

户籍歧视还是人力资本差异?

——对城城与乡城流动人口收入差距的布朗分解

陈传波¹, 阎 竣²

(1.中国人民大学 农业与农村发展学院, 北京 100872;

2.首都经济贸易大学 会计学院, 北京 100070)



摘要 运用 2012 年流动人口动态监测数据, 采用 Brown 分解方法研究了城城和乡城两类跨县流动人口的收入差异。结果发现: 教育等人力资本因素可以解释两者之间大部分就业机会和收入差异; 户籍歧视可能是由户口所在地(即本地与外地)的差异, 而非城乡户口性质差异导致的。仅靠取消城乡户籍差别难以提高乡城流动人口的收入, 也难以让他们沉淀下来。

关键词 收入差距; 流动人口; 户籍; Brown 分解

中图分类号: F 328 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2015)05-0009-08

DOI 编码 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2015.05.002

2010—2013 年各年的流动人口动态监测均表明, 乡城流动人口(农业户籍)的收入显著低于城城流动人口(非农业户籍)。这种差距究竟是如何形成的呢? 是否可以通过农转非等户籍改革来缩小差距呢?

通常, 劳动者的人力资本禀赋和其他一些个人特征会对其工作获取和报酬水平产生决定性影响。仅由于劳动者归属于特殊的群体, 这些常规因素不能解释差距部分才可能是歧视作用的结果^[1]。大量研究表明, 乡城流动人口在劳动力市场上面临着户籍歧视, 如邓曲恒运用 2002 年住户调查数据(CHIP), 对城镇居民与暂住人口的工资收入差距进行分解, 发现城镇居民和流动人口收入差距的 60% 应归结于歧视^[2]。但这些研究中的绝大多数并未细分户口的两种不同属性, 而是将乡城流动人口与本地城镇职工进行比较。由于乡城流动人口与本地城镇职工之间的户籍差距是双重的, 既存在着农业与非农业户籍性质之别(城乡差距), 也存在着本地与外地户籍所在地之差(地域差距), 如何厘清收入差距中城乡与地域的作用是需要进一步探讨的问题。

事实上, 具有明显歧视性的岗位壁垒主要是基于户籍的地域属性而非城乡属性来区隔的。如

1994 年劳动部规定用人单位若招用外省劳动力, 需经劳动部门核实确为当地无法招用到工人的工种、行业^[3]。许多地方政府出于本地就业保护等因素的考虑, 会优先甚至仅仅雇佣本地居民, 或者通过向企业提供补贴的方式促进本地居民就业^[4]。和农民工一样, 外来的非农户籍劳动力并不具备本地户籍, 往往也难以享受当地的保护和优惠政策, 但他们的平均收入甚至比本地劳动力还高^[5-6]。而这种收入差距在多大程度上是源自于城乡户口性质的作用呢?

本文采用不包含本地户籍人口的跨县流动人口样本, 将户籍中的地域因素排除在外, 试图厘清城乡户籍性质对流动人口收入差距的净影响。这种区分具有重要的政策含义: 在新型城镇化战略下, 各地均在积极推进农民工市民化, 但是这种推进仍以本地农民的市民化或者农转非为主, 跨省甚至跨县流动人口的市民化推进依旧缓慢。如果导致收入差距的主要原因源自于城乡户籍性质的差距, 则现有政策将有利于缩小收入差距; 但如果主要是因为户口所在地的差距, 则意味着, 若打破本地与外地户口的实质性差距, 让农民工在务工经商所在地落户定居, 仅仅依靠农转非或者让他们到家乡附近的中小城镇

收稿日期: 2015-06-01

基金项目: 国家自然科学基金项目“农民工的住房保障、在外居住抉择与家乡住房投资行为研究”(71373271); 中国人民大学科学研究基金项目“农民工市民化研究”。

作者简介: 陈传波(1975-), 男, 副教授, 博士; 研究方向: 农村发展。E-mail: chris@ruc.edu.cn

落户,可能并不能提高他们的收入,也难以让他们沉淀下来。如果本地缺少足够的就业机会,即使他们的户口改变了,也仍然需要外出务工。

基于已有文献支撑,本文在如下几个方面尝试改进:其一,数据来源得到了更新。已有研究所采用的多为 2005 年之前的数据,本文则是 2012 年的数据,从而极大增强了对当前现实问题的解读能力。其二,大多数研究并未细致区分收入差距的城乡户籍因素和地域因素,且方法选择局限于回归分析而未进行分解,本文则很好地规避了上述问题。其三,本文基于每个细分行业、职业和部门进行了分解研究,与以往研究相比,是一个相对细致、全面的 Brown 分解尝试。

