DOI: 10.3785/j.issn.1008-942X.CN33-6000/C.2015.07.083

市民化与个人劳动收入：外部性视角

姚先国[1]　王同益[1]　金樟峰[2]
(1.浙江大学 劳动保障与社会政策研究中心，浙江 杭州 310058；2.宁波诺丁汉大学 经济系，浙江 宁波 315100)

[摘　要]在市民化的推进过程中，身份由非市民转变为市民的这部分人群无疑会受到直接影响，与此同时，原先就已获得市民身份的和至今尚未获得市民身份的两个群体也会受到或正或负的外部性影响。利用2005年全国1%人口抽样调查的微观数据对市民化的外部性效应进行实证研究，结果表明，推进市民化，给更多的非市民以市民身份和待遇，不仅不会损害其他劳动者的收入，相反会产生正向的外部性而使他们从中获益。在其他条件不变的情况下，地区市民化率每提高10个百分点，个人劳动收入平均将增加3.8%，其中，至今尚未获得市民身份的非市民的劳动收入将增加2.5%，原先的市民将增加5.7%。

[关键词]市民化；劳动收入；外部性；公共服务；户籍制度

Citizenization and Individual Labor Income: From the Perspective of Externality

Yao Xianguo[1]　Wang Tongyi[1]　Jin Zhangfeng[2]
(1. *Center for Labor Economics and Public Policy Studies, Zhejiang University, Hangzhou* 310058, *China*; 2. *Department of Economics, The University of Nottingham Ningbo China, Ningbo* 315100, *China*)

Abstract: Accelerating the reform of household registration system and pushing forward the citizenization will undoubtedly enhance fairness and promote the integration of urban and rural labor market. It is also considered as a key approach to reduce the income gap between urban and rural residents by increasing farmers' income and to stimulate domestic consumption. For those who previously were not but later become citizens, citizenization not only entitles them to access the public services and other social welfare, but also increases their income by raising their reservation wage and strengthening their bargaining power, both of which will enhance their

[收稿日期]2015-07-08　　[本刊网址·在线杂志]http://www.journals.zju.edu.cn/soc
[在线优先出版日期]2016-04-12　　[网络连续型出版物号]CN33-6000/C
[基金项目]浙江省哲学社会科学重点研究基地课题(11JDLB01YB)；教育部人文社科研究青年项目(14YJC790165)；国家自然科学基金面上项目(71273242)；国家社会科学基金重大项目(118ZD013)；国家社会科学基金重点项目(10AZD003)

[作者简介]1.姚先国(http://orcid.org/0000-0002-5978-8328)，男，浙江大学劳动保障与社会政策研究中心教授，浙江大学文科资深教授，博士生导师，主要从事劳动经济与劳动关系、人力资本与人力资源管理研究；2.王同益(http://orcid.org/0000-0003-3152-976X)，男，浙江大学劳动保障与社会政策研究中心博士研究生，哈佛大学 Wertheim Fellow，主要从事劳动就业、收入分配研究；3.金樟峰(http://orcid.org/0000-0002-5956-9205)，男，宁波诺丁汉大学经济系博士研究生，主要从事就业制度、劳动力流动研究。

consumption. Whether citizenization would eventually reduce the income gap and stimulate domestic consumption, however, depends on its external effects on the other two groups whose status remain unchanged, namely, the original citizens and non-citizens who have failed to share the pie. This paper is one of the first empirical studies on citizenization's externality.

We first define the concept and subject of citizenization before conducting the regression. Based on the existing literature and public policy discourse, "citizens" is defined as residents who are entitled to access urban public services and "citizenization" as the process through which non-citizens gradually gain the rights to enjoy the urban public services as citizens. As a result of citizenization, the proportion of citizens in a region will increase. In this paper, the proportion of citizens in a region is called "regional citizenization rate." When it comes to the subject of citizenization, two opinions occur: some scholars insist migrant workers in the cities should be the subject, while others hold the view that the subject should be the whole non-citizen group, with migrant workers included. We argue that a consensus that the subject of citizenization should be the whole non-citizen group could be easily reached if we shift the focus from the debate over changing farmers' or migrants' hukou status to stripping away the subsidiary functions from the household registration system. Hence, the denominator should be "the total permanent residents in the region" rather than "the permanent residents living in cities and towns" when calculating the "regional citizenization rate."

We calculate regional citizenization rate using the micro data of 2005 national 1% population sample survey and then investigate the causal relationship between regional citizenization rate and individual labor income. Two different indicators, the proportion of non-agricultural population in the total permanent residents and the average coverage of pension, unemployment and medical insurance, are applied to measure the regional citizenization rate. The results by the two indicators are roughly consistent, both demonstrating significant positive external effects. The marginal external effect of regional citizenization rate, measured by the average coverage of pension, unemployment and medical insurance, on individual labor income using 2SLS with an instrument variable is 0.374. Specifically, the marginal external effect for non-citizens is 0.251, while that for original citizens is much larger, 0.550. It implies that with other conditions unchanged, every 10 percent increase in regional citizenization rate would increase individual labor income by 3.8 percent on average, with 2.5 percent for non-citizens and 5.7 percent for original citizens, respectively. We then relax the assumption that the instrument variable is completely exogenous and re-estimate the external effect with the UCI Method developed by Conley et al. The results show that the external effect is robust.

The results indicate "beggaring thy neighbor" is not the case. On the contrary, both original citizens and non-citizens who have failed to share the pie will benefit from citizenization. Therefore, the government should guide the public perception properly to eliminate unnecessary fear and barriers for citizenization, and promote the advancement of the citizenization. The results also show that citizenization should be a new engine of China's consumption and economic growth in the future, which the government should not ignore.

Key words: citizenization; labor income; externality; public service; household registration system

一、引 言

加快户籍制度改革,推进市民化,无疑可以增强城乡公平,促进城乡劳动力市场的一体化,这也被认为是提高农民收入、减少城乡差距、促进内需增长的重要举措[1]。对于由非市民转变为市民的这一群体来说,市民化不仅增加了他们能够享有的公共服务等社会福利,还通过提高他们的保留工资和议价能力减少了他们与城镇居民的收入差距[2-3],从而提高了他们的收入水平和消费能力。但这是否就意味着市民化可以实现降低收入差距和促进内需增长的美好愿望呢?答案还取决于市民化对其他群体所产生的影响。在渐近推进市民化的过程中,主要有这样三个群体:之前是非市民但后来成为市民的、至今仍未成为市民的、之前就已经是市民的。对第一个群体的关注和讨论已经很多,但关于市民化对其他两个群体的影响的研究至今仍是空白。

