个有效样本中,48.63% 的城市在职青年至少有过 1 次工作转换,有过工作转换的次数最小值为 1 次,最大值为 8 次,工作转换的平均值为 1.98,约 2 次,此结果与其他学者的研究结果一致(宋健、白之羽,2012),这表明青年工作转换现象日益普遍。那么究竟是什么因素导致青年在转换工作?影响工作转换次数的因素是什么?低学历青年和高学历青年是否存在共同的作用因素?不同学历青年的工作转换是否带来同样的收入效应?本研究以是否转换工作、工作转换次数、个人月收入对数为因变量,分别建立二元 logistic 回归模型、负二项回归模型、OLS 回归模型。分析结果如下:

### (一)城市在职青年是否转换工作的影响因素

模型 1 结果(见表 2)显示,在控制其他变量的情况下,高学历青年的回归系数值为 -0.892,且

通过了显著性检验,表明高学历青年发生工作转换的概率比低学历青年低 59.02%,假设 1 得到证实,这一点与吴愈晓(2011)的研究结果不一致。其他变量与以往的研究结果一致。工作年限与是否转换工作呈倒 U 型曲线变化,表明随着工作年限的增加,转换工作的概率逐渐上升,但到了一定工作年限之后,转换工作的概率下降。模型 1 显示,临时工发生工作转换的概率比正式工要高 63.98%;在地区方面,省会城市、大城市、中小城市的回归系数均为负,表明直辖市的在职青年发生工作转换的概率显著高于省会城市、大城市、中小城市的同类青年。在控制其他变量的情况下,垄断行业的在职青年发生工作转换的概率显著低于非垄断行业。城乡和性别变量不具有显著效应,城乡和性别之间发生工作转换的概率不具有显著的差异。

比较模型 2 和模型 3(见表 2)的结果发现,低学历青年和高学历青年工作转换的因素基本保持一致,但也存在一些差别。性别对于低学历青年的工作转换不具有显著的影响,但高学历青年模型中性别系数具有统计显著性,高学历青年男性发生工作转换的概率比高学历青年女性要高出 24.98%,高学历青年女性的工作更趋于稳定。受教育年限对两个群体的工作转换也存在差异性。在高学历青年内部,受教育年限每增加 1 年,其工作转换发生的概率降低 28.82%,表明具有研究生以上学历的青年工作更具有稳定性;然而在低学历青年内部,受教育年限与工作转换概率不存在显著的差别。

表 2 估计是否转换工作的 logistic 回归模型

	模型 1 所有样本	模型 2 低学历青年	模型 3 高学历青年
性别(女=0)	.0649 (.0957)	-.277 (.172)	.223* (.119)
工作年限	.441*** (.0440)	.389*** (.0734)	.483*** (.0590)
工作年限的平方	-.0289*** (.00383)	-.0242*** (.006)	-.0349*** (.00545)
职业状态(临时工=0)	-1.019*** (.106)	-.519*** (.177)	-1.250*** (.138)
省会城市(直辖市=0)	-.929*** (.136)	-1.515*** (.274)	-.714*** (.162)
大城市(直辖市=0)	-.566*** (.135)	-1.201*** (.262)	-.382** (.163)
中小城市(直辖市=0)	-.652*** (.136)	-.631** (.267)	-.786*** (.170)
垄断行业(非垄断行业=0)	-.671*** (.102)	-1.020*** (.216)	-.486*** (.120)
城乡(农村=0)	.0324 (.119)	.147 (.202)	-.0665 (.153)
高学历(低学历=0)	-.892*** (.107)		
受教育年限		.0112 (.0704)	-.340*** (.0893)
常数	.933*** (.188)	1.045 (.837)	5.373*** (1.415)
样本量	2261	759	1502
Pseudo R <sup>2</sup>	.1566	.1115	.1213
Log Lik	-1321	-416.6	-875.2
LR chi <sup>2</sup>	490.37***	104.54***	241.71***

注:(1)\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。(2)括号外的数字为系数,括号里的数字为标准误。

