

刘洪银. 新生代农民工市民化对其工资收入的影响——基于全国 797 份问卷调查数据的实证研究[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(7): 334–337.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.07.079

# 新生代农民工市民化对其工资收入的影响 ——基于全国 797 份问卷调查数据的实证研究

刘洪银<sup>1,2</sup>

(1. 天津农学院人文社会科学系, 天津 300384; 2. 南开大学滨海开发研究院, 天津 300384)

**摘要:**工资收入是新生代农民工在城市生存发展的基础保障。利用大样本调查数据构建多层次 Mincer 工资扩展方程, 实证分析新生代农民工市民化对其工资收入水平的影响效应。实证结果显示, 单一的城市落户对新生代农民工工资收入作用效果不明显, 但一定人力资本水平的农民工市民化有助于其收入增长, 住房保障和就业服务将对农民工收入产生激励效果。当前市民化政策偏离了生产效率导向, 没有充分发挥人力资本积累的激励功能。各地市民化政策应兼顾分配功能和生产功能, 实现城市社会公平和生产效率的统一。

**关键词:**城镇化; 新生代农民工; 市民化; 工资收入

**中图分类号:** F323.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)07-0334-03

2014 年 9 月, 国务院印发《关于进一步做好为农民工服务工作的意见》(简称《意见》), 其中要求, 到 2020 年实现农民工工资稳定增长, 引导约 1 亿人在中西部地区就近城镇化, 努力实现 1 亿左右农业转移人口和其他常住人口在城镇落户。两个“一亿”工程是城镇化中长期发展战略的重点。城镇化的目标是以质量提升实现农民工生产和生活方式的转型, 而不仅是落户城市。两个“一亿”工程的核心是改善农民工生存发展质量, 而收入增加是农民工市民化的基础和保障。部分学者通过建立扩展的 Mincer 收入方程, 研究新生代农民工工资收入增长的影响因素, 结果表明, 人力资本、社会资本、教育与工作岗位匹配度、就业差异性和劳动力市场分割等因素对新生代农民工工资收入水平产生影响<sup>[1-7]</sup>, 但限于样本来源的不同, 研究结论存在一定差异性。部分学者从宏观视域运用统计数据探讨城市化与农民收入增长的关联性, 研究方法主要有线性回归分析<sup>[8]</sup>和时间序列协整分析<sup>[9-12]</sup>, 结果表明, 城镇化促进了农民收入增长, 两者存在强的因果关系。然而就新生代农民工个体而言, 市民化对其工资收入水平产生怎样的影响尚未有相关研究。本研究拟构建 Mincer 收入扩展方程, 利用社会调查数据进行实证分析, 从微观视域探讨新生代农民工市民化对其工资收入水平的影响, 旨在为促进农民工市民化提供依据。

## 1 模型构建

美国经济学家 Mincer 提出的工资方程已成为研究劳动力收入的经典模型。Mincer 方程认为, 劳动者的工资收入完全由人力资本及其他个体特征决定<sup>[7]</sup>。在实证研究中, Mincer 工资方程通常表示为:

$$\ln(Y) = \alpha X' + \mu. \quad (1)$$

式中:  $\ln Y$  为个人收入的对数;  $X$  为一系列代表人力资本变量(如受教育程度、工作经验、年龄等);  $\alpha$  为待估计参数, 表示人力资本投资报酬率;  $\mu$  为随机扰动项, 满足期望值为 0 的假设。

Mincer 认为, 随着人力资本投入增加, 收入在人力资本各因素边际上呈现指数型增长, 因此 Mincer 对收入水平进行了对数转换, 扩大了收入方程的适应性。可以将难以估算的人力资本投资的货币投入成本变为容易估算的教育水平和工作经历等, 还可以将影响工资收入水平的其他相关因素作为控制变量纳入方程中, 形成扩展的 Mincer 方程。Mincer 方程拓展为:

$$\ln(y) = f(sch, exp, X, \varepsilon). \quad (2)$$

式中:  $y$  是农民工工资收入水平;  $sch$  代表教育年限,  $exp$  代表工作经验, 两者代表人力资本水平;  $X$  代表人力资本之外对工资收入水平产生影响的其他变量;  $\varepsilon$  是随机扰动项。

