

城乡差距、劳动力迁移与城镇化

——基于县域面板数据的经验研究

孙久文 周玉龙*

摘要: 以中小城市尤其是县城为目的地的城镇化路径在我国新型城镇化进程中扮演的角色愈发重要。本文建立了劳动力迁移的数理模型,使用有效消除内生性的系统 GMM 方法对 2005-2011 年中国县域面板数据进行了计量分析,研究表明:城乡差距中,收入差距扩大阻碍了劳动力迁移,不利于城镇化;而金融支持对城镇发展的偏向性有利于农村劳动力向非农产业转移,从而推动以就业为基础的城镇化进程,但是投资偏向对城镇化的推动并不明显。文章进一步使用非农就业人口数量为因变量的模型对以上结果进行了稳健性检验,发现研究结论较为可信。

关键词: 城镇化; 县域城市城乡差距; 劳动力迁移; GMM 估计

一、引言

中国城镇化在过去三十余年取得了巨大的进展,其遵循的城镇化道路我们总结为以下三条:

第一条路径是大城市吸引外来人口。这些外来人口不仅包括受过高等教育的年轻群体,更主要的是季节性务工与务农结合的农村转移劳动力,即所谓“农民工”。但除了身在城市,他们并不能享受与本地户口身份相关的各种福利,绝大多数外来人口无法实现真正的城镇化;另一方面,随着大城市规模的迅速扩张,交通拥堵、环境污染等城市病的大规模出现表明其容纳外来人口的能力也在逐渐下降,加剧的区域经济差距也不允许过度扩大个别城市规模。

第二条路径是农村就地或就市镇政府所在地进行社区化建设或小城镇化。自 2006 年开始,山东、天津、江苏等 24 个省市被国土资源部列为城乡建设用地增减挂钩试点。对依赖土地财政、围地受限的地方政府而言,新政提供了新的圈地动力,被当作突破供地瓶颈的良方。各地表现出超乎寻常的积极性,自上而下迅速推进农村土地重整。“新圈地运动”在 2010 年前后以山东诸城等地为代表的“赶农民上楼”的“拆村并居”运动中达到高潮,但也凸显了巨大的弊端。大量农村原有住宅和耕地一夜间被推平,接着建造质量低劣、配套设施不全的高层居民楼在市镇附近平地而起,农民被迫放弃赖以谋生的土地,没有后续生存保障的同时“被赶上楼”或“被城镇化”。这种盲目城镇化方式目前已被明令禁止。可见,尽管小城

* 孙久文,中国人民大学经济学院区域与城市经济研究所,邮政编码:100872;周玉龙,中国人民大学经济学院区域与城市经济研究所,邮政编码:100872,电子信箱:yes_olivier@foxmail.com。

作者感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

城镇化在改革开放的前 20 年中国自下而上的城镇化过程中发挥了不可磨灭的历史作用,但是随着社会经济结构的变迁,一方面,这种以乡镇企业为依托,“一刀切式”的城镇化方式常常只是政府的一厢情愿,农民没有动力在家门口实现城镇化。另一方面,“村村点火,户户冒烟”的小城镇化模式无法充分发挥城市集聚经济的作用,造成严重的效率损失。

第三条路径即农民实现非农就业,迁往县城。县级城市是城乡联结、交汇的重要节点,使得其成为在经济发展中承上启下的关键。这种道路可以看作前两种道路的折中,既不会造成大中城市的过度拥挤和“伪城镇化”,又能较为容易地实现人口非农化,真实改善农业人口非农化后的福利水平。一方面,县域城镇化空间巨大:2012 年,除市辖区外,中国有 1 938 个县级单位(368 个县级市、1 453 个县和 117 个自治县)。2011 年,全国县域(县和县级市)内人口总数达 9.64 亿人,占全国总人口的 71.11%;除四个直辖市和广东省外,其余 26 个省份的县域人口比例均超过 50%。但县域非农人口比例分别为 21.90%,远远低于全国 34.71% 的平均水平。另一方面,县域城镇化符合经济规律:县城的“生态位”处于大城市和农村之间,县域城镇化要求农民跨越的空间、经济和社会距离较短,农民的可接受性高。

