

城镇化的不平等效应与社会融合

陈云松 张翼

摘要：基于中国社会调查（CSS2011）和相关城市统计资料，分析城镇化的“不平等”效应以及城镇化中农业户籍流动人口与城镇户籍人口的社会融合问题发现：在收入方面，人口城镇化率的上升对“进城农民”的影响，虽与“城里人”无明显差异，但在社会保险、文化生活、心理接纳及身份认同等方面却显著低于“城里人”。这种“进城农民”与“城里人”之间的不平等，会促使原来农村与城市的老二元结构转化为城镇内部户籍居民与流动人口的新二元分割，从而阻滞城镇化过程中的社会融合。这一发现有助于我们理解当前城镇化中社会阻隔的成因，为“新型城镇化”特别是农业转移人口的市民化提供可能的理论和实证参考。

关键词：城镇化 人口城镇化 社会融合 市民化

作者陈云松，中国社会科学院社会学研究所博士后（北京 100732）；张翼，中国社会科学院社会学研究所研究员（北京 100732）。

一、问题与研究的缘起

改革开放以来，中国的城镇化进程不断推进，到2014年年底，城镇化率已达54.8%左右，按目前增长速度，估计到2020年将超过60%。^①人口向城镇的集聚和城市空间的更新扩大，在一定程度上促发了城镇地区的产业升级，提升、整合了城市和农村地区的经济社会发展，^②但也造成了粗放式发展

① 人口城镇化水平的最新数据来自国家统计局，相关内容参见 http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/201501/20/t20150120_4386891.shtml；在2020年将达到或超过60%的数据来自李培林、陈光金、张翼主编《社会蓝皮书：2014年中国社会形势分析与预测》（北京：社会科学文献出版社，2013年）。

② 李强、陈宇琳、刘精明：《中国城镇化“推进模式”研究》，《中国社会科学》2012年第7期；戴均良、高晓路、杜守帅：《城镇化进程中的空间扩张和土地利用控制》，《地理研究》2010年第10期；顾朝林：《改革开放以来中国城市化与经济社会发展关系研究》，《人文地理》2004年第2期；施建刚、王哲：《中国城市化与经济发展水平关系研究》，

问题。^①原来存在的城乡二元结构正在转化为城镇内部户籍居民与流动人口的新二元分割。^②研究表明,进城农民特别是农民工,未能通过“同步市民化”真正融入城市社会,有学者据此提出了“半融入”、“半城市化”概念。^③2015年伊始,国家发改委联合另外十一个部委发布了《国家新型城镇化综合试点方案》,拟通过对大、中、小城市的试点,推广农业转移人口市民化的成本分担机制等,这无疑是有意义的。^④但农村转移人口的市民化,不仅仅是成本问题,而且是一个更为深远的经济、行为、心理和身份认同等社会融合问题。即使农村转移人口取得了“市民”资格,若不能较好地融合进城市,则新矛盾仍然会产生,从而影响社会的良性运行与健康协调发展。

需要看到,城镇化是农村人口进入城市并与城市人口发生双向互动的过程,所以,这一过程会对农村人口(以下简称“进城农民”)和城镇户籍人口(以下简称“城里人”)同时发生深远影响。^⑤也因此,在城镇地区实现“社会融合”的必要条件,不仅是进城农民作为流入者在经济社会地位和心理感知上的纵向“提升”过程,而且是这两大群体之间的横向“靠拢”过程:只有“相对距离”的缩小,才能促进真正的融合。但长期以来中国的城镇化进程始终未能完全打破城市内部在户籍、社

《中国人口科学》2012年第2期; Kevin Honglin Zhang and Shunfeng Song, “Rural-urban Migration and Urbanization in China: Evidence from Time-series and Cross-section Analyses,” *China Economic Review*, vol. 14, no. 4, 2003, pp. 386-400; Mingxing Chen, Weidong Liu and Xiaoli Tao, “Evolution and Assessment on China’s Urbanization 1960-2010: Under-urbanization or Over-urbanization?” *Habitat International*, vol. 38, 2013, pp. 25-33.

- ① 陆铭、向宽虎、陈钊:《中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论》,《世界经济》2011年第6期; Gene Hsin Chang and Josef C. Brada, “The Paradox of China’s Growing Under-Urbanization,” *Economic Systems*, vol. 30, no. 1, 2006, pp. 24-40; 王放:《新世纪之初的中国城镇化》,《人口研究》2006年第3期; 李嘉岩:《我国城市化的发展质量》,《经济管理》2005年第23期。
- ② 张翼:《农民工“进城落户”意愿与中国近期城镇化道路的选择》,《中国人口科学》2011年第2期。
- ③ 王春光:《农村流动人口的“半城市化”问题研究》,《社会学研究》2006年第5期; 郑功成:《中国流动人口的社会保障问题》,《理论视野》2007年第6期; 郑秉文:《改革开放30年中国流动人口社会保障的发展与挑战》,《中国人口科学》2008年第5期; 白南生、李靖:《城市化与中国农村劳动力流动问题研究》,《中国人口科学》2008年第4期; 李强:《中国城市化进程中的“半融入”与“不融入”》,《河北学刊》2011年第5期; 杨菊华:《中国流动人口经济融入》,北京:社会科学文献出版社,2013年。
- ④ 《发改委:国家新型城镇化综合试点地区名单》,2015年2月5日, <http://www.ocn.com.cn/hongguan/201502/fagai050954.shtml>, 2015年2月10日。
- ⑤ “进城农民”概念和严格意义上的农民工之间有一定差别。“进城农民”的主体是农民工,但也包括一部分生活在城镇但未工作或无工作的农业人口。

会保险和就业等方面的制度分割，这有可能使城镇化带来的发展红利，难以在进城农民与城里人之间公平分享，甚至让两者之间差距进一步扩大，进而阻滞社会融合的顺利进行。

面对上述现实，我们拟分析当前城镇化过程中存在的“不平等效应”。从文献角度看，尽管经济学家对城镇化与地方宏观经济指标之间的关系进行过探讨，社会学家也对影响流动人口社会融合的个体因素进行过研究，但学界对城镇化本身与社会融合之间的关联及差异化效应并无专论。本文的分析结果，有助于我们理解传统粗放城镇化模式下城市社会隔离的成因，为“新型城镇化”特别是农业转移人口的市民化提供理论和实证参考。