## (二) 在职青年工作转换次数的影响因素

上面估算了不同学历在职青年是否转换工作的影响因素,那么有过工作转换经历的青年其转换次数是否存在差异?模型 4(见表 3)结果表明,在控制其他因素的情况下,高学历青年的回归系数为负数,且具有统计显著性,表明有过工作转换的高学历青年的工作转换次数显著低于低学历在职青年,高学历青年的工作转换次数比低学历青年低 17%左右,这一研究结果与研究假设一致,但与吴愈晓(2011)的研究结果不一致。在其他因素上,工作年限与工作转换次数呈倒 U 型,随着工作年限的增加,工作转换次数会比较频繁,但工作年限增加到一定程度时,工作转换次数会逐渐下降。正式工比临时工转换工作的次数约低 9%。模型 4 表明,省会城市的回归系数为负数,表明直

辖市的在职青年转换工作的次数明显高于省会城市；而直辖市与中小城市、大城市之间不存在显著的差异。垄断行业的在职青年预期转换工作的次数比非垄断行业的青年低 12% 左右。城乡青年的工作转换次数没有显著的差异。

表 3 估计转换工作次数的负二项回归模型(有工作转换经历的样本)

	模型 4 所有样本	模型 5 低学历青年	模型 6 高学历青年
性别(女=0)	.0580 (.0437)	.0541 (.0601)	.0844 (.0653)
工作年限	.0704 *** (.0211)	.0495 * (.0277)	.0964 *** (.0352)
工作年限的平方	-.00274 * (.00165)	-.00180 (.00206)	-.00416 (.00296)
职业状态(临时工=0)	-.0913 ** (.0445)	-.0450 (.0604)	-.119 * (.0676)
省会城市(直辖市=0)	-.153 ** (.0644)	-.171 * (.0939)	-.146 (.0900)
大城市(直辖市=0)	-.0745 (.0593)	-.141 * (.0844)	-.0348 (.0849)
中小城市(直辖市=0)	-.0314 (.0579)	-.104 (.0759)	.0393 (.0924)
垄断行业(非垄断行业=0)	-.121 ** (.0534)	-.191 ** (.0929)	-.0721 (.0672)
城乡(农村=0)	.0352 (.0517)	.0583 (.0699)	.0371 (.0825)
高学历(低学历=0)	-.173 *** (.0470)		
受教育年限		-.0628 *** (.0235)	-.0645 (.0519)
常数	.585 *** (.0889)	1.382 *** (.277)	1.289 (.811)
样本量	1093	525	568
Log Lik	-1714	-881.1	-825.8
LR chi <sup>2</sup>	83.35 ***	28.70 ***	37.61 ***
Pseudo R <sup>2</sup>	.0241	.0160	.0223
lnalpha	-23.46	-15.39	-46.62

注:(1) \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01。(2)括号外的数字为系数,括号里的数字为标准误。

再来看看上述解释变量在低学历和高学历青年劳动者群体之间是否存在显著差异。比较模型 5 和模型 6 会发现,大多解释变量在两个群体之间存在较大的差异。性别、工作年限、城乡变量在两个群体之间不具有显著差异,其他变量均存在显著的差异。具体来看,正式工比临时工换工作的次数更低,这个只适用于高学历青年;而职业状态对低学历青年的工作转换次数没有显著的影响,表明低学历青年劳动者群体的工作稳定性都比较差。就地域而言,直辖市低学历在职青年的工作转换次数显著多于省会城市、大城市青年;而高学历青年劳动者群体的工作转换次数不存在地域差异。在行业方面,行业只对低学历群体产生显著效应,而对高学历群体的影响不具有显著性,在垄断行业工作的低学历青年比非垄断行业的工作转换次数要低约 19%;对于低学历群体而言,进入垄断行业具有一定的门槛效应,因而一旦进入到垄断行业,其流动性较低,而高学历群体其通用型人力资本较高,比较容易实现不同部门之间的流动,因而可能在不同部门之间的工作转换次数不具有显著的差异。模型 5 和模型 6 受教育年限的回归系数显示,受教育年限对于工作转换次数的影响在两个群体之间存在较大的差别,低学历群体的受教育年限每增加 1 年,其工作转换的次数预期下降约 6%,表明在低学历群体内部,初中毕业生由于缺乏自身的技能,工作方向具有盲目性,而高中(包括中职、职高、技校)毕业生由于具备一定的职业技能,工作目标更加明确,职业的匹配度比初中毕业生更高,因而转换工作的次数相对较少;而高学历群体内部的受教育年限对于职业流动次数不具有显著影响。