一个地区市民比重的提高(即更多的非市民转变为市民)会通过多种路径对其他非市民和原先的市民的劳动收入产生影响。首先,从劳动力供需变化来看,由于市民更多地进入初级劳动力市场而非市民只能处于次级劳动力市场,市民比重的提高便意味着次级劳动力市场中劳动者供给数量减少而初级劳动力市场中劳动者供给数量增加、竞争加剧,这使非市民的劳动收入趋于上升而原先的市民的劳动收入趋于下降。第二,从企业劳动力成本的变化来看,市民比重的提高增加了企业的劳动力总成本,企业为了降低成本会倾向于压低工资水平,使工资水平尽可能地接近于劳动者的保留工资,因此,非市民和原先的市民的劳动收入都有可能下降。由于非市民不享有失业保险等社会保障待遇,他们的保留工资相对较低,因此,被压低的幅度可能更大一些。第三,从劳动者保留工资的变化来看,由于市民比重的提高会导致整个地区平均工资水平的上升,其他劳动者的保留工资也会随之上升,因此,他们的劳动收入也趋于上涨①。此外,市民化不一定是"零和博弈"。市民化可以降低农民工过高的流动性[4],有利于企业员工队伍的稳定和良性劳资关系的建立,从而节约企业的人力资源管理成本、提高企业的劳动生产率[5-6]。从更宏观的层面来看,市民化能通过城市规模的扩大和规模效应的发挥促进经济效率和居民收入的提高[7],还能通过缩小不同身份居民之间的福利差距而减少社会冲突,从而降低社会资源的非生产性消耗,促进城市部门的资本积累、城市化进程和经济增长[8]。因此,企业和各方劳动者也完全有可能在市民化推进过程中实现多方共赢。

在推进市民化的过程中,基于外部性视角,考察两类并非市民化直接作用的群体所受到的影响具有重要的现实意义。首先,如果部分非市民的市民化会对其他非市民和原先的市民的劳动收入产生负面影响,我们就不能对通过市民化来促进消费需求和经济增长抱有过高的预期。其次,如果部分非市民的市民化是以其他非市民的收入下降为代价的,则意味着简单地推进市民化会出现"以邻为壑"的局面,非但不能减少收入差距反而会置其他非市民于更加糟糕的处境之中。再者,如果市民化会对原先的市民的收入产生显著的负面影响,则可以预见到市民化的推进过程将会遇到巨大的阻力,因为城市居民担心自身利益受损而排外是城乡分割持续存在的重要原因[9]。在这些情境下,政府部门在提高地区市民比重的过程中就有必要采取相应的配套措施,降低负面影响或给予一定补偿。相反,如果市民化不会对其他群体产生负面影响,甚至可能产生正面影响,那么可以适当加快推进市民化。

---

① 这种外部性也经常在其他问题的研究中被发现。比如,很多研究发现,外资企业的进入会产生"工资外溢效应",从而提高本地企业支付的工资水平;工会谈判在提高工会工人收入的同时还经常会给非工会工人的工资带来显著的溢出效应。参见A. Fosfuri, M. Motta & T. Ronde,"Foreign Direct Investment and Spillovers through Workers' Mobility," *Journal of International Economics*, Vol. 53, No. 1(2001), pp. 205 - 222; D. G. Blanchflower & A. Bryson,"Changes over Time in Union Relative Wage Effects in the UK and the US Revisited," NBER Working Paper Series, No. 9395(2002), pp. 1 - 67。

二、市民化的内涵与衡量

在日常生活和一般的公共语境中，“市民”指城市居民（一般特指拥有城市户籍的居民），而“市民化”指非市民转变为市民的过程。但目前学界对市民化的具体内涵和标准尚未达成共识。比如，文军认为市民化是一项复杂的社会系统工程，包括社会身份和职业的转变、居住空间的地域转移以及角色意识、思想观念、社会权利、行为模式和生产生活方式的整体变迁[10]。申兵认为狭义的市民化是指获得城市居民所享有的福利或公共服务的过程；而广义的市民化不仅包括社会身份权利的市民化，还包括思想意识和生活方式的市民化[11]。魏后凯和苏红键认为市民化主要可以概括为社会身份的转变、政治权利的平等、公共服务的全覆盖、经济生活条件的改善、综合文化素质的提高以及广泛的社会认同等六个方面[12]。虽然不同学者对市民化有不同的理解，但有一点是比较一致的，即认为让非市民获得本来只有城市居民才能享有的公共服务是市民化的核心所在。这一基本思路也体现在政策实践中。2014 年 7 月 30 日，国务院印发的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》中所述的市民化可以理解为“统筹推进户籍制度改革和基本公共服务均等化，不断扩大教育、就业、医疗、养老、住房保障等城镇基本公共服务覆盖面”。因此，本文将“市民”定义为享有城镇公共服务或同等权利的居民，将“市民化”定义为从不享有城镇公共服务的非市民转变为享有城镇公共服务的市民的过程。市民化的结果就是市民的增加和市民比重的提高，本文将一个地区市民的比重称为“地区市民化率”。

对于市民化的主体，传统上认为应该是农民[13]。但鉴于我国城市化进程的特殊性，部分学者提出市民化的主体应该是农民工[14]。我国城市化进程的特殊性体现为市民化进程与城市化进程的脱节。目前我国的城市化率已经超过 50％，而具有市民身份的人口只有 35％左右，由此催生出一个庞大的特殊群体——农民工。农民工的就业地点和生产方式虽然都已经与城镇劳动力相同，但他们的身份却仍然是“农民”，因而被排除在城镇公共服务体系之外。所以，部分学者认为完整的城市化过程可以分为两个阶段：第一个阶段是农民迁徙到城市成为农民工的过程，目前已无制度障碍；第二个阶段是农民工突破身份限制成为市民的过程，目前仍障碍重重。笔者同意这种认识，但如果基于这种认识就认为现在的关注点应该是“农民工的市民化”问题，而不是“农民的市民化”，笔者认为逻辑上是不成立的。我国户籍制度的特殊功能可以分为两类：一是限制功能，即限制人口迁移和流动的功能；二是附属功能，即户籍上附着了门类繁多的社会福利[15]。第一阶段的顺利完成得益于户籍制度的限制功能逐步减弱乃至消失，第二阶段的举步维艰是因为户籍制度的附属功能并没有随着农村劳动力迁移到城镇就业而自然消失，因此，相应的推论应该是：需要进一步改革户籍制度，废除户籍制度的附属功能，或者说，“把福利上的差距缩小到无需借助户籍身份的转变即可共享公共服务”[16]。而这正是市民化的内容和目标所在。如果我们不是单纯考虑给农民还是农民工改变户籍身份，而是着眼于把附属功能从户籍制度上剥离，就可以比较容易地达成共识：市民化的主体应该是整个非市民群体，而农民工是其中的一部分。此外，虽然在具体操作时，鉴于问题的紧迫性，优先考虑农民工的市民化有一定必要，但在研究和探讨市民化问题时，却不能将关注点局限于农民工群体，而必须立足于构建城乡统一的劳动力市场和维护社会公平正义的目标，关注整个非市民群体。因此，本文在计算“地区市民化率”时，分母是该地区的总常住人口数，而不是城镇常住人口数。

在衡量一个人是不是市民时，最直接的指标是他“是否拥有非农业户口”。因为我国的社会福利和公共服务是与户籍制度紧密挂钩的，一个人是否拥有非农业户口基本上就决定了他是否有资格享受市民待遇。相应地，可以用“常住非农业户口人口数”来衡量市民人数，并用“常住非农业户