因此,我们认为在中国当前的社会经济背景下,以县城为目的地的城镇化模式愈发重要,但是学界中现有的城镇化经验研究多集中于地级市、甚至省域或全国的层面(吴玉鸣,2007),未能将乡村向城镇转化的微观机制加以考虑,因此无法全面准确地认识中国的城镇化进程。此前县域经济之所以很少被提及是因为过去的县域经济更多表现为农业经济,缺乏作为个体研究样本的意义,但随着县域非农产业的迅速发展,县域经济已经呈现出不同的形态,作为经济发展研究对象的意义愈发重要。县域城镇化作为中国最基本经济单元经济、文化和社会变迁的体现,亟需更深入的研究,本文试图为以县域为样本的城镇化研究添砖加瓦。

本文研究安排如下:首先对已有相关研究进行了评述,接着建立以劳动力迁移为机制的城镇化基本模型,第四部分介绍了县域数据、变量以及计量方法,第五部分为经验研究的结果及分析,最后总结并提出相关政策建议。

二、已有研究评述

城镇化一直以来是多个学科的研究热点,但以县域城镇化为样本的研究,却是近十年区域经济理论研究才有所开拓的一个新领域,国内外并没有专门针对县域城镇化的经典文献,但是作为经济自发集聚和人口从农村向城市迁徙的表现形式,其研究基础已经十分坚实。

国外研究方面,马克思论述了农民失去土地生产资料,成为城市工业雇佣劳动者的资本主义进程;哈里斯-托达罗模型认为人口迁徙的倾向与期望收入正相关,解释了城市存在严重失业时的劳动力扩张;以哈里斯-托达罗模型为基础,Kelly 和 Williamson(1984)构建了一个可计算一般均衡(CGE)模型,开创了以哈里斯-托达罗的移民机制为基础的第三世界国家城镇化进程模型,BMW^①模型(Becker, et al., 1986)以此进一步对印度的城镇化进行了 CGE 建模。而新古典经济学的成本-收益分析本质上与推-拉理论一致,从迁出地的推力(供给过剩)和迁入地的拉力(需求不足)两方面能够更加全面地解释城乡人口迁移。近些年的经验研究中,Hu 等(2011)发现相较于周期性迁移,停留在省内、高教育水平和丰富的经

^①BMW 模型为 Charles M. Becker、Edwin S. Mills 和 Jeffrey G. Williamson 在研究印度移民和增长过程中提出,因其三人姓氏首字母得名。

验都使移民倾向于永久性迁移,从而实现实际的城镇化。Brueckner(1990)指出,第三世界的城乡迁徙是城市增长的主要动力,Zhang和Song(2003)使用中国1978-1999省级数据发现中国城市人口增长主要来自乡-城移民,经济增长是移民的格兰杰原因,而非相反;同时,城乡差距越大,移民越多。Davis和Henderson(2003)认为城镇化是经济结构性变化的反映,政府的政策和制度通过影响经济结构来影响城镇化,其影响远远大于其他因素。农业技术进步释放劳动力进入到非农业,城市偏向的政策影响产业结构,进而影响城镇化。但其对城镇化本身没有直接的作用。

国内以县域为城镇化对象的文章从近十年前发轫^①,国内相关文献主要集中在县域城镇化的意义,皆认为县域城镇化对经济发展意义重大,但多采用了规范表述;另外县域城镇化的现状和问题(姜长云,2003)、城镇化与县域经济的相关性(张海姣、张正河,2013)等问题的研究方法多为线性回归分析或者格兰杰因果分析,样本只涵盖了个别省市。李苗(2011)使用全国分区域、分类型县域统计总体数据和34个县个体统计数据系统地研究了县域城镇化的历史、现状和与工农业关系,但是不足之处在于,其研究一定程度上将县域城镇化视作了小城镇化。另外,刘彦随和杨忍(2012)运用样带、地统计、地理探测器等多种研究方法,分析了1990年以来中国县域城镇化的时空特征及形成机理,表明中国县域城镇化水平时空动态的差异特征显著,但区域差异逐渐缩小,县域经济发展阶段、固定资产投资、离中心城市距离和人口密度等影响了县域城镇化水平及发展进程。杨志海等(2013)使用全国县域样本研究了县域城镇化对城乡收入差距的影响。