二、文献分析与研究假设

(一) 文献分析

国内学界对社会融合及维度的界定已有初步共识。比如，张文宏和雷开春探讨了城市新移民经济、文化、心理和身份等四方面融合的影响因素；李培林和田丰关注了农民工在经济、心理、身份和社交四个层面的融入情况和代际差异；崔岩讨论了流动人口的社会融入与身份认同；谢桂华集中分析了经济融合；杨菊华、张莹、陈志光对流动人口身份认同进行了比较系统的剖析。^① 不过，该领域研究尚能扩展到更宏大的视野：第一，现有研究集中揭示了个体层面要素对流动人口社会融合的影响，但未关注宏观层次变量的社会融合效应。第二，现有研究往往集中关注流动人口、外来户，未能揭示兼顾分析原住民——城里人的城镇化效应。实际上，大多数现有研究的模型拟合样本均直接针对流动人口或农民工群体。

在城镇化的推进模式上，李强、陈宇琳、刘精明发现，改革开放以来的城镇化，主要是通过开发区建设、新区新城建设、城市扩展、旧城改造、中央商务区建设、乡镇产业化和村庄产业化七种方式进行。^② 在这种情况下，伴随中国人口城镇化进程的是城镇地区社会融合的严重滞后：2014年的《国家新型城镇化规划》将以往的

① 张文宏、雷开春：《城市新移民社会认同的结构模型》，《社会学研究》2009年第4期；李培林、田丰：《中国农民工社会融合的代际比较》，《社会》2012年第5期；崔岩：《流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究》，《社会学研究》2012年第5期；谢桂华：《中国流动人口的人力资本回报与社会融合》，《中国社会科学》2012年第4期；杨菊华、张莹、陈志光：《北京市流动人口身份认同研究——基于不同代际、户籍及地区的比较》，《人口与经济》2013年第3期。

② 李强、陈宇琳、刘精明：《中国城镇化“推进模式”研究》，《中国社会科学》2012年第7期。

城镇化进程通称为“传统粗放的城镇化”，尽管这一概念在学界并无严格定义，但该规划明确列举了20世纪90年代以来城镇化进程中存在的突出矛盾和问题（用以区别“传统粗放的城镇化”与“新型城镇化”）。^①而首当其冲的就是“大量农业转移人口难以融入城市社会，市民化进程滞后”。显然，在“传统粗放的城镇化”进程中，虽然人口得以向城市集中，城镇空间得以快速扩大，但人口城镇化率（城镇常住人口与全体人口之比）却不能反映一个地区城镇化的质量，^②也即城镇化率指标与社会融合指标之间可能无关、甚至存在背离现象。

尽管学界以往对此并无专论，经济学家在宏观层面对城镇化收入效应的分析却可以提供一些启示。^③例如，沈坤荣、余吉祥基于省级数据，发现城市中外来劳动力相对数量的提升可拉动城镇本地劳动力的收入；而刘学军、赵耀辉基于地市一级数据的分析发现外来劳动力相对数量会降低本地劳动力的就业率和收入。^④这表明：人口城镇化率除影响进城农民外，还同时对城里人——本地人群体产生复杂影响。如果城镇化对城里人带来的好处长期多于进城农民，或城里人与进城农民之间的收益差距愈益扩大，则这两大群体之间的隔膜只会扩大，反而不利于经济社会融合的进行。

（二）研究假设

社会学经典理论提醒我们：农民在向城市的迁移过程中，既会碰到城市生活的适应问题，也会遭遇城市市民的社会排斥问题，且流入者越多，这些矛盾就越明显。但随着流入人口的进一步增加以及城镇化的不断深入，特别是超过了一定人数之后，社会排斥会逐渐减弱，心理会逐渐适应。但是，中国快速的城镇化进程已超过30年，全国一半以上人口已居住生活在城镇地区，而农业转移人口的市民化进程却并不像预期的那样乐观，这主要表现在：

- ① 具体为：（1）大量农业转移人口难以融入城市社会，市民化进程滞后；（2）“土地城镇化”快于人口城镇化，建设用地粗放低效；（3）城镇空间分布和规模结构不合理，与资源环境承载能力不匹配；（4）城市管理服务水平不高，“城市病”问题日益突出；（5）自然历史文化遗产保护不力，城乡建设缺乏特色；（6）体制机制不健全，阻碍了城镇化健康发展，参见 http://news.xinhuanet.com/house/suzhou/2014-03-17/c_119793661.htm。
- ② 方创琳、王德利：《中国城市化发展质量的综合测度与提升路径》，《地理研究》2011年第11期；魏后凯等：《中国城镇化质量综合评价报告》，《经济研究参考》2013年第31期。
- ③ 较早的研究虽关注了城镇化背景下的城乡收入差距，但未直接使用城镇化指标作为分析变量。
- ④ 沈坤荣、余吉祥：《农村劳动力流动对中国城镇居民收入的影响——基于市场化进程中城乡劳动力分工视角的研究》，《管理世界》2011年第3期；刘学军、赵耀辉：《劳动力流动对城市劳动力市场的影响》，《经济学（季刊）》2009年第2期。

首先,中国进城农民的主体是农民工,而农民工基本集中在城市的从属劳动力市场,工资收入低、工作时间长、工作环境差、更换工作的频次高、一直徘徊在声望较低的职业、难以提升自己的社会阶层地位。^①其次,进城农民被排除在与城镇户籍相关联的社会福利和住房保障体系之外。对这种城镇内部的二元分割,经济学界和社会学界早有关注。例如,蔡昉分析了影响农民在迁入地定居的制度障碍,提出中国城乡劳动力迁移实际只完成了“走出来”的第一步。^②也就是说,虽然居住证制度的实施,扩展了进城农民的社会保险缴纳机会及其子女的受教育权,但户口本与居住证之间的差异还十分显著。

鉴于此,我们认为,如果“底层流动”的格局不变,那么城镇化红利就很难让“进城农民”和“城里人”平等分享。在“传统粗放的城镇化”模式下,进城农民人口的相对增长,虽然可以为城市提供富足的劳动力并带来某种程度的内需拉动效应,但差异化的城镇化红利会扩大“城里人”和“进城农民”经济地位差距,强化原有的心理、文化隔膜。因此,本文的核心假说是:

在传统粗放式城镇化模式下,人口城镇化率对社会融合相关维度的影响,在农业户籍流动人口和城镇户籍人口之间存在显著差异,不利于社会融合。

综合参照学界提出的社会融合维度,并结合可资利用的数据,本文提出“经济”、“行为”、“心理”和“身份”四个具体融合维度的理论假设。^③

假设1:粗放式城镇化对经济收入的提升效应,在城里人群体中高于(或等于)进城农民群体,导致两个群体在经济上的差距继续保持甚至扩大,不利于经济融合。

-
- ① 皮奥罗等人认为,劳动力市场被分割为主要劳动力市场和从属劳动力市场,前者的特征是工资收入高、工作稳定且条件优越,而从属劳动力市场的特征则是收入低、劳动环境差、工作时间长、职位升迁机会稀缺且不稳定。参见 Michael J. Piore, "Labor Market Segmentation: To What Paradigm Does It Belong?" *The American Economic Review*, vol. 73, no. 2, 1983, pp. 249-253; Michael J. Piore, "The Dual Labor Market: Theory and Implications," in David M. Gordon, ed., *Problems in Political Economy: An Urban Perspective*, Lexington, Mass.: D. C. Heath and Company, 1972, pp. 90-94; Glen G. Cain, "The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey," *Journal of Economic Literature*, vol. 14, no. 4, 1976, pp. 1215-1257.
- ② 蔡昉:《劳动力迁移的两个过程及其制度障碍》,《社会学研究》2001年第4期。
- ③ 张文宏和雷开春提出经济、心理、身份和文化四大融合因子(张文宏、雷开春:《城市新移民社会认同的结构模型》,《社会学研究》2009年第4期);杨菊华提出经济、行为、文化和身份四个融合维度(杨菊华:《流动人口在流入地社会融入的指标体系——基于社会融入理论的进一步研究》,《人口与经济》2010年第2期);李培林和田丰分析了经济、心理、身份和社交四个层面的融入(李培林、田丰:《中国农民工社会融合的代际比较》,《社会》2012年第5期)。这些融合维度尽管指称有差异,但基本内容接近并互有交叠。本文中“文化行为”主要指具有城市特征的文化活动和行为。

假设 2: 粗放式城镇化对文化行为的提升效应, 在城里人群体中高于 (或等于) 进城农民群体, 导致两个群体之间在文化行为的差距继续保持或者扩大, 不利于行为融合。

如果假设 1 和假设 2 得到证实, 可以进一步提出:

假设 3: 粗放式城镇化难以提升进城农民与城里人的交往意愿, 不利于心理融合。

假设 4: 粗放式城镇化难以提升进城农民的城市认同、本地认同, 不利于身份融合。

为检验“不平等城镇化效应”的影响, 我们把问题聚焦在以往的城镇化效应在两大群体间存在何种程度的差异, 及其对社会融合会产生多大的影响上。文献检索显示, 相关研究过去较少, 原因主要有二: 一方面, 长期以来我们对传统粗放式城镇化的社会功能认识还不全面, 特别是对其局限性关注不足; 另一方面, 城镇化数据来自省、市等行政区划的宏观层面, 多由统计机构采集, 可供跨层次分析的数据较少。因此, 本文拟通过对相关数据的合并匹配, 分析宏观层面的城镇化率对个体层面的社会融合诸指标的影响。

三、分析策略、操作性变量与模型

(一) 分析策略

为分析城镇化效应在进城农民和城里人这两个群体之间是否存在差异, 我们将全体城镇居民作为样本, 在回归模型中引入户籍二分变量 (区分进城农民与城里人) 以及它与城镇化率的交互项, 然后观察交互项的系数是否具有统计显著性。需要说明的是: 我们没有以户籍二分变量直接对进城农民和城里人子样本进行分组回归并直接加以比较。这主要因为: 首先, 子样本回归会损失自由度, 让样本差异变小, 使得估计效度受损; 其次, 进城农民群体本身就是各种社会因素多年选择之后的既定存在——可能有着某种共性因观测不到而被模型遗漏。^① 采用全样本交互项分析则能回避这些问题。^②

此外, 人口城镇化率这样的宏观指标, 对居民个人层面的经济社会心理影响, 其作用往往表现为渐进的过程。施建刚、王哲运用分布滞后模型来研究城市化与经济发展水平的长期关系, 发现以城市化解释经济增长的自变量滞后期为 3 年; 宁俊

① 陈云松:《农民工收入与村庄网络: 基于多重模型识别策略的因果效应分析》,《社会》2012 年第 4 期。

② 这里未将“城—城流动人口”单列一类, 因为本文关注的是城镇化而非广义的流动。

飞、马林靖运用向量自回归模型分析城镇化水平和天津地区农民收入的关系,发现滞后期取值为6较为合适;肖卫东、陈小远运用类似方法,发现滞后4期的人口城镇化率可以较好地预测农民收入;吴先华对山东的面板数据研究发现,城镇化率作为城乡收入差距格兰杰原因的时滞也是4期。^①显然,上述研究表明,人口城镇化率对城市经济发展、农民收入和城乡收入差距的影响具有3—6年的时滞。

基于此,我们在初步分析中采用了两年跨度的模式,从数据调查年(2011年)的前1年、前3年等等依次测试,测试中发现,直到调查年前5年也即2006年,该年份的城镇化率(及其相关交互项)才开始对四项融合指标产生显著影响。^②5年的时滞,与计量经济学的实证结果吻合得较好。我们还对更早两期也即2004年和2002年有关城市的城镇化率对相关融合指标进行了分析,发现后两期的城镇化率仍然对社会融合存在影响。但一旦控制2006年城镇化率,2002年城镇化率原有的显著效应就消失了。^③

(二) 数据和变量

本文使用的个人层面数据来自中国社科院社会学研究所2011年7月至11月开展的第三次“中国社会状况综合调查”(CSS2011)。该调查覆盖28个省级行政区域的100个县(市、区)的480个村居,入户访问了7036位18周岁及以上的城乡居民,被多次用于流动人口社会融合等方面的分析。本文所使用的常住人口城镇化率采集自相关市政府的2006年统计公报,而人均GDP和固定资产投资等城市数据则从匹配年《全国城市统计年鉴》中获得。通过对城市的匹配,我们把个人和城市层面的数据合并起来以实现跨层次分析。^④

本文将“进城农民”界定为具有农业户口的、目前工作或居住所在地为城市的18岁及以上人口。剔除缺失数据的样本,本文所使用的城镇常住人口样本总数3695人,其中进城农民1008人,城里人2687人。考虑到这一比例和2011年全国城镇常住人口结构有出入(进城农民样本偏少),我们对数据按照当年全国真实人口结构进行了加