口人口数占总常住人口数的比重”来衡量地区市民化率。

然而,户籍制度不是市民化的唯一标识,《关于进一步推进户籍制度改革的意见》明确了将在全国建立城乡统一的户口登记制度,“取消农业户口与非农业户口性质区分和由此衍生的蓝印户口等户口类型,统一登记为居民户口”。但如果仅仅是简单地统一户口类型,并没有实质上消除制度性分割,也不是真正的市民化。在户籍制度改革加快推进的背景下,我们更需要抓住市民化的实质内容,在用户口性质来划分市民与非市民时需要特别注意其有效性。一个较好的替代方案是用“是否享有城镇的基本公共服务”来衡量其是不是市民,并用该指标来计算市民数和地区市民化率。但公共服务种类繁多且享受的程度可以是连续的,而大多数时候我们只能用“是否享有某一种公共服务”来粗略地表征,所以这一衡量方式也有一定缺陷。因此,本文在实证部分对这两种不同衡量方式的结果都给予了汇报。

三、数据与模型

(一) 数据及描述性统计结果

本文使用的数据是从2005年底开展的全国1%人口抽样调查微观数据库中随机抽取生成的一个子集。2005年底的全国1%人口抽样调查以全国为总体,以各省、自治区、直辖市为次总体,采取分层、多阶段、整群概率比例的抽样方法,最终样本单位为调查小区,总样本量为1 705万人,占全国总人口的1.31%。本文使用的子数据库包含2 585 481人,占整个调查样本的15.16%,占全国总人口数的2‰。

本文使用该数据而不是其他微观调查数据的理由有三:首先,其他微观数据覆盖的地区较少,代表性不足。目前国内覆盖面最广的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)虽然包括了25个省(市、自治区),但只有上海、辽宁、河南、甘肃和广东5个省(市)的样本对该省具有代表性[①],具体到地级市层面代表性就更差。其次,第五和第六次人口普查数据能够满足地区代表性,但遗憾的是它们均没有调查收入项目,因此2005年的1%人口抽样调查数据是唯一能够满足本文研究的大规模微观调查数据。最后,笔者研究发现,本文所研究的问题与歧视程度测量这类对经济、社会文化环境敏感性较高的问题不同,其所蕴含的内在机制是相对稳定的(相关检验结果详见本文第四节),所以使用2005年的数据得到的研究结果对当下实践仍然具有很高的参考价值。

本文在计算地区市民化率时,以地级市(州、盟)为基本地区单位(其中视4个直辖市的市辖区和县为不同的地区)。由于在计算前删除了样本个数少于50的地区,最终有效的地区数量为291个,略少于我国实际的地区总数。此外,本文的目的是考察地区市民化率对个人劳动收入的影响,因此在计量实证之前删去了年龄小于16和大于60岁、就业身份不是雇员的样本。由于机关事业单位的收入决定机制与企业有显著差异,在机关团体事业单位中工作的个体也被剔除。最后得到了一个包含365 713位劳动者的样本。

在使用个人收入数据时,本文有如下一些考虑和处理。第一,调查得到的工资收入一般是被调查者获得的税后收入,而个人所得税起征点以及税率的累进性质导致每个人缴纳的个人所得税款

① 中国家庭追踪调查采用“大省-小省”相结合的多阶段、系统随机抽样方法。“大省-小省”原则中,“大省”指在该省中抽取的样本对该省具有代表性,而“小省”则是指来自该省的样本对该省没有代表性。上海、辽宁、河南、甘肃和广东5个省(市)为“大省”,共抽取80个区县,8 000个家庭户;其他“小省”共抽取80个区县,8 000个家庭户。合计160个区县,16 000个家庭户。

是不同的，因此，考虑税前工资可以更加准确地反映出劳动者之间的工资差异。本文依据 2005 年第三次修正之前的《中华人民共和国个人所得税法》规定的税率和起征点还原出税前工资。第二，通过第一步调整得到的税前工资并没有包括个人缴纳的基本养老、医疗、失业保险等费用，更没有包括雇主为劳动者缴纳的社保费用。社会保险对劳动者来说其实是另一种形式的劳动报酬，而不同类型劳动者的社会保险参与情况是有差异的，不考虑这种差异就会低估劳动者之间收入的实际差距。因此，本文在税前工资的基础上根据个人各类社会保险的参与情况计算了其劳动报酬①。计算时采用的社保费率为：养老保险 28%（单位 20%，个人 8%）、医疗保险 8%（单位 6%，个人 2%）、失业保险 3%（单位 2%，个人 1%）。第三，正如很多研究指出的那样，不同岗位、不同类型的劳动者的周工作时间有系统性的差异，用小时工资而不是月工资来衡量工资水平更为恰当，因此本文采用了小时劳动报酬来衡量个人的劳动收入。第四，地区之间工资的差异一部分是由生活成本的差异造成的，考虑这种影响是有必要的。一种处理方式是利用 Brandt 和 Holz 估算的中国省际购买力指数对工资直接进行调整[17]，另一种方式是在回归模型中添加省级地区哑变量。后一种方式更为简便有效，故而本文采用后者。第五，本文将收入取了对数。因此，本文最终使用小时劳动报酬的对数来衡量被解释变量——个人劳动收入。

为了观察市民与非市民的特征差异，表 1 分别给出了全样本和市民、非市民子样本的描述性统计结果。按照“是否拥有非农业户口”（标准 1）划分市民与非市民的结果显示，相比于非市民，市民的税后月工资、税后小时工资、税前小时工资和小时劳动报酬要分别高出 370.8 元、2.7 元、2.7 元和 4.8 元，对应的比值分别为 1.4、1.7、1.7 和 2.1。可见，两个群体的收入差距是巨大的，而且忽略工作时间和社保待遇差异会严重低估实际的收入差距。从社会保险参与情况来看，市民的养老、医疗和失业保险参与率都在 50%以上，而非市民养老和失业保险的参与率不到 15%，他们虽然在医疗保险这一项上具有较高的参与率，但他们参加的更可能是新型农村合作医疗保险而不是城镇职工医疗保险。此外，市民的受教育程度明显要高于非市民，拥有高中及以上学历的市民有 64.4%，而非市民只有 15.1%。使用“是否享有城镇的基本公共服务”（标准 2）来划分市民与非市民，发现两者受教育程度差距显著缩小（市民和非市民中拥有高中及以上学历的比例分别降至 53.7%和升至 21.4%），与此同时，两者之间的小时劳动报酬差距却从 4.8 元扩大至 5.1 元。这意味着市民权利对两个群体间收入差距的影响在标准 1 下很可能是被低估的。

表 1　描述性统计结果

人口统计学特征	全样本	标准 1		标准 2	
		市民 1	非市民 1	市民 2	非市民 2
观测值数量（单位：个）	365 713	170 054	195 659	188 259	177 454
税后月工资均值（单位：元）	1 017.6	1 216.0	845.2	1 209.8	813.7
税后小时工资均值（单位：元）	5.2	6.6	3.9	6.4	3.8
税前小时工资均值（单位：元）	5.2	6.7	4.0	6.6	3.9
小时劳动报酬均值（单位：元）	6.5	9.1	4.3	9.0	3.9
有养老保险的比例（单位：%）	40.3	70.7	13.8	78.2	0
有医疗保险的比例（单位：%）	46.7	65.6	30.2	90.7	0

① 虽然企业支付的劳动报酬还可能包括工伤保险、失业保险、住房公积金等其他费用，但 2005 年全国 1%人口抽样调查只询问了养老、医疗、失业这三类社会保险的参加情况，所以本文未能进行更准确的调整。