总体而言,尽管以县城为目的地的城镇化愈发重要,但由以上分析可见,县域经济样本的研究数量和质量远远不如省市级别的研究,体现在三个方面:

首先,从理论角度看,以往的研究尽管有经验分析,但是往往只是直接引入简化方程进行回归,甚至仅仅进行相关性检验,因此缺乏相对严谨的机制分析和理论模型支撑。

其次,从方法角度看,已有县域经济研究多是定性或规范分析,严谨的定量实证研究较少,本文可以作为此研究领域的一个补充。

第三,从研究样本角度看,尽管县域经济问题领域已有很多学者涉足,城镇化方面的经验研究更是汗牛充栋。但是前者较少联系到城镇化,后者的数据多是来自国家或省级层面,最多使用了个别地级或县级城市样本。而我们认为城镇化作为由乡村经济组织向城市经济组织转化的结果,采用包含了城市和乡村二元结构的最基层县域经济样本的研究最能准确刻画中国的城镇化进程。

三、基本模型

关于城镇化的数理模型框架主要包括各有优劣的两类,一类是CGE框架;另一类是从个体效用出发的,基于一般均衡的新古典框架。CGE模型的优点是可以较为全面地描述城镇化过程,但是方程数量众多,计算复杂,同时在参数校准等方面并不十分成熟;而且往往对数据要求高,只能进行计算机模拟,难以进行实证检验;同时Mills和Becker(1986)认为其将城市面积视作常数的假设,忽视了空间要素,因此他们以Alonso(1964)、Mills(1967)、Muth

^①根据cnki指数搜索“县域城镇化”得出。

(1969)、Wheaton(1974)等存在城乡移民的标准城市模型为基础,首次建立了针对发展中国家且便于实证检验的理论模型。Davis和Henderson(2003)进一步对模型进行了完善和简化,并使用100多个国家1960-1995年的数据进行了回归分析。我们认为城镇化的最主要维度即劳动力从乡村转移到城市,以此为基础,本文建立劳动力城乡迁移模型。

假设个人*i*面临一个准间接的效用函数,将其表示为:

$$U(w_u(L_u, p_u(s_u, y_t), A(y_t)) - T_u, c(L_u, A(y_t)), G_u, D_u) \quad (1)$$

(1)式中:个人的效用主要由工资*w*、税收*T*、生活成本*c*、基础设施*G*以及制度要素*D*决定。其中工资受当地经济规模(例如劳动力数量*L*)、运输距离*s*和经济发展水平*y*决定的出口品价格*p*以及*A*(经济水平决定的技术水平)影响,生活成本取决于劳动力数量和技术水平。

劳动力流动达到均衡水平时,县城和非县城人口的效用相等,用*u*表示县城,*r*表示非县城,即:

$$U_{iu} = U_{ir} \quad (2)$$

将(1)式代入,可解得:

$$L_u = g(L, y, r, W_u - T_u, W_r - T_r, G_u - G_r, D_u - D_r) \quad (3)$$

(3)式中:*L_u*为县城劳动力数量,取决于总劳动力数量、经济发展水平、运输成本、城乡收入差距、基础设施差距和制度差别等因素。并用*gap*表示城乡差距因素,*X*为一组控制变量。假设函数形式为简单线性函数,可得回归方程为:

$$L_u = \beta_0 L + \beta_1 y + \beta_2 r + \beta_3 gap + \beta_4 X + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

以劳动力绝对量而非比率形式进入方程有以下优势:首先,可以直观地观察城镇劳动力增长与总劳动力数量和自变量的关系,其次城镇化率取值范围是(0,100)(实际上最高为85%左右),不使用城镇化率可以避免截断问题。但是其劣势在于不能直接观察城镇化率。因此为了更直观地观察和解释劳动力城镇化的水平,进一步得到回归方程的另一种形式:

$$urban = \beta_0 y + \beta_1 r + \beta_2 gap + \beta_3 X + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