① 施建刚、王哲:《中国城市化与经济发展水平关系研究》,《中国人口科学》2012年第2期;宁俊飞、马林靖:《快速城市化进程是否有利于农民增收——以天津地区为例》,《当代经济管理》2010年第10期;肖卫东、陈小远:《城镇化发展与农民收入增长:中国数据的计量经济分析(1978—2003)》,第五届中国经济学年会论文,厦门,2005年12月;吴先华:《城镇化、市民化与城乡收入差距关系的实证研究——基于山东省时间序列数据及面板数据的实证分析》,《地理科学》2011年第1期。

② 2010年的城镇化率和所有融合指标均不相关;2008年的城镇化率仅和绝对收入有关。

③ 限于篇幅,这里未展示回归结果。

④ 由于CSS2011统计的是2010年的收入,故此对于收入分析而言,城镇化率是4年前的。但对于心理、身份和文化等融合而言,则是5年前的。

权处理。加权后进城农民样本 1196 人，城里人样本 2499 人，相关主要变量描述参见表 1。总体上，“进城农民”的平均年龄、受教育年限以及收入和社会保险、身份感、文化行为等指标均低于城里人，而在职比例、与城里人交往愿望则相对较高。

表 1 主要变量描述

变 量	全体样本 N=3695	城里人 N=2499	进城农民 N=1196
男 性	51.82%	52.91%	49.53%
在 职	66.69%	63.22%	74.12%
单 身	7.25%	8.51%	4.62%
离婚或丧偶	18.64%	16.46%	23.17%
已 婚	74.11%	75.03%	72.21%
年 龄	41.8 (15.79)	44.18 (16.08)	36.86 (13.98)
教育年数	10.8 (3.98)	11.86 (3.87)	8.99 (3.59)
经济融合指标			
绝对收入 (元)	35219 (195194)	35969 (122463)	33652 (293978)
相对收入	.921 (.301)	.951 (.265)	.858 (.357)
社会保险	-.056 (1.059)	.153 (1.076)	-.494 (.875)
心理融合指标			
愿与农民交往	.139 (1.048)	.300 (1.128)	-.197 (.757)
愿与城里人交往	-.210 (.858)	-.291 (.775)	-.042 (.991)
身份融合指标			
认同为城里人	.596 (.490)	.791 (.406)	.187 (.396)
认同为本地人	.844 (.362)	.893 (.308)	.744 (.438)
行为融合指标			
文化行为	.387 (1.121)	.514 (1.132)	.119 (1.069)
城市人均 GDP (元)	22477 (13701)	—	—
城市人均固投 (元)	11515 (8399)	—	—
常住人口城镇化率	0.46 (0.20)	—	—

注：(1) 分类变量报告比例，连续变量报告均值，括号内为标准差。(2) 相关统计量均经过权重调整，加之缺失值因素，故部分因子均值不严格为 0，标准差不严格为 1。

自变量和因变量：本文主要解释变量为 2006 年市级人口城镇化率（含直辖市），计算方式为当年全市城镇常住人口除以辖区总人口。在涉及的 82 座城市中，城镇化率最高接近 100%，最低为 17% 左右。在实际模型分析中，考虑到交互项的使用，对城镇化率采取了“对中处理”。

主要被解释变量包括经济、行为、心理和身份四个维度，每个维度各自包含一

系列具体指标。

经济指标：包括“绝对收入”、“相对收入”和“社会保险”等显性指标和隐性指标。其中，绝对收入为被访者的2010年全年收入对数（收入为0者均先加1再取对数），相对收入为2010年收入与所在城市居民收入中位数之比，^① 社会保险则是通过对是否参加失业保险、养老保险和工伤保险等指标进行因子分析所获得的因子。^② 以上指标均为连续变量。

行为指标：城市居民会表现出不同于农村居民的行为和习惯，其中一个重要领域就是业余文体生活。CSS2011问卷中问及周末或节假日被访者是否发生过“影视、体育比赛、运动健身、棋牌、书报、户外活动和旅游、使用电脑、歌舞厅”等八类文化活动。这些二分变量指标相加，得到一个从0到8的连续变量，以此来衡量居民的城市文化行为特征。^③

心理指标：包括与城里人的交往意愿和与进城农民的交往意愿。本文使用因子分析、方差旋转方法，根据被访者是否愿意与目标人群“聊天”、“一起工作”、“成为邻居”、“成为亲密朋友”和“结成亲家”等五个维度来生成这两个心理指标（每个维度分别有从“很愿意”到“很不愿意”五个等级）。

身份指标：包括“城市身份认同”（认为自己是“城里人”还是“农民”）和“本地身份认同”（认为自己是“本地人”还是“外地人”）。这样，身份融合指标就是两个二分变量。^④

控制变量和交互项：个人被访者的“年龄、年龄平方、性别、受教育年数、就业情况、婚姻状态、个人收入对数（经济融合分析除外）和户籍”等作为控制变量；

-
- ① 杨菊华使用了平均数（杨菊华：《中国流动人口经济融入》，第155页）。但考虑在城市内贫富差异较大情况下平均数往往不能代表中间收入，我们采用了中位数作为分母。实际上我们也使用平均数进行了测试，得到了近似的结论。
 - ② 本文还采用了三种社会保险参加与否的三个二分变量之和作为社会保险得分。因该变量取值在0—3之间，故此采用“泊松回归”和“多层泊松回归”方法进行分析，得出了和文中非常接近的结论。
 - ③ 由于二分变量不存在分类间距问题，因此本文采取直接相加而不是主成分分析来产生一个综合指标。此外，考虑到因变量具有计数特征，本文也采用了泊松计数模型来进行回归。文中为节省篇幅没有报告，其结果与OLS回归模型基本一致。
 - ④ CSS2011问卷中对“本地”的定义是“本县（区/县级市）”。如表1所示，超过74%的进城农民认为自己是本地人，这主要是因为进城农民中县内流动比例接近70%。此外，约有20%的城里人认为自己不是城里人。在样本的城里人中，有“农转非”经历的936人，约占37%。其中，通过主动途径（上学、参军、买户口、提干招工等）和通过被动途径（跟随家庭成员、被征地、村改居等）的几乎各占一半。此外，获得城镇户口时间10年以下的占农转非人口的21.18%。因此，农转非以及农转非的时间可能是少部分城里人内心仍认同农村的原因。

城市区域的“人均GDP的对数”、“人均固定资产投资对数”以及“省份固定效应”（单层分析时）作为控制变量；同时引入“户籍”与“城镇化率”的交互项，分析人口城镇化对进城农民和城里人的影响是否存在统计显著性。