续表1

人口统计学特征	全样本	标准1		标准2	
		市民1	非市民1	市民2	非市民2
有失业保险的比例(单位:%)	28.3	53.8	6.1	55.0	0
男性占比(单位:%)	57.9	58.0	57.8	58.6	57.2
年龄均值(单位:岁)	34.1	36.9	31.8	36.5	31.7
小学受教育程度占比(单位:%)	12.2	3.9	19.4	7.3	17.3
初中受教育程度占比(单位:%)	48.6	31.3	63.6	38.4	59.5
高中受教育程度占比(单位:%)	25.1	38.3	13.6	32.4	17.4
大专受教育程度占比(单位:%)	8.6	16.9	1.3	13.7	3.1
本科受教育程度占比(单位:%)	4.0	8.5	0.2	7.0	0.9
研究生及以上占比(单位:%)	0.3	0.7	0.0	0.6	0.0

注:标准1指"是否拥有非农业户口",标准2指"是否享有城镇的基本公共服务"。2005年的人口抽样调查只询问了失业保险、基本养老保险和基本医疗保险这三类社会保险的参与情况,所以本文使用"是否至少拥有养老、失业、医疗保险中的一类"作为"是否享有城镇的基本公共服务"的代理标准。

(二)模型

本文使用的回归模型如下:

$$\text{Income}_i=\alpha_0+\alpha_1\text{Citizen}_i+\alpha_2\text{Citizenization}_i+\alpha_3\text{Citizen}\times\text{Citizenization}_i+X_i\beta+\mu_i$$

其中,Income_i为被解释变量个人劳动收入;Citizen_i为表征是否为市民的哑变量($\text{Citizen}_i=1$表示市民,反之表示非市民);Citizenization_i为地区市民化率,是0-1之间的连续变量;$\text{Citizen}\times\text{Citizenization}_i$是市民哑变量与地区市民化率的交互项,用来识别地区市民化对市民和非市民的外部性差异;X_i是一系列控制变量;μ_i是随机扰动项;α_0、α_1、α_2、α_3和β分别是常数项和回归系数。

得益于巨大的样本量,笔者在回归模型中对可能影响地区市民化率与个人劳动收入之间关系的因素进行了细致的控制。这些因素可以分为四大类:第一类是以人力资本水平为代表的个人基本特征,具体包括性别、工作经验及其平方(用年龄代替)、健康状况、受教育程度(6个哑变量,以未上过学为参照组)、民族、生育状况、婚姻状况(4个哑变量,以未婚为参照组)[①]、1年前是否在省内常住、离开户口登记地时间[②];第二类是工作特征,具体包括劳动合同签订状况、工作单位类型(5个哑变量,以国有企业为参照组)、行业类型和职业类型[③];第三类是省级固定效应,包括户口所在地

① 2005年全国1%人口抽样调查表将婚姻状况分为5类,分别为未婚、初婚有配偶、再婚有配偶、离婚和丧偶。值得注意的是,这里的初婚是相对于再婚而言,指第一次婚姻,不是指新婚。

② 2005年全国1%人口抽样调查表将离开户口登记地时间分为9个等级,分别为没有离开户口登记地、半年以下、半年至一年、一年至二年、二年至三年、三年至四年、四年至五年、五年至六年和六年以上。一种处理方式是产生8个哑变量,另一种是将离开户口登记地时间视作连续变量,分别赋值为0、0.5、1、2、3、4、5、6、7。笔者在实证分析时比较了两种处理方式的回归结果,发现其他变量的估计结果非常相似,简洁起见,笔者选择了第二种处理方式。

③ 2005年全国1%人口抽样调查将行业编码编到大类(96个大类),将职业编码编到中类(65个中类),由于在"国际组织"这一大类行业中工作的个体没有被包括在样本中,本文分别生成了94和64个哑变量来表征行业和职业类型。由于行业和职业类型属于客观信息,而且调查时遵循"遇到申报人对本人或本户其他成员的行业和职业不清楚时,不要急于登记,经询问查明后再填写"、"严格控制将行/职业信息不清楚或难以归类的调查对象草率编入不便分类的其他从业人员"等原则,这类变量不存在"不适用"和"不清楚"选项,也不存在缺失值。此处感谢匿名审稿专家的提醒。

省份(30 个哑变量)和常住地省份(30 个哑变量)；第四类是地级市固定效应。我国的市民化进度虽然远远滞后于城镇化进度，但两者仍然是正相关的，而城镇化进度主要取决于工业化水平，因此可以推测一个地区的工业化水平会影响该地区的市民化率；同时，由于迁徙成本和障碍的存在，劳动者无法在地区间完全自由地流动，他们的工资水平会在一定程度上受到当地工业化水平的影响。为了控制地级市层面的工业化水平对估计结果的影响，笔者在回归模型中增加了 2005 年各地级市的第二产业产值占比、第三产业产值占比以及人均固定资产净值这三个变量，这些数据来源于《中国城市统计年鉴 2006》。

四、实证研究结果与分析

(一) 初步估计结果

1. OLS 估计结果

表 2 报告的是使用普通最小二乘(OLS)法的估计结果。模型 1 到模型 6 的区别在于逐步增加了控制变量。其中模型 1、3、5 没有考虑市民化外部性影响对市民和非市民劳动者两个群体的差异性，地区市民化率的回归系数捕捉到的是市民化外部性的平均值；模型 2、4、6 考虑了市民化外部性影响对市民和非市民劳动者两个群体的差异性，增加了市民哑变量与地区市民化率的交互项，此时地区市民化率的回归系数捕捉到地区市民化对非市民的外部性，而交互项的回归系数捕捉到地区市民化对两个群体的差异，两个回归系数之和就是地区市民化对市民的外部性。可以发现，地区市民化率和交互项的系数估计值在所有模型中均显著为正，其显著性水平在 1%以上。模型 5 和模型 6 控制了最多的控制变量，所以以这两者为基准模型。模型 5 中地区市民化率的系数估计值为 0.119，意味着地区市民化率每提高 10 个百分点，该地区劳动者的个人劳动收入会相应地增加 1.2%。模型 6 中地区市民化率和交互项的系数估计值分别为 0.038 和 0.178，意味着地区市民化率每提高 10 个百分点，该地区的非市民劳动者的个人劳动收入会相应地增加 0.4%，而市民劳动者的个人劳动收入会增加 2.2%，后者要比前者高出 1.8 个百分点。可见，相比于未拥有市民身份的劳动者，拥有市民身份的劳动者能够在地区市民化率提高的过程中享受更多的正外部性。

就其他因素而言，它们也对个人劳动收入有着显著影响。市民身份、男性性别和汉族可以显著提高劳动者的收入。人力资本特征对收入的作用与理论完全一致：身体健康可以显著促进生产率的提高和收入的增加；工作经验(用年龄代替)对收入的影响呈倒 U 形；受教育程度对收入有显著的正向影响，而且受教育程度越高，相应的回报也越高。过去 1 年内有生育行为可以显著提高劳动者的收入水平，笔者认为这主要是因为本文使用的是小时收入而不是月收入，过去 1 年内有生育行为由于享受了带薪法定假期而使月实际工作时间大大缩短。笔者尝试将被解释变量换成月收入，重新估计的结果显示过去 1 年内有生育行为对收入的影响不再显著。个人的婚姻状况也会对收入产生显著影响，相比于未婚人士，初婚有配偶人士可能由于家庭责任感等原因有着更高的生产率从而获得更高的收入，而离婚和丧偶人士可能由于情绪等原因对工作产生负面影响故而收入要低一些。此外，在常住地居住的时间长短也与个人劳动收入存在密切联系。1 年前就已经在省内常住可能通过提高个人在当地的融入程度等途径对收入产生正面影响，而且离开户口登记地时间(可以近似理解为在常住地生活工作时间)越长对收入的促进作用越显著。