一、研究设计

1. 分析框架

如图 1 所示,影响乡城和城城流动人口收入差距的原因可分为户籍差距和人力资本差距两大类。而人力资本差距和户籍差距均可能通过影响不同群体进入特定岗位(或部门、职业、行业)的机会和在同一岗位的报酬水平的方式影响到其收入。

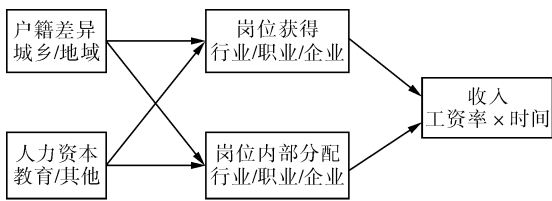


图 1 研究框架

一方面,户籍歧视可能导致乡城流动人口更难以进入特定岗位;另一方面,也可能由于各岗位对人力资本要求不同,导致人力资本平均水平较低的乡城流动人口和人力资本水平相对较高的城城流动人口聚集于不同岗位。如果乡城流动人口聚集于收入较低的岗位,他们的平均收入就会低于聚集于高收入岗位中的城城流动人口。

同理,对于在同一岗位的乡城和城城流动人口而言,城乡户籍歧视和人力资本差距也均有可能引发收入差距。如果两个拥有相同人力资源禀赋的流动人口处在同一工作岗位,但仅仅因为其户籍的差异而获取不同的收入水平,就会产生“同工不同酬”的问题;反之,假如他们在同一岗位,但由于人力资本差距不同而导致的收入差距则不能简单地归结于户籍歧视,而应属于人力资本差距范畴。

2. Brown 分解

体现上述分析思路的 Brown 分解^[7-8]是一种较为成熟的分析方法。首先,它将两类群体的收入差距分解为岗位内差距和岗位间差距;在此基础上,又分别将岗位内和岗位间的差距分解为可解释部分和不可解释部分。其公式为:

$$\bar{w}^u - \bar{w}^r = \sum_j p_j^r (\bar{x}_j^u - \bar{x}_j^r) \gamma b_j^u + \sum_j p_j^r \bar{x}_j^r (b_j^u - b_j^r) + \sum_j \bar{w}_j^u (p_j^u - \hat{p}_j^u) + \sum_j \bar{w}_j^r (\hat{p}_j^r - p_j^r) \quad (1)$$

式(1)中,上标 r 和 u 分别指乡城劳动力和城城劳动力; \bar{w} 为月收入或小时工资对数加权平均值; \bar{x} 为各种就业岗位的两组劳动力个人禀赋的均值向量(如教育、工作年限、性别等); b 为对各种就业岗位的两组劳动力分别估计工资方程后的系数向量; P 为两组劳动力在各种就业岗位的实际分布概率; \hat{P} 为假定乡城劳动力有着与城城劳动力同样的就业岗位分布,按其人力资本所能获得的不同岗位类型的预测分布概率。

公式的第一项是由城城劳动力和乡城劳动力之间存在禀赋差距而导致的岗位内部工资差距;第二项是由一些不可解释的因素使两类劳动力之间存在的岗位内部工资差距;第三项是由于两类劳动力存在禀赋差距,导致岗位获得上存在差距,并进而带来的工资差距;第四项是由于一些不可解释的因素,使得两类劳动力在岗位获得上存在差距,并进而带来两者的工资差距。

在进行分解之前,需要先利用如下的 Multinomial logit 模型对两类劳动力的就业岗位获得进行估计:

$$p_{ij} = \text{prob}(y_i = \text{employ}_j) = \frac{e^{x_i^j \beta_j}}{\sum_{k=1}^J e^{x_i^k \beta_k}} \quad i=1, \dots, N; j=1, \dots, J \quad (2)$$

式(2)中, N 为样本规模, J 为就业岗位分类数, x 为一组影响获得何种就业岗位的变量。在估计时,需要将一个就业岗位作为参照组,其系数标准化为零。自变量的估计系数为正,意味着相对于作为参照组的就业岗位来说,该变量对处于此种就业岗位的相对概率为正的影响;自变量系数为负,意味着相反的情形。