（三）模型设置

本文将同时展示多种模型的回归结果，以使分析结果更为可靠。首先，主解释变量“人口城镇化率”本身在城市层面，而城市嵌套于省份之中，具有“簇”特性，在单层分析中报告簇稳健标准误。同时，本文还使用了城市嵌套于省份的双层模型。^①其次，考虑到可能存在城市层面的遗漏变量，本文使用了后一期的人口出生率作为城镇化率的工具变量。因中国人口出生率受计划生育政策控制，且城市比农村更严，所以生育政策波动对农村影响更大，从而影响城市化水平。这样，对于连续变量的因变量，本文分别使用最小二乘法（OLS）、工具变量（IV）两阶段模型和多层线性（HLMs）模型进行分析；对于二分变量因变量，则分别使用二元概率比（Probit）、工具变量概率比（IV-Probit）和多层概率比（ML-Probit）模型进行分析。限于篇幅，在报告回归结果时略去个人层面、城市层面和省份层面的有关控制变量以及截距项系数，仅留下本文最关注的人口城镇化率、户籍以及有关交互项。^②

四、结果和诠释

（一）经济融合

表2报告的是城镇化率对城镇居民经济指标的影响。首先以“绝对收入”（年收入对数）作为因变量，然后以“相对收入”（年收入/城镇全体居民年收入中位数）以及社会保险作为因变量进行分析。从OLS模型1可见，在其他条件一致的情况下，2006年的常住人口城镇化率对2010年的地区居民年收入对数有显著的正向影响。城镇化率每提高一个百分点，城镇居民的年收入会增加近2%。OLS模型2中进一步加入了城镇化与户籍的交互项，以分析城镇化对收入的效应在进城农民和城里人两个群体中是否存在显著影响。不过，该交互项的系数在0.05统计水平上并不显著。也就是说，城镇化对城里人和进城农民在收入方面的拉动效应没有明显差异。

① 本文也测试了个人嵌套于城市、城市嵌套于省份的三层模型，但LR测试表明模型拟合并不优于双层模型。同时测试了双层随机斜率加随机截距模型，同样，LR测试表明拟合程度不优于双层随机截距模型。因此，最终本报告更为简洁且拟合优于单层的双层随机截距模型的估算结果。

② 需要详细数据的读者可以向作者索取（zhangyi@cass.org.cn）。

问题在于，已有研究表明进城农民所处的大部分行业收入较低，且即便和城里人在同一个行业中也因歧视而处于收入低端。^① 既然城镇化的收入效应在城里人和进城农民中相差无几，那么两群体之间的收入差异无法随着城镇化推进而得以缩小。当然，如果考虑到进城农民每天的工作时间普遍长于城里人这个事实，就会明白进城农民是以延长劳动时间的方式赚取了其预期的那份收入——很多相对剥夺感即由此产生。

OLS模型3和模型4以城市“相对收入”作为因变量。从模型结果可见，城镇化率和城镇居民相对收入整体上存在统计显著的正向关系。户籍交互项还表明，该效应在进城农民和城里人群体之间也不存在显著差异。和绝对收入一样，城镇化无法弥合相对收入上的城镇内城乡二元分割。在OLS模型5和模型6之中，以社会保险因子作为因变量进行分析时发现，虽然城镇化率在整体上有助于提高全体居民的社会保险水平，但它和户籍的交互项系数显著为负，城镇化对城里人的社会保险参与率提升效应(1.082)几乎是进城农民(1.082-0.700=0.382)的三倍。两个群体之间的收益差距进一步拉大。

表2还展示了IV回归结果。尽管未在表中报告，IV第一阶段回归中人口自然增长率与城镇化率之间高度相关，F统计量远大于经验值16，因此不用担心弱工具变量问题。但豪斯曼(Hausman)检验结果表明，IV估算结果和OLS模型结果并不存在系统差异，因此应采信OLS回归结果。最后，表2使用双层HLMs(随机截距)进行分析，从表2中HLMs 1到6的结果可见，无论是城镇化率、户籍，还是两者的交互项，其回归系数的统计显著模式，总体上与OLS模型1到6的结果非常相似。对结果进行LR测试，发现HLMs模型在拟合数据上比基于相同变量的OLS模型要好。总之，无论是OLS、IV还是HLMs模型都说明：与城里人相比，进城农民并未从城镇化中获得更大的红利以缩小与城里人的收入差距。而在社会保险方面，城镇化更有利于城里人。至此，假设1得到了验证。

表2 经济融合：常住人口城镇化率的影响诸模型

(N=3695)

模 型	因变量	核心理释变量和交互项			其 他
		城镇化率(U)	农业户籍(H)	U×H	
OLS模型1	绝对收入	1.803 (.574)***	-.515 (.139)***	—	—
OLS模型2	绝对收入	1.865 (.578)***	-.513 (.142)***	-.196 (.591)	—
OLS模型3	相对收入	.171 (.058)***	-.048 (.015)***	—	—
OLS模型4	相对收入	.177 (.060)***	-.048 (.014)***	-.019 (.062)	—

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》，《中国社会科学》2005年第5期。

续表 2

模 型	因变量	核心解释变量和交互项			其 他
		城镇化率 (U)	农业户籍 (H)	U×H	
OLS 模型 5	社会保险	.867 (.212)***	-.346 (.053)***	—	—
OLS 模型 6	社会保险	1.082 (.203)***	-.340 (.050)***	-.700 (.204)***	—
IV 模型 1	绝对收入	5.037 (2.322)**	-.538 (.136)***	—	豪斯曼检验未通过
IV 模型 2	绝对收入	5.744 (2.742)**	-.646 (.149)***	-3.578 (5.967)	同上
IV 模型 3	相对收入	.422 (.206)**	-.053 (.014)***	—	同上
IV 模型 4	相对收入	.491 (.232)**	-.063 (.016)***	-.968 (.613)	同上
IV 模型 5	社会保险	2.321 (.642)***	-.541 (.064)***	—	同上
IV 模型 6	社会保险	3.021 (.621)***	-.530 (.062)***	-1.394 (.385)***	同上
HLMs 1	绝对收入	1.522 (.648)**	-.514 (.174)***	—	随机差异 .415 (.082)***
HLMs 2	绝对收入	1.593 (.630)**	-.511 (.179)***	-.236 (.663)	随机差异 .413 (.082)***
HLMs 3	相对收入	.134 (.061)**	-.048 (.018)***	—	随机差异 .035 (.008)***
HLMs 4	相对收入	.142 (.068)**	-.048 (.018)***	-.026 (.709)	随机差异 .035 (.008)***
HLMs 5	社会保险	.780 (.226)***	-.341 (.051)***	—	随机差异 .205 (.053)***
HLMs 6	社会保险	.997 (.217)***	-.335 (.046)***	-.711 (.204)***	随机差异 .201 (.053)***