表2 OLS估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区市民化率	0.705***	0.528***	0.580***	0.429***	0.119***	0.038***
	(0.005)	(0.008)	(0.005)	(0.007)	(0.009)	(0.010)
是否市民×地区市民化率		0.355***		0.302***		0.178***
		(0.011)		(0.010)		(0.010)
是否市民	0.175***	0.046***	0.039***	0.014***	0.091***	0.026***
	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.004)
是否男性	0.192***	0.192***	0.163***	0.163***	0.172***	0.172***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
年龄	0.030***	0.031***	0.027***	0.027***	0.025***	0.025***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
年龄平方	−0.000***	−0.000***	−0.000***	−0.000***	−0.000***	−0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
是否健康	0.154***	0.160***	0.120***	0.126***	0.092***	0.095***
	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
小学受教育程度	0.173***	0.172***	0.115***	0.115***	0.110***	0.110***
	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
初中受教育程度	0.327***	0.329***	0.193***	0.195***	0.207***	0.208***
	(0.009)	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
高中受教育程度	0.599***	0.600***	0.350***	0.351***	0.349***	0.349***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
大学专科受教育程度	1.043***	1.040***	0.635***	0.633***	0.639***	0.638***
	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
大学本科受教育程度	1.487***	1.473***	0.980***	0.969***	0.953***	0.948***
	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
研究生及以上受教育程度	2.151***	2.124***	1.548***	1.527***	1.449***	1.440***
	(0.019)	(0.019)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
是否汉族	0.154***	0.156***	0.123***	0.125***	0.036***	0.035***
	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
1年内是否有生育	0.092***	0.094***	0.063***	0.064***	0.045***	0.046***
	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
是否初婚有配偶	0.032***	0.037***	0.014***	0.018***	0.039***	0.041***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否再婚有配偶	0.013	0.019**	−0.001	0.004	0.003	0.005
	(0.009)	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
是否离婚	−0.039***	−0.037***	−0.030***	−0.029***	−0.021***	−0.022***
	(0.009)	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
是否丧偶	−0.103***	−0.099***	−0.058***	−0.055***	−0.027**	−0.025**
	(0.014)	(0.014)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
1 年前是否在省内常住	0.044***	0.043***	0.034***	0.033***	0.030***	0.029***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)
离开户口登记地时间	0.020***	0.021***	0.016***	0.017***	0.011***	0.011***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
是否签订劳动合同			Y	Y	Y	Y
工作单位类型			Y	Y	Y	Y
行业类型			Y	Y	Y	Y
职业类型			Y	Y	Y	Y
户口所在地省份					Y	Y
常住地省份					Y	Y
地级市工业化水平					Y	Y
常数项	−0.305***	−0.253***	−0.540	−0.446	0.221	0.259
	(0.020)	(0.020)	(0.525)	(0.524)	(0.490)	(0.490)
调整后 R^2	0.38	0.39	0.50	0.50	0.56	0.56
观测值数量	365 713	365 713	365 637	365 637	350 809	350 809

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著；圆括号内是被估计参数的标准差；模型 3 和模型 4 列的观测值数量相比模型 1 和模型 2 有所减少，这是因为部分样本的职业类型编码存在错误，与《职业分类与代码(GB-T 6565-1999)》不一致，故将其删除；模型 5 和模型 6 的观测值数量减少是因为广西梧州市、防城港市和西藏拉萨市的工业化水平数据缺失。

2.若干问题的讨论及检验[①]

第一个问题，市民化率高的地区劳动执法力量可能更充足、执法力度可能更严格，这类因素与小时劳动报酬中的社保费用很可能存在较强的相关性，如果不加以控制会导致外部性效应的高估。然而，这类因素难以衡量或相关数据难以获得，所以本文没能在模型中加以控制。那么，模型中遗漏这类因素造成的“高估”的上限是多少，是否可能导致估计结果方向性的错误？由于劳动执法力量和执法力度这类因素主要通过社保费用对小时劳动报酬产生影响，在理论上不会对小时工资产生影响，估计地区市民化率对小时工资的外部性大小就可以得到地区市民化率对小时劳动报酬的外部性的下限，而这个下限与表 2 中模型 5 和模型 6 的估计值的差距就是“高估”的上限。使用对数小时税后工资和对数小时税前工资作为被解释变量重新估计模型，结果分别如表 3 中的模型 1

① 此处感谢《浙江大学学报(人文社会科学版)》匿名审稿专家的提醒。

和模型2所示。从中可以发现,地区市民化率、是否市民以及它们的交互项的系数都显著为正,这说明提高地区市民化率可以提高劳动者的工资。被解释变量为对数小时税后工资和对数小时税前工资的结果非常相似,但要比表2中模型6的估计值稍小一些,这说明外部性效应的"高估"可能是存在的。然而,与外部性效应的下限相比,外部性效应的"高估"并不大,更不会改变"外部性为正"的方向性结论。

另一个值得关心的问题是,市民化的外部性在不同的经济社会环境下是否会有很大差异?更为重要的是,外部性的方向是否一致?笔者以各地区人均GDP和人口数的中位数为界分别将样本一分为二,然后利用四个子样本重新估计了市民化的外部性大小,结果如表3模型3至模型6所示。在所有的4个模型中,地区市民化率的系数都显著为正,这说明市民化的正向外部性是相当稳健的。我们有理由相信,尽管2005年以来市民化的政治、经济和社会文化环境都发生了较大变化,但在当下以及今后推进市民化的过程中,"地区市民化率的提高会产生正向的外部性影响"仍然成立。

表3 检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区市民化率	0.016*	0.015*	0.019*	0.172***	0.249**	0.064***
	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.012)	(0.021)	(0.016)
是否市民×地区市民化率	0.165***	0.170***	0.123***	0.003	0.187***	0.040**
	(0.009)	(0.009)	(0.013)	(0.021)	(0.015)	(0.017)
是否市民	0.016***	0.016***	0.062***	0.057***	0.051***	0.060***
	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.006)
调整后 R^2	0.48	0.49	0.60	0.44	0.61	0.47
观测值数量	350 809	350 809	176 521	174 288	175 563	175 246

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著;圆括号内是被估计参数的标准差;表2模型6中的其他变量在本表的回归模型中均已被控制,只是为简洁起见,没有在本表中报告;模型(1)和模型(2)使用的是全样本,但被解释变量分别是对数小时税后工资和对数小时税前工资,模型(3)至模型(6)的被解释变量都是对数小时劳动报酬,但使用的都是子样本,分别是人均GDP大于中位数的地区、人均GDP小于等于中位数的地区、人口大于中位数的地区和人口小于等于中位数的地区。