本研究着重探讨农民工市民化对工资收入的影响, 在 Mincer 收入方程中除引入教育年限和工作经历常规变量外, 还引入市民化哑变量 *citizen* 和其他影响农民工工资收入水平的一系列控制变量, 形成 Mincer 收入扩展方程。为减轻多重共线性影响, 本研究拟构建多个收入方程以比较目标变量(市民化)作用的稳定性。在收入方程中分别引入控制变量、 $exp^2$  变量以及交叉变量。 $exp^2$  表明工作经验对收入增长贡献存在 1 个极值, 达到极值后收入随经验增长呈现指数型减少。引入交叉变量目的是减小人力资本变量(教育年限和打工经历)与目标变量联动作用对模型的扰动。本研究拟构建收入扩展方程(3)~(7)如下:

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 sch + \alpha_2 exp + \alpha_3 citizen + \varepsilon; \quad (3)$$

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 sch + \alpha_2 exp + \alpha_3 citizen + \sum \alpha_i X + \varepsilon; \quad (4)$$

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 sch + \alpha_2 exp + \alpha_3 citizen + \alpha_4 exp^2 + \sum \alpha_i X + \varepsilon; \quad (5)$$

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 sch + \alpha_2 exp + \alpha_3 citizen + \alpha_4 citizen \times exp + \sum \alpha_i X + \varepsilon; \quad (6)$$

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 sch + \alpha_2 exp + \alpha_3 citizen + \alpha_4 citizen \times sch +$$

收稿日期: 2016-11-10

基金项目: 国家社会科学基金(编号: 13AJY008)。

作者简介: 刘洪银(1968—), 男, 山东昌邑人, 博士, 教授, 研究员, 研究方向为人力资源经济学及农村城镇化研究。E-mail: lhy813@163.com。

$$\sum \alpha_i X + \varepsilon。$$
 (7)

2 数据来源与变量选择

2.1 数据来源

本调查于 2013 年 1—3 月进行,调查对象为“80 后”和“90 后”的新生代农民工。由于县级以下小城镇进入门槛较低,农民工市民化已无障碍,本研究仅对地级市及以上区域打工的农民工进行调查。调查地区遍布东部、中部、西部 20 余省(市)的地级及以上城市,共发放问卷 1 400 份,回收有效问卷 797 份,其中,东部、中部、西部地区回收有效问卷数分别为 642、47、108 份。观测值的概况描述如表 1 所示。

表 1 本研究调查样本概况

变量	项目	比例 (%)	变量	项目	比例 (%)
性别	男性	54.2	市民化	户籍市民化	16.1
	女性	45.8		准市民化	7.2
年龄	“80 后”	62.7		未市民化	76.8
	“90 后”	37.3	打工年限	5 年及以下	73.4
婚姻	已婚	37.3		6~10 年	21.8
	未婚	62.7		11 年及以上	4.8
受教育程度	小学及以下	7.9	月收入	2 000 元及以下	32.7
	初中	39.4		2 001~3 000 元	35.6
	高中(含中职)	26.5		3 001~5 000 元	25.7
	大专(含高职)	15.9		5 001 元及以上	6.0
	大本	10.3	岗位类型	体力性岗位	46.9
打工地区	东部	80.6		技术性岗位	37.8
	中部	5.9		管理性岗位	15.3
	西部	13.6			

2.2 变量选择

本研究选择如下 14 个变量构建工资扩展方程,按照变量分类依次引入到收入方程中。如表 2 所示。

表 2 变量选择

变量类型	变量分类	变量名称及缩写
因变量	工资收入	月收入的对数 ln(salary)
自变量	人力资本	教育水平(sch);打工时间(exp);打工年限的平方(exp <sup>2</sup> )
	市民化变量(citizen)	户籍市民化;准市民化
	交叉变量	户籍市民化×教育年限;户籍市民化×打工年限
	就业变量	岗位类型
	个性特征	年龄段;性别;婚姻

选择农民工月工资收入水平为因变量并作对数化处理,表示农民工工资收入状况。用教育年限和打工时间衡量农民工人力资本水平。由于新生代农民工教育年限相对趋中,数值波动不大,为避免教育年限与常数及其他数值型变量出现多重共线性,回归分析中用教育水平替代教育年限。教育水平是属性变量,基础教育学历(中小学教育)设为 0,高等教育学历(大专、本科及以上)设为 1。市民化变量是以未市民化为参照组,包括户籍市民化和准市民化的 1 组哑变量。户籍市民化即农民工已落户城市。准市民化是从城市公共服务和福利受益情况看,即农民工虽然没有落户城市,但享受住房保障、职业介绍和培训公共服务,相当于享有城市市民主要公共