### (三)工作转换带来的收入效应

表 4 给出了是否工作转换和工作转换次数影响收入的估计结果。模型 7 和模型 8 的结果显

示,无论是低学历青年还是高学历青年,是否转换工作对收入均具有显著的负向影响,并没有出现低学历青年是否转换工作的收入效应大于高学历青年的现象,与预期假设不符,假设 3 未被证实。低学历青年的转换工作者比未转换工作者的收入低约 0.1 个对数收入单位,高学历青年的转换工作者比未转换工作者的收入低 0.05 个对数收入单位,这也说明,转换者—停留者模型对低学历和高学历青年都具有适用性。未转换工作者积累的企业专用型人力资本较多,有助于提高劳动者的收入水平。工作年限与收入水平呈倒 U 型,伴随着工作年限的增长,劳动者的收入水平呈上升的趋势,并一直保持上升趋势,当到达一定程度时,工资水平的增长幅度是有限的。专用型人力资本对低学历和高学历群体的收入影响具有同样的效应,而通用型人力资本则表现出不同的效果。对于低学历而言,受教育年限的回归系数不具有显著性,而高学历青年的受教育年限每增长 1 年,其收入要高 0.212 个收入对数单位,表明高学历青年的通用型人力资本的回报率比较高。

表 4 估计收入影响因素的 OLS 回归模型

	模型 7 (低学历青年)是否转换工作	模型 8 (高学历青年)是否转换工作	模型 9 (低学历青年)工作转换次数	模型 10 (高学历青年)工作转换次数
是否转换工作(否=0)	-.109*** (.0386)	-.0502* (.0267)		
工作转换次数			-.0779* (.0462)	-.00940 (.0551)
工作转换次数的平方			.0119* (.00627)	-.00744 (.00796)
性别(女=0)	.142*** (.0340)	.0631*** (.0244)	.136*** (.0403)	.102** (.0416)
工作年限	.0757*** (.0150)	.0797*** (.0116)	.0904*** (.0182)	.0906*** (.0223)
工作年限的平方	-.00388***(.001)	-.00580***(.001)	-.00503***(.002)	-.00585***(.0019)
职业状态(临时工=0)	.103*** (.0346)	.381*** (.0294)	.0368 (.0402)	.348*** (.0440)
省会城市(直辖市=0)	-.349*** (.0520)	-.446*** (.0335)	-.367*** (.0619)	-.508*** (.0562)
大城市(直辖市=0)	-.399*** (.0489)	-.450*** (.0344)	-.396*** (.0565)	-.417*** (.0549)
中小城市(直辖市=0)	-.400*** (.0472)	-.409*** (.0351)	-.412*** (.0518)	-.449*** (.0605)
垄断行业(非垄断行业=0)	.158*** (.0451)	.00200 (.0247)	.0841 (.0581)	-.0567 (.0428)
城乡(农村=0)	.0466 (.0394)	-.0475 (.0315)	.0233 (.0466)	-.0252 (.0523)
受教育年限	.00625 (.0140)	.212*** (.0174)	.0217 (.0164)	.254*** (.0315)
常数	6.899*** (.167)	3.983*** (.278)	6.739*** (.205)	3.306*** (.501)
样本量	755	1497	523	565
R <sup>2</sup>	.241	.342	.251	.387
F	21.41***	70.31***	14.26***	29.08***

注:(1)\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01。(2)括号外的数字为系数,括号里的数字为标准误。

再来看工作转换次数对低学历和高学历青年劳动者群体收入的影响。模型 9 和模型 10 显示,对于低学历青年而言,工作转换次数和工作转换次数平方对他们的收入具有显著效应,与预设结果一致,假设 4 得到证实。低学历青年的工作转换次数与收入呈正 U 型,低学历青年初次进入到劳动力市场难以快速找到体面和舒适的工作,所以流动次数相对较多,而且在职业流动初期,职业流动夹杂着其他非经济因素,更有可能为了寻求发展空间大、体面、舒适的工作而放弃更高收入的工作,但伴随流动次数的增多,工作目标定位更加清晰,工作的收入诉求会逐渐增多,随着搜寻工作经验日趋丰富,低学历青年的工作转换能够带来收入的增长。对于高学历青年而言,工作转换无论是一次项和二次项对收入的影响均不具有显著的效应,假设 5 得到证实,这一结果与吴愈晓(2011)的研究结果一致。人力资本因素中,受教育年限对于低学历青年收入的影响不显著,而对高学历青年的收入具有统计显著性,高学历青年的受教育年限每增加 1 年,其收入增加 0.254 个对数单位,与低