(二)使用工具变量进行估计

在初步估计结果部分,笔者不仅在回归方程中尽可能多地控制了调查数据中微观个体的信息,还将统计局公布的地级市级别的宏观数据与微观个体数据进行匹配并加以控制,这可以有效减少遗漏变量导致的地区市民化率回归系数估计结果偏误,但仍可能存在变量控制不完全导致的内生性问题。比如,地区市场化水平、工业化水平的其他维度等因素既会影响地区市民化率,又会影响个人劳动收入,但这些因素难以测量或难以完全控制。因此,为了更加准确地估计地区市民化的外部性,笔者将寻找地区市民化率这个核心变量的工具变量①。

我国的户籍制度是计划经济下的产物,在改革开放初期,地区市民化率基本上由国家计划决

① 模型中的控制变量,比如是否签订劳动合同,可能与被解释变量有互为因果的关系,从而导致相应回归系数的估计值存在偏误,所以说表2中的估计结果并不一定是无偏的。读者在使用本文控制变量的系数估计值时,只能作为一个参考,此点需要注意。只是,要想所有变量的系数估计值都是无偏的,无论在理论上还是实际操作上都是不现实的。因此,笔者只能将重心放在本文的目的——无偏地估计地区市民化率的回归系数上。此处感谢匿名审稿专家的建议。

定，与地区市场化、工业化水平的相关性较弱。这也意味着改革开放初期的地区市民化率除了影响后期的地区市民化率之外，不会通过其他途径作用于个人的劳动收入。因此，可以将改革开放初期的地区市民化率作为 2005 年地区市民化率的工具变量。由于改革开放之后，户籍制度从总体趋势上看是逐步放松的，市场化、工业化对地区市民化率的影响也是逐步增大的，因此较早年份的地区市民化率更可能是完全外生的。遗憾的是，1982 年可得的人口普查微观数据无法区分户口性质，因此本文只能退而求其次使用 1990 年的地区市民化率（利用 1990 年人口普查微观数据计算得到）作为工具变量。

如果一个工具变量完全满足排除性约束条件，那么在原内生模型的基础上加入该工具变量作为控制变量，该控制变量前的系数理论上应等于零。按照该思路，本文在表 2 模型 5 和模型 6 的基础上加入了 1990 年的地区市民化率，结果如表 4 中的模型 1 和模型 2 所示。结果显示，1990 年地区市民化率对应的回归系数绝对值均在 0.01 以下，而且统计上不显著。因此，可以认为本文选择的工具变量是能够满足排除性约束条件的。

表 4　使用工具变量法和 UCI 法的估计结果

变量	OLS		2SLS		UCI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区市民化率	0.108***	0.052***	0.111***	0.041*	[0.051,0.172]	[0.031,0.113]
	(0.013)	(0.014)	(0.019)	(0.023)		
是否市民×地区市民化率		0.141***		0.144***		[0.109,0180]
		(0.012)		(0.014)		
是否市民	0.102***	0.046***	0.102***	0.045***	[0.097,0.108]	[0.030,0.060]
	(0.003)	(0.005)	(0.003)	(0.006)		
1990 年地区市民化率	0.001	−0.004				
	(0.010)	(0.010)				
调整后 R^2	0.57	0.57	0.57	0.57		
观测值数量	293 412	293 412	293 412	293 412	293 412	293 412

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著；圆括号内是被估计参数的标准差；表 2 模型 5 和模型 6 中的控制变量在本表的回归模型中均已被控制；本表中的观测值数量相比表 2 有所减少，是因为个别地区 1990 年地区市民化率数据缺失；本表中 UCI 方法对应的结果是假定 γ 的取值在 −0.01 和 0.01 之间估计得到的 95%置信水平下的置信区间，该置信区间的下限是 γ 取不同值时估计得到的置信区间下限的最小值，而上限是所有这些置信区间上限的最大值。下同。

表 4 中的模型 3 和模型 4 使用 1990 年的地区市民化率作为 2005 年地区市民化率的工具变量，进行了两阶段最小二乘估计[①]。不考虑交互项的结果显示，地区市民化率的系数为 0.111；考虑交互项后，地区市民化率的系数为 0.041，交互项的系数为 0.144，且在统计上显著。可以计算得到，地区市民化率每提高 10 个百分点，个人的小时劳动报酬平均将增加 1.1%，其中非市民劳动者的小时劳动报酬将增加 0.4%，而市民劳动者的小时劳动报酬将增加 1.9%。

① 工具变量的有效性取决于两个方面：一是能够满足排除性约束条件，二是与内生变量存在较高的相关性，即不是一个弱工具变量。在第一阶段回归中，1990 年地区市民化率的 F 值远大于 10，所以说该工具变量不是弱工具变量，不会出现由于弱工具变量而导致 2SLS 估计结果偏向至 OLS 估计结果的情况。

尽管前文已在理论上和统计上证明本文选取的工具变量是外生的,但这仍然只是"貌似真的外生"(plausibly exogenous)。Conley等人放松了工具变量的排除性约束条件,构建了一套在工具变量可能并不完全外生时仍可用来进行估计和推断的方法[18]。本文根据他们提出的UCI(Union of Confidence Intervals)方法重新进行了两阶段最小二乘估计。在用UCI方法进行估计时,需要事先设定工具变量的内生程度。如前所述,如果一个工具变量是完全外生的,那么在原内生模型中加入该工具变量作为控制变量,该控制变量前的系数(γ)应严格等于零;如果γ不为零,则说明该工具变量有一定的内生性。因此,可以用γ来衡量工具变量的内生程度。表4中模型1和模型2的估计结果表明γ的绝对值小于0.01,因此本文假定γ的取值区间为[-0.01, 0.01]。95%置信水平下的置信区间估计结果如表4中的最后两列所示。可以发现,置信区间的下限都大于零。OLS、2SLS和UCI三者的估计结果有很高的一致性,都表明市民化的推进不仅不会损害其他劳动者的收入,相反会产生正向的外部性而使他们从中获益,其中,原先的市民相对于非市民来说获益更多。

(三) 变更市民化的衡量方式

尽管是否有资格享有城镇基本公共服务与户口性质紧密相关,但它们之间并非严格地一一对应,实际情况是大量拥有非农业户口的城市居民也没能享受到一些城镇基本公共服务(也有一部分人虽然没有非农业户口却享受了部分城镇基本公共服务,但在2005年时该比例很小)。比如,社保覆盖率不高时,在非正规部门工作的城市居民是被排除在城镇职工社会保险体系之外的;在居住证制度推行的当下,很多人虽然拥有了城市居住证却仍然无权享受一系列城镇基本公共服务。因此,使用"是否拥有非农业户口"来判断是否是市民就会系统性地(比如成比例地)高估市民的人数和比重,从而导致对地区市民化率边际效应的低估。因此,笔者尝试用"是否享有城镇的基本公共服务"作为判断是否是市民的依据。具体地,笔者使用"是否至少拥有养老、失业、医疗保险中的一类"来衡量一个个体是否是市民,用"养老、失业、医疗保险三者的平均覆盖率"来衡量一个地区的市民化率①。