即城镇化的重要影响因素包括交通条件和城乡差距等。另外,城镇化的发展与前一期的城镇化水平有密切的联系,因此在后续的实证研究中会在自变量加入城镇化水平的滞后项。

以上即为本文进行经验研究的基础模型。

四、变量、数据以及计量方法

由于进行了全国性的经济普查,2004年数据与其他年份不具有连续性,同时考虑到县域行政区划长期的不稳定性以及数据可得性等原因,本文样本选取的时间范围是2005-2011年。另外,由于市辖区一般被认为属于城市范畴,乡村规模相对较小,因此排除之。最后初步的总体样本为2005-2011年全国的县和县级市。

数据来源为2006-2012年各年的《中国区域经济统计年鉴》、《中华人民共和国全国分县市人口统计资料》和《中国县市经济社会统计年鉴》。

为了消除价格因素对宏观经济变量的影响,本文采用以2005年为基期的各省国内生产总值(GDP)平减指数,对其所辖县的人均GDP变量、收入差距等涉及到绝对价格的变量进行价格调整,以剔除价格因素的影响,得到各变量的实际值。接着剔除缺失两年或两年以上数据的样本,其他非系统性缺失值使用移动平均法补足。另外,由于统计失误等导致的异常

数据会造成计算结果有偏,本文借鉴陈芳等(2011)的做法,采用物理判别法对异常数据进行处理。

如上处理删去了西藏、海南和陕西的全部样本,同时删去京津沪三地样本,之后得到7年、约1700个县的非平衡面板数据,总计11802个样本。具体情况如表1所示:

表1 样本量统计表

年份	板块				合计
	东部地区	东北地区	中部地区	西部地区	
2005年	455	144	490	617	1706
2006年	416	144	394	616	1570
2007年	455	144	490	617	1706
2008年	455	144	490	617	1706
2009年	454	142	490	617	1703
2010年	455	144	490	616	1705
2011年	455	144	490	617	1706
合计	3145	1006	3334	4317	11802

回归中纳入指标的解释和变量数据情况如下:

因变量为城镇化水平,回归分别采用了非农就业人口比率和非农就业人口绝对数量。中国的统计资料未系统公布县域城镇常住人口的数据,同时尽管公布了户籍非农人口数量,但是一方面户籍人口无法体现真实的城镇化率,尤其在县城这种可以“离乡不离土”小城市中,存在大量非城市户籍人口;另一方面,已公布的数据质量较差,存在大量缺失数据和异常值,因此也无法获得城镇户籍人口与总人口之比(即户籍人口城镇化率)。因此,本文采用非农就业人口(总就业人口减去农林牧渔业就业人口)占总就业人口的比重来间接体现县域城镇化水平。原因有三:首先,就业人口是经济体的最重要活力源泉,城镇化的核心是就业,就业的非农化是新型、可持续城镇化的基础;其次,由于非农就业岗位绝大多数位于非农村地区,农村地区的非农就业岗位往往是零星的个体生活性服务业,处于比较稳定的水平;最后,当下中国转型发展的背景下,大量非城镇人口实现了在城镇的非农就业,但是户籍仍然是农业属性,因此非农就业比重与使用城镇常住人口统计的城镇化率变化几近一致,2005-2012年中国的城镇化率与非农就业比重的相关系数达0.9973,而本文的研究重点即城镇化变化趋势的影响因素。因此我们认为使用县域非农就业比重体现县域的真实城镇化率是合理的。使用 *urban* 表示城镇化水平,单位为%。另外,方程(3)中对应的城镇劳动力绝对量用 *urban_labor* 表示,单位为人。

其次是本文重点研究的自变量。

城乡差距:城乡差距是本文模型中研究的主要变量。其包含的内容丰富,但是主要可以分为两种,即收入差距和非收入差距。本文研究的城乡差距主要体现在与居民切身利益联系最紧密的两个方面,即收入差距和非收入差距。首先是收入差距,尽管官方并没有公布对应的城乡收入差距数据,但是本文认为城镇职工平均工资与农民人均纯收入之差能够体现收入差距的变动,同时进行价格指数消减,表示为 *gap_income*,单位为元。另外为非收入差距,一方面为基础设施差距,基础设施的主要来源为固定资产投资,而中国的固定资产投资