学历青年形成显著对比;而低学历青年的受教育年限的回归系数仅为 0.0217,且不显著,表明通用型人力资本是影响高学历在职青年收入的重要因素。除工作状态之外,其他变量对两个群体收入的影响基本一致,高学历青年的正式工比非正式工的收入要高 0.348 个收入对数单位,工作状态对低学历群体的收入不具有显著效应。

## 六、结论与讨论

第一,低学历青年和高学历青年是否发生工作转换的概率和工作转换次数存在显著差异,低学历青年更有可能发生工作转换,而且工作转换次数显著高于高学历青年。这一研究结果与劳动力市场分割假设保持一致性,与吴愈晓(2011)的研究呈现出相反的结果。吴愈晓认为两个群体不存在显著的差异,其原因在于转型时期劳动市场的特点:经济体制转型导致高端劳动力市场中较高的职业流动率,而低端劳动力市场中劳动力的增加抑制了职业流动(吴愈晓,2011)。吴的这个结论对于整个成年人群体而言是可能成立的,但对于本研究所涉及的青年来说并不适用。基于职业生涯历程而言,青年群体进入本世纪劳动力市场经济体制转型已初步完成,青年群体并未因经济体制改革而出现“下海、下岗”现象。高学历群体经历了从国家统包统分到双向选择、自主择业的就业制度转型,在转型过程中,部分高校开始倡导先就业后择业的价值理念,部分高学历青年的初职的工作匹配度不高,在工作初期,他们在初级劳动力市场更多是为了谋求自身的职业发展而进行职业流动,但职业流动相对不会那么频繁。而低学历青年初次进入次要劳动力市场,初职的工作待遇、福利、环境与青年的理想工作均存在较大的差距,他们会通过频繁的工作转换来搜寻自己的理想工作,但由于自身缺乏通用型人力资本和专业型人力资本,就业自主选择空间小,工作转换陷入同阶层的流动,流动相对较为频繁。

第二,转换工作对低学历和高学历群体的收入所具有的效应不同。本研究发现,对于低学历群体而言,消极效应明显,低学历转换工作者比未转换工作者的收入要低 0.109 个收入对数单位;对于高学历青年而言,消极效应并不明显,高学历转换工作者比未转换工作者的收入仅低 0.052 个收入对数单位。这一研究发现表明,工作转换者—停留者理论模型分析框架对我国所有在职青年的工作转换均具有适用性,工作转换不利于专用型人力资本的积累,特别是通用型人力资本对于低学历青年(受教育年限的回归系数不具有显著性)失灵,因而对于低学历青年而言,需要加强自身的职业生涯规划,减少频繁的平移流动,同时,企业、社会、政府应加强培训,提高低学历青年的专用型人力资本存量,增强低学历青年的市场竞争力。

第三,工作转换次数对两个群体的收入效应的影响存在显著的差异性。本研究发现,高学历群体的工作转换次数(一次项和二次项)与收入均不具有显著的效应;低学历群体的工作转换次数与收入呈正 U 型模式,低学历群体初始的工作转换并不一定会带来收入增长,但随着工作就业经历的增长,其后的工作转换可能有助于工资的提高。这与吴愈晓(2011)的研究呈现截然相反的结果。笔者认为,随着经济的发展,低学历青年的就业不再像上一代那样单纯追求糊口养家,而在其工作中开始强调自我价值与收入的相互耦合,对职业前景、工作环境、福利待遇均有较高的要求。低学历青年初次进入劳动力市场时往往选择从事低端的职业,频繁转换工作,甚至降低收入追求自身的发展;但随着低学历青年工作年限的增长和自身的职业技能逐渐积累,经过职业发展的迷茫期之后,他们职业发展后期的收入呈现增长的趋势。诚然,在这里我们只是根据回归模型做出预测,并没有考虑工作转换次数的三次项,也可能低学历青年的工作转换次数与收入的关系错综复杂,可能先呈现正 U 型变化,然后呈现倒 U 型变化,后期适当的工作转换会带来收入增长,但过于频繁的转换工作可能会损害工资的收入增长。这些都需要笔者后期更加深入的数据挖掘。