注：(1) 括号内为异方差稳健值标准误，其中 OLS 和 IV 模型标准误均进行了基于城市簇的校正。
(2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。(3) 表中未呈现的其他控制变量包括：性别、年龄、年龄平方、教育年数、就业状况、婚姻状况、城市人均 GDP 对数、城市人均固定资产投资对数，以及省份虚拟变量 (OLS 和 IV 模型)。(4) IV 通过相关性检验，豪斯曼检验结果表明与 OLS 分析无系统差异，故应采用 OLS 估计量。

(二) 行为融合

表 3 以文化行为因子为因变量，采取和表 2 相同的方法，分别进行了 OLS、IV 和 HLMs 回归。从 OLS 模型 1 看，总体上城镇化有利于提高全体城镇居民的文化生活水平，强化城市文化行为特征。但 OLS 模型 2 的交互项分析则清楚表明，人口城镇化对文化行为的影响方向，在进城农民和城里人两个群体中实际上是相反的：在其他条件全部相同的情况下，人口城镇化率对城里人文化行为的偏系数是 0.379，而对进城农民群体文化行为的偏系数则为 -0.135 (0.379 - 0.514)，也即文化行为效应为负。这一正一负，表明在传统粗放式城镇化影响下，人口越是向城镇地区集中，城里人的城市文化行为特征愈发明显，而进城农民的城市文化行为特征却呈衰减趋势。一个可能的解释是，进城农民在收入方面无法缩小与城里人的差距，这大大限制了他们的文化消费能力，文化落差由此形成。进城农民的居住区位（主要居住于城乡结合部），以及所居小区薄弱的城市公共资源，也在很大程度上影响了其城市行为的适应性。可以说，城中村与“都市里的村庄”，是城市行为适应性受阻的重要原因。

表3的IV模型和OLS模型结果存在差异。工具变量分析表明城镇化也能促进进城农民的文化生活，只不过效应没有城里人那么强（对于进城农民而言，城镇化的偏系数等于1.668加上交互项系数-0.774，也即0.894仍然为正）。而我们知道，OLS分析表明城镇化对进城农民文化行为的影响为负。不过，工具变量的豪斯曼检验排除了内生性，表明应采信OLS估计量。使用多层模型来进行对比，在表3中，HLMs模型表明：在其他条件全部相同的情况下，人口城镇化率对城里人文化行为的影响偏系数为0.399，对进城农民的行为因子的影响则为-0.127（0.399-0.526）。这个结果与OLS模型的结果非常接近。实际上，LR检测表明HLMs模型比OLS拟合更好。无论是OLS模型还是HLMs模型，分析结果都表明传统粗放式城镇化更有利于城里人提升其城市文化生活，但却对进城农民的文化生活缺少促动性。显然，这样的城镇化非但没有促进行为融合，反而易于产生城市内的二元分割。于此，假设2得到了印证。

表3 行为融合：常住人口城镇化率的影响诸模型

(N=3695)

模型	因变量	核心解释变量和交互项			其他
		城镇化率 (U)	农业户籍 (H)	U×H	
OLS模型1	文化行为	.221 (.106)**	-.127 (.041)***	—	—
OLS模型2	文化行为	.379 (.139)**	-.122 (.038)***	-.514 (.250)**	—
IV模型1	文化行为	1.733 (.861)**	-.139 (.046)***	—	豪斯曼检验未通过
IV模型2	文化行为	1.668 (.838)**	-.129 (.045)***	-.774 (.270)***	同上
HLMs 1	文化行为	.238 (.112)**	-.130 (.037)***	—	随机差异.104 (.039)***
HLMs 2	文化行为	.399 (.197)**	-.125 (.034)***	-.526 (.230)**	随机差异.118 (.038)***

注：(1) 括号内为异方差稳健值标准误，其中OLS、IV模型标准误均进行了基于城市簇的校正。(2) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。(3) 表中未呈现的其他控制变量包括：性别、年龄、年龄平方、教育年数、就业状况、婚姻状况、个人年收入对数、城市人均GDP对数、城市人均固定资产投资对数，以及省份虚拟变量(OLS和IV模型)。(4) IV通过相关性检验，豪斯曼检验结果表明与OLS分析无系统差异，故应采用OLS估计量。

(三) 心理融合

表4显示了城镇化率对“与农民交往”和“与城里人交往”等两大心理融合指标的影响。首先，表4中OLS模型2表明，粗放的城镇化对城镇居民与其群体内部的其他人——“城里人”的交往意愿没有显著影响。不过，和城里人相比，城镇化的效应在进城农民中更低（城镇化和农业户籍的交互项系数统计显著，为-0.395）。换句话说，城镇化率越高，进城农民与“城里人”的交往意愿就越低。

表4报告了IV和HLMs模型结果：工具变量分析(IV模型1—2)表明，尽管城镇化率系数比OLS分析要大，但统计显著性却极其一致。和前面的分析一样，尽管第一阶段回归F值说明工具变量具有高度相关性，不存在弱工具变量问题，但是

豪斯曼检验结果表明内生性问题并不明显，因此应采信 OLS 分析结果。在随机截距模型 HLMs1—2 中，允许省份内样本相互不独立，但结论和 OLS 模型几乎没有太大区别。LR 测试表明多层模型比 OLS 对数据的拟合更好。于此，假设 3 也得到验证：传统粗放城镇化模式下，人口城镇化率的提高反而增加了进城农民与城里人的交往风险——产生了群体之间的心理疏离感。

假设未预判城镇化率对“与农民交往”是否具有拉动作用。因为，流入城镇的农村人口，既可能成为一种社会事实而迫使城里人不得不接受，也可能因彼此群体的生活方式差异而加深对彼此的隔离。不过，根据 OLS 模型 3 和 4，总体上人口城镇化率会提升城里人与进城农民的交往意愿——这个效应在城里人群体中比在农民中更为强烈：前者的偏系数 (1.215) 几乎是后者偏系数 (1.215 - 0.865 = 0.350) 的四倍。这可能是因为城里人在经济社会地位和心理方面的优势，使得他们接受甚至乐于和农民交往，甚或基于功利的考虑，城里人不得不依靠进城农民，比如家政、养老服务等。此外，进城农民也并未因为进城而变得不愿意和农民交往：尽管相关系数 0.350 并不大，但仍然是显著的。这可能和进城农民在流入地城市的社会网络结构有关。即城镇化率越高的地方，该行政区划外的进城农民——外地农民工数量就越高，由此而产生的进城农民的集聚程度就越高，其与本地居民——城里人相互认同的程度就较低、交往频率也会低，将对方指认为“他群体”的概率就会很高，受到外在歧视而产生的内群体的团结程度也就随之而趋于提高。