3. 数据来源

本文数据来源于 2012 年“流动人口动态监测调查”(以下简称“监测调查”)。监测调查由国家人口和计划生育委员会(现为卫计委)流动人口服务管理

司负责组织协调,中国人口与发展研究中心负责具体方案的制定与执行,由各省(市、区)人口计生委负责指导各地进行调查人员培训、数据录入与质量审核。

该调查是具有全国代表性的流动人口抽样调查。采取分层次、多阶段、与规模成比例的PPS随机抽样原则,在31个省(市、区)和新疆生产建设兵团的106个城市的4 912个居委会(村)抽取样本点,调查对象均为在流入地居住一个月以上,非本区(县、市)户口的15~59周岁流动人口。

2012年原始样本共158 556人。为了便于和以往研究结果进行对比,删除了样本中的雇主(14 169人,占8.9%)和家庭帮工(1 544人,占1.0%)这两类样本,仅分析受雇和自营劳动者这两种情形。

度量收入的指标有多种,大多数研究采用小时工资,该数据是由原始数据中的月收入除以每月工作小时数得到。有25 697个样本没有报告非零收入或工作时间,只能删除。此外还有214个样本报告的户口为“其他”,也删除。这样,用于最终分析的样本合计116 932个。

二、收入差距与人力资本差距

由于不同劳动力之间的户籍身份差距主要表现在其就业单位的所有制性质和所担任的职务两个方面,固按照这些特征对岗位进行划分。自营劳动者没有单位,单独作为一类。受雇劳动者则按照就业单位和职位进行交叉划分。其中就业单位可分为公有制单位和非公有制单位,前者包括机关、事业单位,国有企业及国有控股企业和集体企业等3类,后者包括各类外资企业、私营企业、个体工商户和土地承包者等。职业则分为两大类,即“白领”和“蓝领”,前者包括国家机关、党群组织、企事业单位负责人,专业技术人员,公务员、办事人员和有关人员,后者包括各类商业、服务业人员、生产、运输设备操作人员及有关人员等。交叉划分可得到5种岗位类型,即自营业者、公有制单位白领、公有制单位蓝领、非公有制单位白领和非公有制单位蓝领。依据上述分类,表1呈现了城城与乡城两类流动人口的月收入和小时收入。

表1 城城与乡城流动人口的月收入和小时收入

类型	小时收入			月收入		
	城城/元	乡城/元	差距/%	城城/元	乡城/元	差距/%
自营者	21.23	13.79	54.00	3 965.09	3 281.97	20.81
公有白领	22.74	17.76	28.01	3 731.50	3 212.45	16.16
非公有白领	27.78	16.01	73.47	4 634.46	3 118.64	48.61
公有蓝领	16.88	13.68	23.39	2 893.73	2 545.36	13.69
非公有蓝领	15.56	11.95	30.19	2 925.54	2 463.12	18.77
合计	19.62	12.98	51.13	3 507.85	2 800.18	25.27

城城和乡城两类流动人口的收入差距明显。总体来看,城城流动人口的小时收入比乡城流动人口要高51%,其中非公有单位的白领高73%,自营者高54%,非公有单位的蓝领高30%,公有单位白领高28%。此外,城城流动人口月收入只比乡城流动人口高25%,两者的差距主要源于工作时间的不同,乡城流动人口的工作时间要比城城流动人口长。

城城与乡城流动人口存在显著的人力资本差距(如表2)。原始数据中的教育为等级变量,将其换算为受教育年限。原样本中也没有工作年限,用年龄减去受教育年限再减6岁来近似。城城流动人口比乡城流动人口平均多受3年的教育,相应地工作年限也少3年;城城流动劳动力中,女性所占比重略

高于乡城流动劳动力,但有配偶的比重要低6个百分点。

表2 城城与乡城流动人口的人力资本与基本特征

人力资本特征	城城流动人口		乡城流动人口		均值 差距
	均值	标准差	均值	标准差	
受教育年限	12.22	2.88	9.20	2.48	3.01
工作年限	15.41	9.74	18.42	10.33	-3.01
女性占比/%	42.66	49.46	40.15	49.02	2.51
有配偶占比/%	68.82	46.33	74.85	43.39	-6.03

仅从受教育程度来看,乡城流动人口中,初中及以下学历的占3/4,城城流动人口的这一比重只有28%。城城流动人口受过大学教育的占40%以上,而乡城流动人口不到5%(见图2)。