服务和福利,可以看作农民工实现了准市民化。户籍市民化组有效样本 128 个,准市民化组有效样本 57 个,未市民化组有效样本 612 个。选择户籍市民化与教育年限、打工年限的乘积。落户城市是农民工市民化的标志,目前政策是只要落户城市,就相应地享有城市居民的各种服务福利。户籍市民化是完整意义上的市民化(本研究没有考虑城市各级居住证政策)。岗位类型是以体力型岗位为参照组,包括技术型岗位、管理型岗位的一组哑变量。个性变量包括年龄、性别、婚姻。为避免多重共线性,将年龄数值变量转换成包含“80 后”与“90 后”2 个年龄段的属性变量,“80 后”农民工设为 0,“90 后”农民工设为 1。性别、婚姻为属性变量,男性为 1,女性为 0;已婚为 1,未婚为 0。

3 实证结果及分析

为比较目标变量的作用效果和稳定性,根据公式(3)~(7)分别构建模型 1~5。实证过程发现,如果保留截距,模型拟合优度不高。如果截距为 0,即人力资本收入线经过原点,模型拟合优度和自变量显著性均显著提高。对于一般农民工而言,影响工资收入的体制性因素较少,农民工一般实行计件工资,收入水平主要由劳动贡献量决定,回归分析可以去掉常数项。但由于最低工资标准的存在,农民工工资受到制度性因素的影响,回归方程中需保留截距。鉴于此,本研究拟构建包含截距项的农民工工资扩展方程。

从表 3 中模型 1~5 可以看出,计量模型虽然拟合优度偏低,但基本能够通过计量经济学检验,Durbin-Watson 值趋近于 2,模型整体基本稳定。从人力资本投资收益率看,教育水平与打工年限 2 个变量计量检验显著且作用系数较大,教育水平的收益率为 0.08~0.15(经验值为 0.05~0.06),打工年限为 0.024。从人力资本之外的自变量模拟系数可以得出以下结论。

3.1 市民化变量作用效果具有不确定性

户籍市民化只有在控制了教育交叉变量后作用效果才显著,且作用系数为负,而准市民化始终在 0.1 水平下显著。这一结果与前期假设不相符。究其原因,户籍市民化政策没有将人力资本(尤其是教育和技能)和就业质量作为必要条件,没有充分激发农民工劳动生产力提升的内在动力,虽然农民工落户城市后享有市民权利,实现了社会公平,但没有产生收入创造激励效果,反而因落户问题解决后更偏向于选择低强度、低收入的舒适性工作。户籍市民化 128 个样本中包含了 73 个本(专)科毕业生,其户籍市民化率(34.9%)是非本(专)科农民工(16.1%)的 2 倍多,毕业生城市落户主要依据国家统一政策,而不看实际知识技能水平,这无助于毕业生收入增长。

3.2 户籍市民化与教育年限交叉变量产生正向效应

户籍市民化与教育年限交叉作用系数为正,表明相对于未市民化和准市民化而言,具有一定教育年限的农民工落户城市后,有助于工资收入水平的提高。这可能由于接受过教育的农民工如果落户城市,能够发现和获得更高收入的就业机会,收入水平高于未落户状态。如果优先将具有一定教育经历或参与教育培训并掌握一定劳动技能的农民工落户城市,将促进其工资收入的增长。而户籍市民化与打工年限交叉作用系数不显著,说明打工时长不一的农民工市民化后对

表 3 Mincer 工资扩展方程回归分析结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
常数	7.711 ***	7.724 ***	7.634 ***	7.719 ***	7.742 ***
教育水平	0.158 ***	0.140 ***	0.143 ***	0.141 ***	0.088 **
打工年限	0.041 ***	0.025 ***	0.066 ***	0.026 ***	0.024 ***
市民化(以未市民化为参照组)					
户籍市民化	0.030	0.035	0.029	0.059	-0.466 ***
准市民化	0.097 *	0.102 *	0.098 *	0.103 *	0.101 *
性别		0.167 ***	0.149 ***	0.167 ***	0.162 ***
年龄段		-0.170 ***	-0.148 ***	-0.169 ***	-0.174 ***
婚姻		0.076 **	0.063 **	0.077 **	0.072 **
岗位类型(以体力型岗位为参照组)					
技术岗位		-0.022	-0.020	-0.023	-0.019
管理岗位		0.082 *	0.084 *	0.083 *	0.093 **
打工年限 <sup>2</sup>			-0.003 ***		
户籍市民化×教育年限					0.039 ***
户籍市民化×打工年限				-0.005	
校正的 R <sup>2</sup>	0.124	0.207	0.223	0.206	0.215
F 值	29.2	24.1	23.8	21.7	22.8
Durbin-Watson	1.637	1.678	1.693	1.679	1.669