的绝大多数集中在城镇地区^①,因此固定资产投资体现了政府和市场对城镇发展的倾斜。使用固定资产投资占 GDP 百分比来体现投资上的城乡差距,表示为 gap_invest ,单位为%。另一方面为金融支持差距,由于银行贷款天然偏向较大企业的特点(孙永强,2012),农村地区的融资主体很难获得来自银行的贷款支持,因此贷款规模越大,对城镇和农村的金融支持差距越大,用贷款规模占 GDP 比重来体现这种差距,表示为 $gap_financial$,单位为%。

交通条件: 根据我们的模型以及新经济地理学强调的运输成本降低能够加速集聚过程的观点,交通条件是影响城镇化进程的重要因素。由于直接衡量交通条件的数据缺乏,但可以认为人口越稀疏,则交通便利程度越低,不利于城镇化进程;因此我们通过总人口与行政区面积之比求得的人口密度代理交通条件。 $density$ 表示此变量,单位为人/平方公里,预期系数为正。

其余的变量包括以下控制变量。

经济发展水平: 一般认为,经济基础决定上层建筑,因此地区的经济发展水平决定了其所处的社会、制度、文化等的差异,进而对城镇化产生间接影响,使用价格指数消减后的人均实际 GDP 表示,变量名为 gdp_aver ,单位为元/每人。

政府干预经济程度: 中国的城镇化进程很大程度上受到政策性的影响,政府的财政干预是一大重要因素。因此用地方政府财政支出占 GDP 比重表示当地经济受政府影响的程度,变量为 $fiscal$,单位为%。

税负水平: 使用地方政府财政收入占地区生产总值比重表示,税负越高,越不利于企业发展,从而阻碍城镇化,表示为 tax ,单位为%。

产业结构: 将其定义为农业增加值占地区生产总值之比。比重的高低决定了经济体农业的重要性。由于第一产业不同于非农产业,需要占用大量土地,因此农业重要性不同的地区城镇化发展也可能存在差异。用 $structure$ 表示,无量纲。

通信条件: 通信条件的改善有利于信息的交流,因此能够促进人口迁徙,从而推动城镇化进程。用万人均电话数作为代理变量,表示为 $communication$,单位为部/万人。

虚拟变量: 由于中国四大板块^②之间存在巨大的地区差距,因此引入控制四大板块效应的虚拟变量,同时控制年份虚拟变量。

城镇化与经济发展水平和结构等因素是密切相关的,因此本文模型所有与时间相关的变量都可能是内生变量,使用简单的工具变量方法无法进行纠正,而 GMM 方法较为有效。因此在进行方程估计时,除使用经典的 OLS 和随机效应回归模型外,本文利用系统广义矩估计(System-GMM)方法处理内生性问题。最后,为了避免异方差影响,同时便于结果分析,回归中变量都取自然对数进入方程;必要时加入对时间和板块虚拟变量进行控制。

五、经验研究结果

(一) 描述性统计

从表 2 中可以看出,全国县域劳动力非农就业比率内部差距较大,最高超过 95%,而最低不足 5%,可见各县域的城镇化水平差距悬殊。县域非农就业比率从 2005 年的 43.02%

^①根据 2011 年省级数据,中国全社会固定资产投资的 97% 为城镇固定资产投资。

^②四大板块为东部地区、东北地区、中部地区和西部地区。

上升到2011年的50.02%，速度略慢于全国的8个百分点。可以推算城镇化率在这六年也增长了7个百分点左右，与全国城镇化率增长速度相当。

另外，城乡差距方面。首先看收入差距，以2005年人民币不变价计算，县域城乡居民的收入差距进一步扩大，由2005年的10000元左右提高到2011年的11473.40元，增幅约为14%；投资占GDP比重大幅提高，由45%提高至71%，可以认为对城镇建设的倾向进一步增强；而贷款占GDP比重稳定在48%，全部七年的平均水平也为46%，可见对城镇的金融支持绝对水平保持相对稳定。