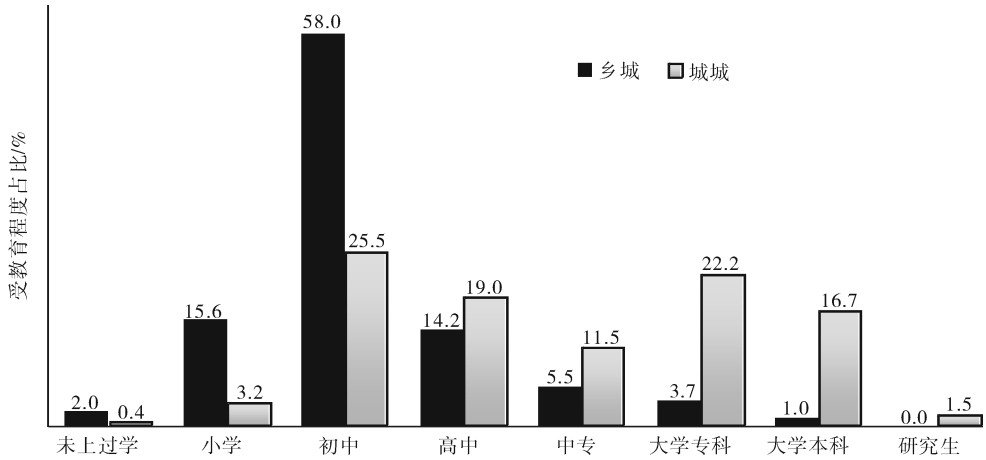


图 2 城城与乡城流动人口受教育水平的分布

三、收入差距分解

1. 估计就业岗位获得

按 Brown 分解方法,首先对就业岗位获得的 Multinomial logit 模型进行估计,“自我雇佣者”将作为参照组。所选用的自变量依次为女性虚拟变量(男性为参照组)、受教育年限、工作年限(目前实际周岁年龄-受教育年限-6)、工作年限平方项、拥有配偶虚拟变量(无配偶为参照组)、流动区域(以市内跨县为参照组,设置跨省流动和省内跨市流动两个虚拟变量)和流入地(以东北三省为参照组,设置东部、中部和西部 3 个地区虚拟变量。对乡城流动人口和城城流动人口分析进行估计,结果见表 3 和表 4。

从估计结果来看,与成为自我雇佣者相比,受教育年限越长,劳动力成为公有单位白领和蓝领,以及非公有单位白领的概率越高。但多受一年教育的乡城流动人口进入非公有单位蓝领职位的概率反而比自我雇佣者要低,而城城流动人口的概率则更高。

工作年限越长,劳动力更倾向于自营,越不愿意进入单位工作。城城流动劳动力进入单位的概率受年龄影响更大。拥有配偶会显著降低劳动力进入单位工作的概率。与成为自我雇佣者相比,除了城城流动劳动力成为公有单位白领不受性别影响外,其他情形下,女性都更不容易进入单位工作。从流动区域来看,跨省和省内跨市流动者相对于市内跨县者更可能进入单位就业。相比东北三省,在东部就业更可能进入单位,而在中部则更可能自雇。

在多元选择模型的基础上,可以通过预测的方

法更为直观地展现城城和乡城劳动力在不同类型岗位间的就业机会差距,即分别以乡城流动人口的就职岗位类型分布概率方程,来预测城城流动人口就

表 3 乡城流动人口的就业岗位获得:

	Multinomial logit 模型估计结果			
	公有单位 白领	非公有单位 白领	公有单位 蓝领	非公有单位 蓝领
受教育年限	0.507*** (35.17)	0.302*** (36.52)	0.105*** (15.00)	-0.015*** (-3.98)
工作年限	-0.075*** (-5.63)	-0.069*** (-8.83)	-0.067*** (-11.27)	-0.089*** (-25.71)
年数平方	0.001*** (4.25)	0.001*** (3.92)	0.002*** (13.44)	0.001*** (19.90)
女性	-0.504*** (-7.91)	-0.389*** (-11.11)	-0.161*** (-5.41)	0.159*** (10.30)
拥有配偶	-0.809*** (-9.80)	-1.050*** (-21.60)	-1.070*** (-23.61)	-1.337*** (-50.77)
跨省流动	-0.636*** (-7.94)	-0.325*** (-6.38)	-0.237*** (-5.50)	-0.179*** (-7.70)
省内跨市	-0.518*** (-6.29)	-0.338*** (-6.33)	-0.170*** (-3.81)	-0.204*** (-8.51)
东部	0.429*** (3.31)	0.702*** (9.92)	0.611*** (9.86)	0.531*** (16.98)
中部	-0.636*** (-4.48)	-0.825*** (-10.11)	-0.344*** (-5.06)	-0.688*** (-20.17)
西部	0.053 (0.41)	-0.443*** (-6.00)	-0.011 (-0.18)	-0.404*** (-12.95)
常数项	-6.492*** (-25.82)	-2.901*** (-20.77)	-1.254*** (-10.68)	2.715*** (43.41)
N	98753			
ll	-9.6e+04			
P	0.000			
r ² _P	0.097			