第四,总的的数据结果表明,与所有成年群体一样,低学历和高学历青年处于分割的劳动力市场中。在首要劳动力市场和次要劳动力市场中存在着两种截然不同的经济地位获得路径和人力资本回报状况。低学历青年难以进入首要劳动力市场,在次要劳动力市场总体收入较低。通用型人力

资本对低学历群体存在失灵现象,他们通常采取特殊的方式和特殊的路径,即工作转换来获取更高的经济收入地位,但这种收入的增长不是直线的,而是曲折的,会呈现先下降后上升的趋势。高学历青年主要依靠通用型人力资本(受教育年限)来获得收入的增加,高学历青年的教育资本帮助他们进入首要劳动力市场,按照严格的内部劳动力市场控制来获得收入地位的增长,较少通过不停的工作转换来获取收入的增长,人力资本回报率较高。

### 参考文献:

- 安申平、林鸿,2012,《就业稳定性与大学毕业生就业收入相关关系研究》,《经济研究导刊》第9期。
- 蔡昉、都阳、王美艳,2001,《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》第12期。
- 陈媛媛,2013,《工作转换对农民工收入的影响——基于珠三角两代农民工的调查》,《南方经济》第3期。
- 谌新民、袁建海,2012,《新生代农民工就业稳定性的工资效应研究——以东莞市为例》,《华南师范大学学报(社会科学版)》第5期。
- 风笑天,2006a,《第一代独生子女婚后居住方式:一项12城市的调查分析》,《人口研究》第6期。
- ,2006b,《社会调查中不同收入测量方法的特点及其应用》,《社会科学研究》第3期。
- ,2009,《独生子女父母的空巢期:何时开始?会有多长?》,《社会科学》第1期。
- 风笑天、王晓焘,2013,《城市在职青年的工作转换现状、特征及其影响因素分析》,《社会科学》第1期。
- 郝大海、李路路,2006,《区域差异改革中的国家垄断与收入不平等:基于2003年全国综合社会调查资料》,《中国社会科学》第2期。
- 黄乾,2010,《工作转换对城市农民工收入增长的影响》,《中国农村经济》第9期。
- 廖根深,2010,《当代青年职业流动周期的研究——兼论当代中国青年职业发展的三个阶段》,《中国青年研究》第1期。
- 宋健、白之羽,2012,《城市青年的职业稳定性及其影响因素——基于职业生涯发展阶段理论的实证研究》,《人口研究》第6期。
- 王甫勤,2010,《人力资本、劳动力市场分割与收入分配》,《社会》第1期。
- 王晓焘,2011,《城市在职青年的教育回报基于性别与独生子女身份的分析》,《社会》第4期。
- 翁杰、周必彧、韩翼祥,2008,《中国大学毕业生就业稳定性的变迁——基于浙江省的实证研究》,《中国人口科学》第2期。
- 吴愈晓,2011,《劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式》,《中国社会科学》第1期。
- 张建功、费铃耘,2012,《工作转换对劳动力收入影响研究综述》,《劳动保障世界》第10期。
- Becker, G. S. 1962, "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*. Vol. 70.
- Blumen, Isadore., M. Kogan & P. J. McCarthy 1995, "The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process", *Cornell Studies in Industrial and Labor Relations*. Vol. 6.
- Burdett, K. 1978, "A Theory of Employee Search and Quits", *American Economic Review*. Vol. 68.
- Doeringer, P. B. & M. J. Piore 1971, *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Lexington, Massachusetts: Health.
- Gottschalk, P. & R. Moffitt 1999, "The Growth of Earnings Instability in the US Labor Market", *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2.
- Grand, C., M. Tahlin 2002, "Job Mobility and Earnings Growth", *European Sociological Review*. Vol. 18.
- Johnson, W. R. 1978, "A Theory of Job Shopping", *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 92.
- Jovanovic, B. 1979, "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, Vol. 87.
- Light, A. & K. McGarry 1998, "Job Change Patterns and the Wages of Young Men", *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 80.
- Munasinghe, L. & K. Sigman 2004, "A Hobo Syndrome? Mobility, Wages and Job Turnover", *Labor Economics*. Vol. 10.
- Parsons, D. O. 1972, "Specific Human Capital: an Application to Quit Rates and Layoff Rates", *Journal of Political Economy*. Vol. 80.
- Perticara, Marcela, C. 2004, "Wage Mobility Through Job Mobility", *Ilades - Georgetown university papers*. Vol. 141.

作者单位:南京大学社会学院  
责任编辑:赵联飞