全国县域的人口密度由2005年的每平方公里303人提高至2011年的319人，可以认为人口密度的提高使得交通便利性有所改善。

控制变量中政府财政收支占GDP比重皆有所提高，说明税负水平和政府干预经济的力度都在增强；第一产业增加值占GDP比重逐渐降低了约10个百分点，表明非农产业在县域经济中的重要性提高；而万人保有电话数量大幅降低，可能与移动电话、互联网的普及以及农村外出务工人员增加有关。

表2 样本描述性统计表

全体样本	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
2005年					
<i>urban</i>	1706	43.02	15.41	4.19	98.00
<i>urban_labor</i>	1706	113965.20	104286.50	1000.00	695400.00
<i>gap_income</i>	1703	10028.13	3600.78	310.00	23367.00
<i>gap_invest</i>	1650	0.45	0.30	0.03	3.58
<i>gap_financial</i>	1703	0.48	0.27	0.01	4.01
<i>density</i>	1706	303.02	274.78	0.16	2290.88
<i>gdp_aver</i>	1706	9667.06	8560.95	1386.33	110610.60
<i>fiscal</i>	1706	0.16	0.13	0.005	1.15
<i>tax</i>	1706	0.04	0.03	0.003	0.68
<i>structure</i>	1706	0.30	0.13	0.01	0.85
<i>communication</i>	1700	1727.75	1098.01	118.19	12231.50
2011年					
<i>urban</i>	1706	50.02	16.93	5.10	95.37
<i>urban_labor</i>	1706	140677.10	127721.00	1124.00	852545.00
<i>gap_income</i>	537	11473.40	2776.07	2911.01	28238.26
<i>gap_invest</i>	1705	0.71	0.46	0.03	7.47
<i>gap_financial</i>	1702	0.48	0.30	0.01	4.70
<i>density</i>	1706	318.96	296.52	0.16	3140.91
<i>gdp_aver</i>	1706	13126.83	13004.58	1718.42	160580.40
<i>fiscal</i>	1706	0.27	0.29	0.02	3.51
<i>tax</i>	1706	0.06	0.03	0.01	0.32
<i>structure</i>	1706	0.20	0.11	0.005	0.80
<i>communication</i>	1685	1476.31	1520.40	1.84	35555.55

(二) 回归分析

接下来首先基于方程(5)进行回归分析，结果如表3所示。

表3中模型(1)和模型(2)分别为未加入*fiscal*等控制变量和加入控制变量后进行的经典OLS回归，且二者结果大致相同，多数变量的回归系数高度显著。城乡差距方面，收入差

距对城镇化具有显著的负面影响,投资和金融支持的城镇偏向却显著推进了城镇化进程。同时交通便利变量的系数显著为正,说明改善交通条件也可以显著推动城镇化进程。控制变量中,经济发展水平、税收和通信条件对城镇化影响为正;农业比重代表的产业结构提高不利于城镇化。

在控制了固定效应之后进行固定效应回归的模型(3)中,收入的城乡差距对城镇化的影响消失,通信条件的系数变为负值;其他的变量结果与 OLS 回归基本一致。说明固定效应回归未能明显改善回归结果。

为了避免经济发展水平变量和经济结构变量的共线性,GMM 估计未加入经济发展水平变量。模型(4)和(5)展示了消除内生性的系统 GMM 回归结果,其中模型(4)将表示城乡差距的变量作为外生变量,模型(5)将其看做内生变量,城镇化水平的滞后项皆为前定变量。进行系统 GMM 估计的有效性前提是一阶差分不存在二阶自相关,同时通过 Sargan 检验或 Hansen 检验,以保证不存在过度识别约束。模型(4)和(5)的估计皆通过了二阶自相关检验;另外,过度识别约束检验 p 值最好超过 0.25,模型(4)未通过过度识别约束检验,而模型(5)的 Hansen test p 值达到 0.73,通过了检验,说明 GMM 估计的工具变量是有效的。因此重点看模型(5)的结果。