表 4 心理融合：常住人口城镇化率的影响诸模型

(N=3695)

模 型	因变量	核心解释变量和交互项			其 他
		城镇化率 (U)	农业户籍 (H)	U×H	
OLS 模型 1	与城里人交往	.122 (.303)	.147 (.051)***	—	—
OLS 模型 2	与城里人交往	.132 (.309)	.153 (.051)***	-.395 (.211)**	—
OLS 模型 3	与农村人交往	.948 (.339)***	-.273 (.049)***	—	—
OLS 模型 4	与农村人交往	1.215 (.356)***	-.265 (.047)***	-.865 (.256)***	—
IV 模型 1	与城里人交往	.656 (.889)	.147 (.042)***	—	豪斯曼检验未通过
IV 模型 2	与城里人交往	1.004 (1.11)	.095 (.045)**	-4.20 (2.45)*	同上
IV 模型 3	与农村人交往	2.208 (.929)***	-.294 (.041)***	—	同上
IV 模型 4	与农村人交往	2.941 (.981)***	-.267 (.046)***	-2.289 (1.08)**	同上
HLMs 1	与城里人交往	.055 (.409)	.129 (.049)***	—	随机差异 .146 (.039)***
HLMs 2	与城里人交往	.109 (.401)	.134 (.048)***	-.422 (.278)*	随机差异 .143 (.038)***
HLMs 3	与农村人交往	.914 (.469)**	-.271 (.058)***	—	随机差异 .191 (.036)***
HLMs 4	与农村人交往	.979 (.490)**	-.264 (.057)***	-.881 (.322)***	随机差异 .188 (.036)***

注：(1) 括号内为异方差稳健值标准误，其中 OLS 和 IV 模型标准误均进行了基于城市簇的校正。

(2) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。(3) 表中未呈现的其他控制变量包括：性别、年龄、年龄平方、教

育年数、就业状况、婚姻状况、个人年收入对数、城市人均 GDP 对数、城市人均固定资产投资对数，以及省份虚拟变量（OLS 和 IV 模型）。(4) IV 通过相关性检验，豪斯曼检验结果表明与 OLS 分析无系统差异，故应采用 OLS 估计量。

(四) 身份融合

表 5 报告了身份融合的结果（城市身份感、本地身份感）。由于身份认同指标均为二分变量，本文分别使用了 Probit、IV-Probit 和 ML-Probit 随机截距模型。从 Probit 模型 1—2 可见，人口城镇化率不能显著提升城里人的“城市身份感”，但却会拉大进城农民与城里人在“城市身份感”认同上的差距：交互项系数显著且为负数（-0.344）。Probit 模型 3—4 进一步显示，城里人的“本地身份感”和城镇化率无关，但进城农民和城里人在“本地身份感”上的差距却会随着人口城镇化率提高而显著拉大，交互项的相关系数显著且为负数（-1.278）。换句话说，城镇化影响“本地身份感”和影响“城市身份感”的模式是非常接近的：人口城镇化率越高，进城农民的身份认同反而越低。这显然是因为农民在流入地城市遭受的种种体制限制和歧视所致。

IV-Probit 模型 1—4 提供了工具变量的分析结果。和 Probit 模型 1—4 相比，工具变量的使用放大了人口城镇化的有系数，但其统计显著状况和 Probit 模型基本一致。瓦尔德检验表明我们应采信 Probit 模型的结果。最后，我们再看 ML-Probit 随机截距模型的结论：在“城市身份感”分析中，ML-Probit 模型 1 和 2 的系数特征，和 Probit 模型 1 和 2 一致。但在“本地身份感”分析中，我们发现城里人的“本地认同”和城镇化也显著负向相关，也即，ML-Probit 模型 3—4 和 Probit 模型 3—4 的结论不同。不过，ML-Probit 模型 3 和 4 的随机差异部分并不显著，因此仍采信 Probit 模型的有关结论。至此，验证了假设 4，也即进城农民认同于移入城市的心理，会随着传统粗放式城镇化的推进而弱化。最后，考虑到非线性模型交互项系数的解读问题，我们测试了线性概率模型并得到一致的结果。

表 5 身份融合：常住人口城镇化率的影响诸模型

(N=3695)

模型	因变量	核心解释变量和交互项			其他
		城镇化率 (U)	农业户籍 (H)	U×H	
Probit 模型 1	是城里人	.147 (.687)	-1.358 (.081)***	—	—
Probit 模型 2	是城里人	.157 (.705)	-1.353 (.084)***	-.344 (.135)**	—
Probit 模型 3	是本地人	-.782 (.542)	-.793 (.126)***	—	—
Probit 模型 4	是本地人	-.310 (.645)	-.721 (.104)***	-1.278 (.503)**	—
IV-Probit 模型 1	是城里人	2.193 (2.213)	-1.393 (.121)***	—	瓦尔德检验未通过
IV-Probit 模型 2	是城里人	3.133 (3.389)	-1.431 (.121)***	-.852 (.431)**	同上
IV-Probit 模型 3	是本地人	-4.912 (3.871)	-.812 (.131)***	—	同上
IV-Probit 模型 4	是本地人	-4.703 (3.761)	-.695 (.127)***	-2.219 (.648)***	同上

续表 5

模 型	因变量	核心解释变量和交互项			其 他
		城镇化率 (U)	农业户籍 (H)	U×H	
ML-Probit 模型 1	是城里人	.143 (.631)	-.143 (.061)***	—	随机差异 .039 (.012)***
ML-Probit 模型 2	是城里人	.157 (.427)	-1.513 (.061)***	-.284 (.132)**	随机差异 .038 (.013)***
ML-Probit 模型 3	是本地人	-1.201 (.561)**	-.692 (.071)***	—	随机差异 .131 (.227)
ML-Probit 模型 4	是本地人	-.940 (.470)**	-.642 (.069)***	-1.463 (.313)***	随机差异 .129 (.217)