重新使用OLS、2SLS和UCI方法估计得到的结果如表5所示。结果表明,地区市民化率的系数在统计上显著,在有交互项时UCI方法估计得到的下限也大于零,仍然支持上述"市民化的推进有利于其他劳动者收入的提高而不会出现以邻为壑的情形"的结论。此外,无论使用哪一种估计方法,地区市民化率和交互项的系数的估计值都要远远高于表4中同一方法的估计结果。这也印证了前文的观点,即"转变户口登记类型只是市民化的表面形式",真正的市民化应该是促进城乡公共服务均等化,扩大基本公共服务的覆盖面,使更多的人享受到原先只有市民才能享有的权利和待遇。从2SLS的估计结果来看,不考虑交互项时地区市民化率的系数为0.374,考虑交互项后地区市民化率和交互项的系数分别为0.251和0.299,而且在统计上均显著大于零,意味着在其他条件不变的情况下,地区市民化率每提高10个百分点,劳动者的个人劳动收入平均将增加3.8%,其中非市民将增加2.5%,市民将增加5.7%。

① 从2003年开始,我国进行了新型农村合作医疗保险的试点。根据卫生部发布的消息,截至2005年9月30日,全国开展新型农村合作医疗试点的县达到671个,参加合作医疗的人口达到1.77亿,占全国农业人口的19.94%。因此,在2005年人口抽样调查时有一部分人拥有的基本医疗保险是新型农村合作医疗保险而不是城镇职工医疗保险,这在一定程度上会高估地区市民化率。医疗保险覆盖率越高的地区,医疗保险类型是新型农村合作医疗保险而不是城镇职工医疗保险的概率就越高,而后者的边际影响一般来说要高于前者,因此,不区分医疗保险类型最终会低估地区市民化率的边际效应。本文研究发现,地区市民化率的边际效应为正,所以,如果纠正不区分医疗保险类型导致的偏误,边际效应只会更加显著为正,进一步巩固本文的结论。

表 5　使用保险覆盖率衡量地区市民化率的估计结果

变量	OLS		2SLS		UCI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区市民化率	0.222***	0.079***	0.374***	0.251***	[0.127,0.621]	[0.001,0.500]
	(0.018)	(0.019)	(0.076)	(0.085)		
是否市民×地区市民化率		0.367***		0.299***		[0.223,0.375]
		(0.016)		(0.029)		
是否市民	0.296***	0.215***	0.303***	0.230***	[0.297,0.309]	[0.213,0.247]
	(0.002)	(0.004)	(0.003)	(0.007)		
调整后 R^2	0.58	0.58	0.59	0.59		
观测值数量	350 809	350 809	293 412	293 412	293 412	293 412

五、结　语

户籍制度的改革和市民化的推进必将对数亿中国老百姓的生活产生深刻的影响。在这一过程中，受影响的不仅仅是身份发生了变化的这部分群体，原先就已经获得市民待遇的和至今尚未获得市民待遇的人也将受到或正或负的外部性影响。本文利用 2005 年全国 1%人口抽样调查微观数据计算得到各地区的市民化率(市民比重)，并研究了地区市民化率与个人劳动收入之间的因果关系。用“常住非农业户口人口数占总常住人口数的比重”来衡量地区市民化率，使用了工具变量的 2SLS 估计结果表明，地区市民化的平均边际效应为 0.111，其中对非市民的边际效应为 0.041，对市民的边际效应为 0.185。如果换用“养老、失业、医疗保险三者的平均覆盖率”来衡量地区市民化率，估计得到的边际效应也大于零，只是数值要更大一些，平均达到了 0.374，其中对非市民和市民的边际效应分别为 0.251 和 0.550。由于转变户口登记类型只是市民化的表面形式，享有社会保险等公共服务才是市民化的本质，因此第二种衡量方式对应的结果应该更接近真实水平。第二种衡量方式的结果表明，在其他条件不变的情况下，地区市民化率每提高 10 个百分点，劳动者的劳动收入平均将增加 3.8%，其中非市民将增加 2.5%，市民将增加 5.7%。放松对工具变量完全外生的假设，利用 UCI 方法重新进行估计，发现结果是稳健可靠的。所以，推进市民化，给更多的非市民以市民的身份和权利，不仅不会损害其他劳动者的收入，相反会产生正向的外部性而使他们从中获益。因此，政府应当加强这方面的宣传，消除相关群体不必要的担忧和阻碍，保证市民化进程的顺利推进。此外，这也意味着市民化的确是我国未来内需增长和经济增长的新引擎，应充分利用。

需要指出的是，本文在区分是否是市民时采用了比较极端的两分法——要么是非市民，要么是市民，这种处理方法虽然简单直接，却不够准确。实际上，非市民并非一次性获得所有市民待遇而摇身一变成为市民的，市民化是一个缓慢、连续的过程，因此，如何利用微观调查数据计算得到每个人的市民化率(0 与 1 之间的连续变量)继而求得地区的市民化率，值得进一步探索。此外，本文仅仅考察了市民化的推进对在职就业者劳动收入的影响，如果考虑到市民化的推进有可能造成部分原有就业者的失业，那么实际的正向外部性影响可能小于本文的估计结果。然而，我国在推进市民化时非常注意对就业的不利影响，在劳动力供给不足时才会选择较快推进，因此，市民化对就业的负面效应应该并不显著。但笔者相信，在这一方面进行实证检验是十分必要的。

(衷心感谢《浙江大学学报(人文社会科学版)》匿名审稿专家提出的宝贵意见!)

[参 考 文 献]

[1] 国务院发展研究中心课题组:《农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响》,《经济研究》2010年第6期,第3-16,41页。[Research Group of Development Research Center of the State Council,"The Effect of Citizenization of Rural Migrant Workers on the Domestic Demand and Economic Growth," *Economic Research Journal*, No. 6(2010), pp. 3-16, 41.]

[2] 田永坡:《劳动力市场分割与保留工资决定》,《人口与经济》2010年第5期,第20-26页。[Tian Yongpo, "Labor Market Segmentation and the Determination of Reservation Wage," *Population & Economics*, No. 5(2010), pp. 20-26.]

[3] 孙中伟:《教育、保留工资与不同户籍外来工的工资差异——基于珠三角和长三角的问卷调查》,《农业技术经济》2011年第12期,第70-78页。[Sun Zhongwei,"Education, Reservation Wage and Wage Differentials between Different Hukou Workers: Based on Surveys in Pearl River Delta and Yangtze River Delta," *Journal of Agrotechnical Economics*, No. 12(2011), pp. 70-78.]

[4] 刘林平、万向东、张永宏:《制度短缺与劳工短缺——"民工荒"问题研究》,《中国工业经济》2006年第8期,第45-53页。[Liu Linping, Wan Xiangdong & Zhang Yonghong,"Institution Absence and Labor Shortage: Study on the 'Famine of Peasant Workers'," *China Industrial Economy*, No. 8(2006), pp. 45-53.]

[5] 田明:《进城农民工的高流动性及其解释》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》2013年第5期,第69-80页。[Tian Ming, "An Investigation on Job Mobility of China's Migrant Workers," *Journal of Tsinghua University(Philosophy and Social Sciences)*, No. 5(2013), pp. 69-80.]

[6] H. Zhang,"The Hukou System's Constraints on Migrant Workers' Job Mobility in Chinese Cities," *China Economic Review*, Vol. 21, No. 1(2010), pp. 51-64.

[7] J. V. Henderson,"How Urban Concentration Affects Economic Growth," http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2000/05/25/000094946_00051005303289/additional/126526322_20041117153556.pdf, 2015-07-08.