注:“\*\*\*”“\*\*”“\*”分别表示回归结果在 0.01、0.05、0.1 水平显著。

工资收入作用不明显。与教育年限不同,打工年限的报酬率呈倒“U”形变化。当控制了打工年限的平方后,打工年限系数跃升到 0.066。打工年限平方的系数为 -0.003,表明超过一个极值后,打工年限对工资增长的影响由正向作用变为负向作用,工资水平下降,这与体制内就业者工资随工龄增长的现象正好相反。

3.3 就业变量对工资收入的影响

与预期结果不同的是,相对于体力型岗位,农民工技术型岗位的工资收入作用不显著,而管理型岗位在 0.05~0.1 水平下显著。说明从事技术工作的城市新生代农民工没有被充分尊重,技术劳动的收入分配能力较低。而管理型工作的工资收入作用效果明显且相对稳定,作用系数为 0.083。

3.4 个性变量的作用

性别变量作用系数在 0.15~0.17 之间(0.01 水平下显著),男性农民工的工资收入作用效果高于女性;婚姻变量作用系数在 0.06~0.08 之间(0.01 水平下显著),已婚农民工工资收入作用效果高于未婚者,夫妻双方共同决策提高了农民工收入水平。“90 后”新生代农民工变量作用系数为负,说明“90 后”农民工打工经验和劳动熟练程度不如“80 后”,工资水平也低于“80 后”。

4 结论与讨论

新生代农民工落户城市的工资收入作用效果不明显,当纳入城市落户与教育年限产生联动作用后,农民工落户城市对工资收入产生反向作用,显示当前的农民工落户政策偏离了生产效率导向,没有将人力资本(尤其是教育和技能)和就业质量作为必要条件,没有产生劳动生产力提升激励效果。教育与市民化产生联动效应,具备一定教育培训经历的新生代农民工落户城市有助于其工资增长,而拥有一定打工经验的农民工落户城市对其工资收入影响效果不明显。

享受城市福利和公共服务的未落户农民工增加 1 百分

点,农民工工资收入将增加 0.1 百分点。落户城市不是农民工市民化的归宿,提高劳动能力及其收入水平才是农民工市民化的题中之义。

当前的农民工市民化政策遵循了民生原则,如将拥有合法住所、一定打工和社会保险缴纳年限作为落户城市的基本条件,给予未落户农民工城市居民对等的城市福利待遇等。这仅是分配领域的市民化。按照生产决定分配原则,市民化工程不但应该着眼于城市社会分配公平,还应该关注社会生产效率的提高,为农民工城市生存和可持续发展奠定基础。各地市民化政策应兼顾公平和效率原则,避免出现重社会公平、轻生产效率倾向。拟实施的城市居住证分类管理制度应充分考量教育年限、培训时间、技能水平和工资收入水平等生产性指标,优先让具有一定教育经历或参与教育培训的农民工落户城市。政府的教育培训政策不但需要关注未落户农民工的短期培训,还应有计划地组织农民工参加学历教育,提高农民工科学文化知识和道德素质,为农民工市民化和城市社会融合做好准备。

本研究所用数据是截面数据而不是时间序列数据,“工资增长”的实际含义是样本间工资差别,“工资增长”概念仅表示特定样本工资水平相对于比较样本的状态。研究中用已市民化样本与未市民化样本作比较,由于 2 种样本分属于 2 个总体,这样就出现选择性偏差。即比较对象是不同群体的 2 种状态而不是同一群体的 2 种状态。群体间自身禀赋的差异会对研究结果产生影响,影响研究结论的准确性。农民工为城市经济社会发展作出贡献,理应获得平等的城市居民权利。如果设计政策时考虑到城市福利分配对农民工人力资本积累的激励功能,城市农民工市民化政策将产生事半功倍的效果。如果将享受社会保险和子女入学等福利待遇的农民工纳入准市民化样本,则模型不能通过计量经济学检验。参加养老、医疗等社会保险是劳动合同法赋予公民的权利和义务,子女入学是《中华人民共和国义务教育法》规定的内容,这些

王昱昊. 农村土地“三权分置”问题的思考[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(7): 337-340.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.07.080

# 农村土地“三权分置”问题的思考

王昱昊

(中能华辰控股集团有限公司, 北京 100012)

**摘要:**“三权分置”被认为是继家庭联产承包责任制改革后我国农村土地制度的又一重大改革。虽然这项改革对现实具有重大的指导意义,但“三权分置”仍有诸多问题需要解决。分析了“三权分置”的历史背景以及新中国成立以来的历次农村土地制度改革,明确“三权分置”的合理性及历史必然性;并通过分析其推行过程中存在的问题,提出相对应的建议。