注:参照组为自营劳动者;括号内为 t 统计值;*,**,*** 分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 、 $P < 0.001$ 。下表同。

表 4 城城流动人口的就业岗位获得:

Multinomial logit 模型估计结果

	公有单位 白领	非公有单位 白领	公有单位 蓝领	非公有单位 蓝领
受教育年限	0.589*** (38.97)	0.449*** (33.40)	0.199*** (14.40)	0.045*** (5.04)
工作年数	-0.119*** (-9.29)	-0.106*** (-8.31)	-0.126*** (-9.94)	-0.103*** (-11.33)
年数平方	0.003*** (10.50)	0.002*** (6.36)	0.003*** (9.49)	0.002*** (8.73)
女性	-0.073 (-1.19)	-0.283*** (-4.99)	-0.224*** (-3.58)	0.129** (3.11)
拥有配偶	-0.591*** (-7.16)	-0.586*** (-7.54)	-0.751*** (-8.87)	-1.043*** (-17.23)
跨省流动	-0.795*** (-9.38)	-0.234** (-2.62)	-0.552*** (-6.35)	-0.308*** (-5.05)
省内跨市	-0.562*** (-6.54)	-0.355*** (-3.77)	-0.376*** (-4.23)	-0.199** (-3.17)
东部	0.224 (1.89)	0.855*** (7.79)	0.539*** (4.63)	0.388*** (5.53)
中部	-0.179 (-1.36)	-0.518*** (-3.90)	0.030 (0.23)	-0.512*** (-6.36)
西部	0.390*** (3.44)	-0.239* (-2.11)	0.253* (2.24)	-0.368*** (-5.37)
常数项	-6.513*** (-24.32)	-4.592*** (-18.80)	-1.401*** (-5.72)	2.155*** (13.24)
N	18179			
ll	-2.3e+04			
P	0.000			
r ² _P	0.125			

表 5 城城与城乡劳动力的实际和
估计就业岗位分布

岗位 类型	乡城流动 实际分布	乡城流动 估计分布	城城流动 实际分布	城城流动 估计分布	%
自营劳动者	35.55	34.28	23.13	28.73	
公有单位白领	1.34	3.45	11.55	5.42	
非公有单位白领	4.70	5.78	14.73	10.90	
公有单位蓝领	6.23	7.56	8.94	7.14	
非公有单位蓝领	52.18	48.93	41.65	47.80	

职岗位类型分布概率,同时以城城流动人口就职岗位类型分布方程来预测乡城流动人口的就职岗位分布概率,然后与各自的实际就职岗位分布概率进行比较(见表 5)。

乡城流动人口在公有单位和非公有制单位白领岗位上的实际比例分别为 1.34% 和 4.70%,如果让他们享有城城流动人口进入公有制单位白领岗位的条件,则分别会有 3.45% 和 5.78% 的白领岗位。虽然存在较为明显的差距,但鉴于乡城流动人口成为白领的总体比重偏低,所以绝对差距并不太大。该

结果与 Meng 的研究较为接近,他们基于 1995 年上海市居民和外来人口的数据进行了相关分析,研究发现,假使农民工不遭受任何歧视,其进入“白领阶层”的比例将会由 3% 提升至 9%^[9]。

同样,如果让城城流动人口依照乡城流动人口的就业条件,那么进入到公有制单位和非公有制单位白领岗位的人将分别占 5.42% 和 10.90%,与实际情况相比其比重分别低了约 10 个百分点和 4 个百分点。虽然乡城和城城流动人口在不同类型单位就职的机会不完全平等,但差距并不像之前的研究估计得那么大。如田丰估计农民工和本地工人进入公有制单位的实际和预测概率分别相差 23 和 34 个百分点^[10]。王美艳估计的外来劳动力与本地劳动力进入公有制单位实际和预测概率分别相差 28 和 52 个百分点^[1]。