注：(1) 括号内为异方差稳健值标准误，其中 Probit 和 IV-Probit 模型标准误均进行了基于城市簇的校正。(2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。(3) 表中未呈现的其他控制变量包括：性别、年龄、年龄平方、教育年数、就业状况、婚姻状况、个人年收入对数、城市人均 GDP 对数、城市人均固定资产投资对数，以及省份虚拟变量 (OLS 和 IV 模型)。(4) IV 通过相关性检验，瓦尔德 (Wald) 检验结果表明结果与 Probit 分析无系统差异，故应采用 Probit 估计量。

五、结语与讨论

本文分析了在传统粗放式城镇化背景下，人口城镇化率与社会融合诸维度之间的关系。研究结果支持了“不平等城镇化效应”假说：即在多重分割体制下，在经济、文化、心理或身份融合这几个维度，进城农民都未能比城里人更多地从城镇化过程获益。表现在模型中就是，城镇化率与农业户籍的交互项系数要么不显著（在绝对和相对收入方面），要么显著为负（在社会保险、文化行为、心理接纳和身份认同方面）。为什么城镇化率的迅速提高反倒降低了社会整合程度，就此可以得到一定解释。当然，传统粗放式城镇化对社会融合的消极效应，并不预示人口向城镇的流动过程对进城农民不具积极意义。毕竟，与不进城前相比，其收益增加了。

针对传统粗放式城镇化问题，《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》指出，要以人的城镇化为核心，合理引导人口流动，有序推进农业转移人口市民化，促进人的全面发展和社会公平正义，使全体居民共享现代化建设成果……逐步消除城乡区域间户籍壁垒，促进人口有序流动、合理分布和社会融合。^① 2015 年刚刚出台的《国家新型城镇化综合试点方案》，主要包括了以下内容：一是形成农民工市民化成本分担机制；二是建立多元、可持续的城镇化投融资机制；三是强化农村土地产权制度改革；四是探索更加高效、行政成本更低的“镇改市”模式，

① 《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》，2014 年 3 月 17 日，http://news.xinhuanet.com/house/suzhou/2014-03-17/c_119793661.htm, 2014 年 10 月 20 日。

五是在“多规融合”中建设创新城市、智慧城市、低碳城市与人文城市等。^①

需要讨论的是：

第一，《国家新型城镇化综合试点方案》的实施，一定会在“新型城镇化”方面做出更多探索，逐步促进社会融合的进深发展。建议各地在试点过程中，考虑出台一些更加明确的“以人为核心”的政策导向内容，渐次以新型城镇化替代传统粗放式城镇化，从而步入包容式发展之路，既给当地户籍居民，也给进城农民创造发展机遇。不管是市民化的成本分担、投融资机制创新、农地产权改革，还是“镇改市”的尝试与“多规融合”的发展等，其考核的指标设计，最终都应定在“人”的融合性感受上。

第二，对农民工的市民化、或者对进城农民的市民化成本的核算，主要基于住房、交通、社会保险、教育资源等基本公共服务，这无疑具有极其重要的积极意义，可以在很大程度上通过政府、企业与个人之间的成本分担等机制创新缓解“经济融合”问题。建议在试点城市扩展融合内容，进一步探索解决进城农民与城镇户籍居民的文化融合、心理认同与身份认同等深层次问题，既看到农民工在市民化过程中可能发生的一些“成本”，也看到农民工对流入地的贡献，二者不可偏废。只有当农民工成为城市的建设者与新市民，城市的社会融合动力才会真正启动。

第三，有学者认为，理想状态下的流动人口融合进程是：伴随流动人口在一个具体城市数量的提升，社会融合度会发生 U 型或 V 型转化。在某些城市或某个特定的历史时期，的确会表现出这种特征。但在另外一些城市，当制度区隔限制了流动人口对基本公共服务的分享，则 U 型或 V 型转变的预期就难以出现。特大城市和大城市户籍制度的改革方向，应发挥市场对人力资源的配置作用，而不是单纯以行政手段实现计划管控。

第四，要让进城农民长期稳定生活在城镇以固化既有的城镇化成果，就必须提升进城农民的社会保险水平。近年来，养老保险的可携带与可转移、以及各个城市政府的劳动执法检查，较快提升了进城农民的参保率。但现实中还存在一些问题。从近期农民工酿就群体性事件的具体表现来看，“欠薪”所占比重有所下降，“欠保”所占比重有所上升。制度设计中较高的保费征缴比例，不但提升了企业的经营成本，而且影响了农民工当前的现金收入。另外，农民工的工资收入与日益上升的城市生活成本之间的矛盾，也是其拒交社会保险的一个主要原因。

第五，应该看到，社会融合还会表现为一个长期的过程。正因为如此，习近平总书记才在 2014 年年底的经济工作会议上强调说：推动城镇化要有历史耐心。要推动社会融合，就要既强化城里人与城里人之间的本地化身份认同，也要强化城里人

^① 《发改委：国家新型城镇化综合试点地区名单》，2015 年 2 月 5 日，<http://www.ocn.com.cn/hongguan/201502/fagai050954.shtml>，2015 年 2 月 10 日。

与进城农民之间的本地化身份认同，同时还要为进城农民的本地化身份认同创造条件。所以，在社会政策投入上，城市政府要以包容发展为基础，将进城农民带来的多元习俗与文化等，充分整合进城市文化的固有内核，创造出一种升华了的新价值，以提升本地化中的趋同性。

正因为如此，促进社会融合的政策效果，难以在短期显现。特别是，拥有城镇户籍并不等于立刻就能获得平等的经济社会资源。统计模型中城镇户籍对社会融合的显著效应，实际上是户籍制度长期以来形成的城乡经济和社会差异的反映。这个鸿沟是现实的存在，是制度力量长期积累的产物。只要流出地的经济社会发展水平和流入地存在较大差距，不管户籍制度是不是存在，排斥就不会轻易消失。因此，比户籍制度改革更具实际意义的是解决劳动力市场壁垒、教育机会与医疗资源的公平分享、城镇住房等实质不平等问题。

本文分析还有一些不足之处和值得进一步深化的地方。首先，人口城镇化率和经济、文化、心理与身份融合之间的因果链条仍然需要进一步明晰：我们虽然有数据关联的证据，但是具体的机制、渠道（如我们提及的劳动力市场供给和城镇内需）仍然只是出于理论直觉。其次，我们希望有更大样本的数据进行分析，特别是进一步区分异地流动、就地转化等多种城镇化方式的差异。再有，社会融合有诸多的维度，我们仅仅分析了经济、行为、心理和身份四个方面，难免有遗漏或在分类上存在有所重叠甚或不合理之处。类似问题，将在后续研究中加以关注。

〔责任编辑：冯小双〕