**关键词:**农村土地承包经营权;权利分置;土地制度改革;三权分置

**中图分类号:** F301.1    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002-1302(2018)07-0337-04

## 1 引言

农村集体土地“三权分置”是指农村土地集体所有权、农户承包权、土地经营权三权分置并行。“三权分置”是在所有权和承包经营权“两权分离”基础上将农户家庭的承包经营权进一步分离为承包权和经营权两权。“三权分置”被认为是继家庭联产承包责任制改革后农村改革又一重大制度创新,也是中央关于农村土地问题的又一重大改革。

### 1.1 “三权分置”的背景

1.1.1 细碎化土地阻碍规模农业发展 家庭联产承包责任制改革时,为了公平公正,土地分配的方法就是不同的土地都会对农户分配一块,这样就造成了我国耕地细碎化的现象。虽然在实践中,农户通过协商等方法使得自家耕地相对集中,但现实中土地细碎化的问题仍然存在于我国农村地区。细碎化的土地在给普通农户的生产经营带来不便的同时,也极大地阻碍了规模农业发展。采取适度规模经营的方式实现农业

的现代化,促进农业发展已成为人们的共识。

1.1.2 单纯作物种植收益低下 我国人多地少,人均耕地仅为  $1.4 \text{ hm}^2$ 。在粮食种植成本增加、粮食价格并未随之上涨的背景下,以家庭为单位的精耕细作模式显然并不能为农户带来足够的经济效益。广大农村地区,青壮年流向城市寻找工作机会,原有耕地遭到弃耕或者流转给其他农户。通过促进土地流转,可减少农民对土地的依赖性,同时可解除农户对土地的反向束缚。

1.1.3 实践中的土地流转行为有待规范 截至 2016 年 6 月底,全国共有  $4.6 \text{ 亿 hm}^2$  家庭承包耕地参与土地流转,流转面积占家庭承包经营耕地的 35%,5 833 万户农户将自家土地向外流转,占以家庭为单位的承包农户数的 25.3%。土地流转活动在实践中广泛存在,然而土地流转过程中缺乏统一有效的法律以及制度监管,随之而来的是各种问题纠纷,因此“三权分置”既是对现实中土地流转现象的追认,又是对实践中存在的问题的规范。

### 1.2 本研究价值

“三权分置”并非仅仅在原有的“所有权-承包经营权”两权体系上新增加一权,而是对土地权利框架的重新设计。家庭联产承包责任制下的两权体系下,土地权利只能在农村

收稿日期:2017-12-12

作者简介:王昱昊(1989—),男,山东曹县人,硕士,副研究员,主要从事新时代统一战线基本理论政策研究。E-mail:0518leoyhwang@163.com。

都属于保健性因素,不会产生收入创造的激励效果。

## 参考文献:

- [1] 罗 锋,黄 丽. 人力资本因素对新生代农民工非农收入水平的影响——来自珠江三角洲的经验证据[J]. 中国农村观察,2011(1):10-19.
- [2] 徐 辉,甘晓燕. 新生代农民工人力资本与收入的相关性研究[J]. 调研世界,2013(2):34-38.
- [3] 邓永辉. 新生代农民工工资收入影响因素的实证分析[J]. 统计与决策,2016(13):103-105.
- [4] 乔 珍. 社会资本对新生代农民工收入影响研究[D]. 长春:东北师范大学,2015.
- [5] 王广慧,徐桂珍. 教育-工作匹配程度对新生代农民工收入的影响[J]. 中国农村经济,2014(6):66-73.
- [6] 金晓彤,杨 潇. 差异化就业的新生代农民工收入影响因素分

析——基于全国 31 省(市)4268 个样本的实证研究[J]. 青年研究,2015(3):21-29.

- [7] 陈 亮,苏建宁,张 然. 新生代农民工人力资本投资与工资收入研究——基于劳动力市场分割的调节作用[J]. 调研世界,2014(5):34-37.
- [8] 李梦觉. 工业化城市化发展与农民收入增长的实证分析[J]. 经济纵横,2008(6):72-74.
- [9] 宋元梁,肖卫东. 中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究,2005,22(9):30-39.
- [10] 范爱军,王丽丽. 我国城镇化发展与农民收入增长的实证分析[J]. 山东社会科学,2007(3):79-83.
- [11] 谷亚光. 城镇化发展与农村居民收入增长[J]. 中国流通经济,2013(8):94-99.
- [12] 朱 曼,王 婷. 新型城镇化与农民收入增长 Panel Date 模型分析[J]. 物流工程与管理,2014(3):179-181.