2. 收入方程估计结果

对收入方程的估计采用了和“岗位获得”方程同样的自变量,分别对乡城和城城各类岗位进行回归,结果见表 6 和表 7。

表 6 乡城流动人口在不同就业岗位者
的工资方程估计结果

	自营 劳动力	公有单位 白领	非公有 单位白领	公有单位 蓝领	非公有单 位蓝领
受教育年限	0.026*** (14.29)	0.056*** (8.69)	0.077*** (23.87)	0.027*** (8.87)	0.039*** (36.65)
工作年数	0.005** (2.92)	0.028*** (4.27)	0.026*** (8.08)	0.010*** (3.69)	0.014*** (15.66)
年数平方	-0.000*** (-5.86)	-0.001*** (-3.94)	-0.001*** (-6.96)	-0.000*** (-6.13)	-0.000*** (-15.21)
女性	-0.201*** (-26.85)	-0.184*** (-5.86)	-0.189*** (-12.29)	-0.317*** (-23.74)	-0.228*** (-53.12)
拥有配偶	0.066*** (4.52)	0.046 (1.24)	0.114*** (5.77)	0.055** (2.84)	0.095*** (15.28)
跨省流动	0.086*** (8.02)	0.218*** (5.83)	0.107*** (4.71)	0.139*** (7.11)	0.112*** (15.99)
省内跨市	0.007 (0.63)	0.081* (2.09)	0.015 (0.65)	0.038 (1.91)	0.029*** (4.11)
东部	0.069*** (4.46)	0.031 (0.49)	0.101** (3.28)	0.127*** (4.50)	0.119*** (13.47)
中部	-0.021 (-1.30)	-0.082 (-1.21)	-0.068 (-1.86)	0.115*** (3.70)	-0.022* (-2.12)
西部	0.023 (1.49)	-0.081 (-1.31)	-0.020 (-0.62)	0.075** (2.66)	0.004 (0.49)
常数项	2.063*** (66.31)	1.782*** (14.63)	1.440*** (24.91)	2.040*** (38.72)	1.752*** (103.17)
N	35104				
r ²	0.047				
r ² _a	0.046				
	0.140	0.133	0.193	0.140	0.124

注:括号内为 t 统计量;*、**、*** 分别表示 P<0.05、P<0.01、P<0.001。表 7 同。

表 7 城城流动人口在不同就业岗位者的
工资方程估计结果

	自营 劳动力	公有单位 白领	非公有 单位白领	公有单位 蓝领	非公有单 位蓝领
受教育年限	0.046*** (8.64)	0.073*** (13.20)	0.116*** (21.55)	0.069*** (11.65)	0.078*** (29.45)
工作年数	0.005 (1.01)	0.021*** (4.42)	0.029*** (5.96)	0.027*** (4.96)	0.020*** (7.96)
年数平方	-0.000 (-1.92)	-0.000* (-2.46)	-0.001*** (-4.54)	-0.001*** (-4.56)	-0.000*** (-7.12)
女性	-0.168*** (-7.08)	-0.127*** (-5.49)	-0.121*** (-5.49)	-0.175*** (-6.38)	-0.171*** (-13.95)
拥有配偶	-0.018 (-0.47)	0.047 (1.57)	0.103*** (3.80)	0.019 (0.55)	0.055*** (3.57)
跨省流动	0.104** (3.08)	0.148*** (4.73)	0.217*** (5.55)	0.180*** (4.90)	0.153*** (8.07)
省内跨市	-0.019 (-0.53)	0.038 (1.20)	0.000 (0.01)	0.111** (2.94)	0.033 (1.67)
东部	0.198*** (4.85)	0.246*** (5.09)	0.277*** (5.87)	0.109* (2.09)	0.258*** (12.46)
中部	0.008 (0.19)	-0.020 (-0.37)	-0.088 (-1.46)	0.007 (0.13)	-0.057* (-2.22)
西部	0.008 (0.21)	-0.007 (-0.14)	-0.081 (-1.59)	-0.082 (-1.61)	-0.019 (-0.89)
常数项	1.990*** (20.33)	1.554*** (15.02)	0.873*** (8.67)	1.470*** (13.71)	1.282*** (28.42)
N	4 204	2 100	2 677	1 626	7 572
r ²	0.075	0.196	0.327	0.164	0.248
r ² _a	0.073	0.192	0.325	0.159	0.247