[8] 刘晓峰、陈钊、陆铭:《社会融合与经济增长:城市化和城市发展的内生政策变迁》,《世界经济》2010年第6期,第60-80页。[Liu Xiaofeng, Chen Zhao & Lu Ming,"Social Integration and Economic Growth: The Change of Endogenous Policy of Urbanization and Urban Development," *The Journal of World Economy*, No. 6(2010), pp. 60-80.]

[9] 蔡昉、都阳、王美艳:《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》2001年第12期,第41-49页。[Cai Fang, Du Yang & Wang Meiyan," Household Registration System and Labor Market Protection," *Economic Research Journal*, No. 12(2001), pp. 41-49.]

[10] 文军:《农民市民化:从农民到市民的角色转型》,《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》2004年第3期,第55-61页。[Wen Jun," Farmer's Citizenship: The Role Transition from Farmers to Townspeople," *Journal of East China Normal University(Philosophy and Social Sciences)*, No. 3(2004), pp. 55-61.]

[11] 申兵:《我国农民工市民化的内涵,难点及对策》,《中国软科学》2011年第2期,第1-7页。[Shen Bing,"The Connotation of and Policy Recommendation for Migrant Workers' Citizenization in China," *China Soft Science*, No. 2(2011), pp. 1-7.]

[12] 魏后凯、苏红键:《中国农业转移人口市民化进程研究》,《中国人口科学》2013年第5期,第21-29页。[Wei Houkai & Su Hongjian,"Research on Degree of Citizenization of Rural-urban Migrants in China," *Chinese Journal of Population Science*, No. 5(2010), pp. 21-29.]

[13] "我国农村劳动力转移与农民市民化研究"课题组:《农民市民化的趋势与国内相关理论学派的主张》,《经济研究参考》2003年第5期,第2-8页。[Research Group of Rural Labor' Transfer and Farmers' Citizenization,"The Trend of Farmers' Citizenization and Related Theories," *Review of Economic Research*, No. 5(2003), pp. 2-8.]

[14] 刘传江：《中国农民工市民化研究》，《理论月刊》2006 年第 10 期，第 5 - 12 页。[Liu Chuanjiang，"Research on Migrants' Citizenization in China，" *Theory Monthly*，No. 10(2006)，pp. 5 - 12.]

[15] 段成荣、王文录、王太元：《户籍制度 50 年》，《人口研究》2008 年第 1 期，第 43 - 50 页。[Duan Chengrong，Wang Wenlu & Wang Taiyuan，"The Household Registration System 50 Years，" *Population Research*，No. 1(2008)，pp. 43 - 50.]

[16] 蔡昉：《城市化与农民工的贡献——后危机时期中国经济增长潜力的思考》，《中国人口科学》2010 年第 1 期，第 2 - 10 页。[Cai Fang，"Urbanization and the Contribution of Migrant Workers：Reflections on the Potential of China's Economic Growth in the Post Crisis Period，" *Chinese Journal of Population Science*，No. 1(2010)，pp. 2 - 10.]

[17] L. Brandt & C. A. Holz，"Spatial Price Differences in China：Estimates and Implications，" *Economic Development and Cultural Change*，Vol. 55，No. 1(2006)，pp. 43 - 86.

[18] T. G. Conley，C. B. Hansen & P. E. Rossi，" Plausibly Exogenous，" *Review of Economics and Statistics*，Vol. 94，No. 1(2012)，pp. 260 - 272.

文化大视野　训诂新硕果

——《古代文化词义集类辨考》(新版)评介

曾昭聪

(暨南大学 中国语言文学系，广东 广州 510632)

黄金贵教授的《古代文化词义集类辨考》(新版)2016 年 3 月由商务印书馆出版。全书 120 万字，共分八个大类：国家、经济、人体、服饰、饮食、建筑、交通、什物，辨析 264 组同义词中的 1 300 多个词，考正词义 400 余条。每组同义词下先列提要，揭示基本观点；次列"同义"，征引文献训诂材料证诸词一义之同；然后是正文"辨释"部分，从文化与语言两端辨考诸词词义之同与异。文末附列参考文献，供读者检核或进一步深研。全书正文之后有四个大篇幅的附录：《论古代文化词语及其训释》《主要辨义与现解参比简表》《形声字声符求义集表》《本书参引图表》。该书体大思精，体现出文化与训诂研究的大视野。

该书的特色主要表现在训释对象与训释方法两个方面。从训释对象来说，《辨考》作者率先提出了"文化词语"的概念并进行了理论探讨，又分析了传统训诂学的过去和现状，指出其成就和不足，以敏锐的眼光发现了训诂领域中文化词语训释这片亟须开垦的土地(具见本书附录一)。该书以文化词语为训释对象，体现了训诂研究的大视野。在训释方法上，作者不仅能娴熟运用传统的训诂方法，而且还致力于探索新方法：一是系统辨考法，二是语言与文化双线交融的研究方法。

(1)系统辨考，即以同一义位为中心，对同义词群中的每一个成员进行辨析考索，较其同，辨其异。如《辨考》辨考了"堤、防、塘、堰、坝"(第 71 篇)一组同义词："堤"，通称；"防"，低陷地四周所筑防水内溢与外侵的护堤；"塘"，大堤，可用于池、江、湖、陂、海；"堰"，横截江河、抬高水位以蓄水的较低长堤；"坝"，横截江河的大堰，短而高，上设分流闸。同中求异，消除了浑训之弊。新版是在旧版(上海教育出版社 1995 年 5 月版)的基础上修订增补而成。新版的修订增补工作主要是词义辨考的完善和引用文献的复核。新版在组内增同义词的有两组：第 1 组"方、帮、国"，增"邑、塞"，第 7 组增相关词"黄河、长江"。"辅弼"条有名词义与动词义，分为两条；"高粱"原为"粱秫"条相关词，因新发现古代高粱的几个古名，遂将高粱古名系统构组，故亦新增一条。因此新版共增 2 条，成 264 条。全书大量的修订工作则使辨考的精细度大为提高，如对"江"的词源、"汤"的菜汤义等均进行了新考。

(2)语言与文化双线交融法，指本书在辨考中不仅使用了多种辨考、求义的方法，如本义与引申义互求法、异文求义法、形声字声符求义法等，更进一步根据辨释文化词的特点，大量引入文化史证和考古文物证。例如文化史界历来认为我国早期是每日两餐制，三餐制晚出，但三餐制究竟何时出现？《辨考》在第 157 篇中对历代餐食词语进行了考察：从上古到南北朝，都是两餐制，唐代起出现"中饭"等中餐词语，元代出现了"一日三餐"的观念与词语，标志三餐制正式形成。这样不仅训释了文化词义，还对饮食史上未深入研究的我国古代食制问题做出了原创性研究，实现了多学科的交叉。又如本书对于足球的起源、蜡烛的出现、船由生产工具至交通工具的演变等许多文化史上大大小小的问题，结合词义的辨考，都做出了生动的回答。这一方法不仅解决了语言上的问题，同时也解决了文化史上的问题。

总之，《辨考》一书是对古代文化词语的系统性研究，其训释对象、训释方法拓宽了训诂研究的视野，可称为语言与文化研究的新硕果。