回归结果表明,自变量的系数符号绝大多数都符合预期,并且大部分在统计上是显著的,调整后的R方大小也较为合理。对城城与乡城两类流动人口中的各类就业岗位者,受教育年限的符号均为正,而且都非常显著,说明在其他条件相同的情形下,受教育年限越长,其收入越高。在每一类岗位上,城城流动人口的教育回报率都要高于乡城流动人口。与此同时,白领岗位的教育回报率要高于蓝领岗位,蓝领岗位又高于自营劳动者,非公有单位高于公有单位相应的岗位。其中,教育回报率最高的是城城劳动力中的非公有单位的白领,其受教育年限每增加一年,工资收入增长11.6%。

女性虚拟变量对各类就业岗位者的小时收入影响均为负且通过显著性检验,表明在其他条件相同的情况下,女性的收入要低于男性。工作年数和年数平方对小时收入的影响除城城流动人口中的自营劳动力外均显著,表明小时收入随工作年数呈倒U

形分布,即先增后降。

拥有配偶虚拟变量对两类流动人口不同就业岗位者的影响方向及显著程度均存在一定差异。其中,对于乡城流动人口而言,除了公有单位白领,拥有配偶虚拟变量对其他四类就业岗位者的工资收入影响的方向为正且通过显著性检验。对于城城流动人口来说,该变量只对在非公有制单位就业者的收入存在显著的影响且方向为正。

跨省流动和省内跨市流动人口的收入均要高于同样岗位的市内跨县流动人口,但前者是显著的差距,而后者在大多数情形下未通过显著性检验。流入地虚拟变量中,东部虚拟变量显著为正,而中西部虚拟变量大多数方向为负且不显著。由此表明,在其他条件相同的情形下,东部收入要明显高于其他地区。

3. 分解差距

根据Brown分解公式,计算城城与乡城两类流动人口各类岗位的小时收入对数差距,并进行分解,结果见表8。

表 8 城城与乡城流动人口小时收入对数差距分解结果

	收入 对数	百分 比/%	岗位 内/%	岗位 间/%	可解 释/%
总收入差距	0.308 7	100			
就业岗位内	0.207 2	67.12			
可解释部分	0.150 0	48.59	72.39		
不可解释部分	0.057 2	18.53	27.61		
就业岗位间	0.101 5	32.88			
可解释部分	0.085 3	27.64		84.04	
不可解释部分	0.016 2	5.24		15.96	
可解释部分合计	0.235 3				76.22
不可解释部分合计	0.073 4				23.78

城城与乡城两类流动人口的小时收入对数差距中的67%由就业岗位内的差距构成,而余下的33%则由就业岗位间的差距引起。在就业岗位内的工资差距中,72%可以通过人力资本等个人禀赋特征进行解释,其余的28%则不能由个人禀赋特征解释。换言之,即乡城流动人口在相同的就业岗位上收入低于城城流动人口的那一部分最多只有28%可归因于户籍身份的差距。在就业岗位间的工资差距中,84%可以通过个人禀赋的差距进行解释,余下的16%则属于不可解释部分。综合来看,总的小时收入对数差距中的76%是可以由个人禀赋差距所解释的,而剩余的24%则属于不可解释部分。

四、行业、职业和单位收入差距分解

现有的分析部分依赖于岗位归类,为减少归类所带来的影响,直接采用原始数据中的分类方式,按照 Brown 分解公式分别对行业(和国家统计局的标准分类一致,共 15 类)、职业(共 18 类)和就业单位(共 12 类)进行分解,结果如表 9 所示。

表 9 小时收入对数行业、职业和单位 Brown 分解 %

	行业	职业	单位
就业岗位内	79.76	65.88	73.27
可解释部分	60.21	44.94	52.69
不可解释部分	19.55	20.94	20.58
就业岗位间	20.24	34.12	26.73
可解释部分	23.90	32.00	25.52
不可解释部分	-3.66	2.12	1.21
可解释部分合计	84.11	76.94	78.21
不可解释部分合计	15.89	23.06	21.79

从行业角度来看,84%的小时收入对数差距可归结为教育等人力资本特征,仅有约 16%可归结为城乡户籍差距,其中又以就业岗位内部差距为主。从职业和单位角度来看,分别有 77%~78%可归结于人力资本的差距,不可解释部分也主要源自职业和单位内部的工资差距。总体来看,城城与乡城流动人口收入差距的 80%以上可通过城乡劳动力人力资源禀赋差距进行解释,而行业、单位和职业的进入壁垒则微不足道。

五、结论与讨论

本文发现跨县流动人口中的乡城流动人口与城城流动人口存在显著的收入差距。利用 Brown 分解方法分析可知,岗位内部的差距可以解释收入差异 2/3,其中 72%可通过人力资本等禀赋特征进行解释;岗位之间的差距仅能解释约 1/3,其中 84%可通过个人禀赋的差距进行解释。总体而言,收入差距中的 3/4 以上可基于人力资本因素进行解释^[11]。由此表明,城城与乡城两类流动人口的收入差距主要是人力资本造成的。

研究结果有别于同样采用 Brown 分解方法的田丰和王美艳等学者。其中,王美艳研究发现,外来劳动力与本地人差距的 59%是由就业岗位之间的差距引起的,43%是由歧视等不可解释的因素造成的^[1]。田丰发现单位之间的收入差距是农民工和城市工人总体收入差距的主要部分(99%),在单位之

间的差距中,入职户籍门槛是阻碍农民工进入公有制单位、获取较高收入的重要原因(62%)^[10]。结论的不同可能主要源于研究对象的区别。与本研究相比,其样本较小,并未区别城城流动人口与乡城流动人口,且还是与本地人进行比较。而在本文中则排除了户籍属性中本地人与外地人的区别,并比较了户籍属性中农业与非农业户口身份的差距。

研究发现,两类流动人口的收入差距主要源于人力资本的差距,而非城乡户籍的差距。这与外来农民工与本地城镇居民的差距主要源自于单位和职业壁垒完全不同。本文研究结论与德姆希尔等的研究基本一致,教育程度差距是造成城市工人与农民工收入差距的主要原因。同时也与谢桂华等的研究结果一致,即外来农民工虽然在流动的初期处于收入劣势,而随着时间的推移,高技能者的收入将会追上本地劳动力,但低技能者的收入劣势却无法改变。从中得出的启示是,解决收入差距的关键在于教育和培训。

户籍矛盾的根源是本地与外地的差距,而非城乡差距。单纯的农转非(即无法让农民工落户于其长期居留的城镇)并不能提升其收入水平。为此,只有逐步消除地区户籍区隔,大力推进面向所有常住居民的均等化服务和平等就业政策,或鼓励他们在务工经商地落户,这样多类措施并行方可缩小收入差距。

参 考 文 献

- [1] 王美艳.城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J].中国社会科学,2005(5):36-46.
- [2] 邓曲恒.城镇居民与流动人口的收入差异:基于 Oaxaca-Blinder 和 Quantil 方法的分解[J].中国人口科学,2007(2):8-16.
- [3] 中华人民共和国劳动和社会保障部.农村劳动力跨省流动就业管理暂行规定[R].1994.
- [4] 袁志刚,封进,张红.城市劳动力供求与外来劳动力就业政策研究——伤害的例证及启示[J].复旦学报:社会科学版,2005(5):202-211.
- [5] 章元,王昊.城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视[J].管理世界,2011(7):42-51.
- [6] 谢桂华.中国流动人口的人力资本回报与社会融合[J].中国社会科学,2012(4):103-124.
- [7] BROWN R,MOON M,ZOLOTH B.Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials [J].The Journal of Human Resources,1980a (15):3-28.
- [8] BROWN R,MOON M,ZOLOTH B.Occupational attainment and segregation by sex[J].Industrial and Labor Relations Re-

view,1980b(33):506-517.

(2):87-105.

[9] MENG XIN.Labor market reform in China[M].Cambridge: Cambridge University Press,2000.

[11] 杨志海,刘雪芬,王雅鹏.县域城镇化能缩小城乡收入差距吗?——基于 1 523 个县(市)面板数据的实证检验[J].华中农

[10] 田丰.城市工人与农民工的收入差距研究[J].社会学研究,2010

业大学学报:社会科学版,2013(4):42-48.

Household Registration Discrimination or Human Capital Differences?

——Brown Decomposition of Income Gap for City and Floating Population

CHEN Chuan-bo¹, YAN Jun²

(1.School of Agricultural Economics and Rural Development,

Renmin University of China,Beijing,100872;

2.Accounting School,Capital University of Economics and Business,Beijing,100070)

Abstract Based on the 2012 Floating Population Dynamic Monitoring Survey, this paper uses Brown decomposition method to analyze the income gap between rural-urban and urban-urban migrants. The result shows that income disparities between the different human capital is the major part of the overall income inequality. The household registration discrimination revealed in previous literature is caused by the different residences of household registration(local and non-local) instead of household registration nature (agricultural and non-agricultural household registration).Therefore,it is difficult to increase the income of rural-urban migrants and resettle them in the cities by only eliminating the differences between urban and rural household registration.

Key words income gap; floating population; household registration; Brown decomposition

(责任编辑:陈万红)