代理城乡差距的三个变量中,收入差距系数显著为负,但是绝对值小于 OLS 回归的系数。说明收入差距的内生性夸大了其对城镇化的阻碍作用,消除内生性后,城乡收入差距每提高一个百分点,导致城镇化水平降低 2.5 个百分点。在二元经济中,城乡收入差距的期望值大于零意味着居民会寻求从农村迁往城市就业,获得更高的工资。这看似与本文回归结果中收入差距显著的负系数相矛盾,但是进一步考察中国的特殊国情可以解释本文的初步结论。一方面,对无法取得户籍身份的城镇常住劳动力来说,经典理论的前提是劳动力迁移后获得实际收入更高的工作,而高收入的非农就业岗位对劳动力的教育水平等素质需求普遍高于农业,收入差距越大,意味着农村劳动力接受充分教育的可能性越低,因此更加难以获得满意的工作,而且城镇生活成本普遍较高而难以支付,从这个角度看,收入差距的扩大反而抑制了劳动力就业的转移;另外,对希望取得城镇户籍的迁移劳动力来说,城镇户籍身份的取得包括户籍的买卖“农转非”、农民土地被征用后转为城镇居民、农村居民的孩子通过高考进入大学和通过在城镇地区就业或与城镇居民结婚等(陆铭、陈钊,2004),收入差距加大意味着农村居民相对更加贫穷,导致转移劳动力没有足够的资金非法购买城镇户口、土地被征用的大量居民并不能实现非农就业、越贫穷的家庭其子女进入大学深造的机会越低、更难找到工作以及与城镇居民通婚,因此农村转移劳动力也更难通过这些渠道获得城镇居民的身份。总之,城乡收入差距扩大导致的农村转移劳动力相对贫穷可能使得其不仅从户籍角度,也从非户籍角度更难以在城镇居住,因此不利于城镇化推进。

另一方面,金融支持的城镇偏向对城镇化的影响显著为正,其他条件不变的情况下,贷款占 GDP 百分比提高一个百分点,会促进城镇化水平提高约 0.5 个百分点。金融支持的主要对象是城镇地区的基础设施建设以及产业发展,金融支持力度的提高意味着城镇基础设施改善和非农产业的发展,可以增强城镇对外来人口的吸引力,并能提供更多非农就业岗位,吸引农村转移劳动力成为城镇居民,从而提高城镇化水平。

但是值得注意的是投资的系数尽管显著为正,但是模型(5)中其系数只有 10% 的显著性水平,因此此时并不能令人信服地得出投资的城镇偏向有利于非农就业的城镇化进程的

结论。

另外, 尽管系数有所降低, 但使用消除内生性的系统 GMM 方法中, 代表交通便利程度的人口密度变量仍然显著为正。人口密度提高一个百分点, 推动城镇化水平提高 0.75 个百分点, 支持了新经济地理学的结论。这意味着劳动力和货物等要素流动性提高有利于城镇化进程。

表 3 以城镇化水平为因变量的全体样本回归结果表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	RE	GMM	GMM
城乡差距					
<i>gap_income</i>	-1.135 ** (-2.41)	-4.238 *** (-8.80)	-0.197 (-0.64)	-1.767 * (-1.84)	-2.546 ** (-2.30)
<i>gap_invest</i>	0.909 *** (4.01)	0.536 ** (2.50)	0.612 *** (3.91)	0.431 (0.84)	0.375 * (3.29)
<i>gap_financial</i>	3.539 *** (15.73)	0.921 *** (4.00)	0.421 ** (2.36)	1.091 (-1.01)	0.529 ** (3.36)
交通条件					
<i>density</i>	3.156 *** (23.26)	3.000 *** (19.47)	5.002 *** (6.78)	1.942 *** (3.92)	0.747 *** (3.75)
控制变量					
<i>gdp_aver</i>	11.09 *** (55.29)	3.473 *** (8.17)	5.978 *** (12.72)		
<i>fiscal</i>		0.801 ** (2.16)	3.399 *** (14.92)	0.00191 (0.00)	0.682 ** (-0.69)
<i>tax</i>		0.993 *** (3.69)	1.174 *** (4.64)	3.190 (0.49)	-0.272 (-5.25)
<i>structure</i>		-6.070 *** (-20.11)	-2.310 *** (-5.67)	0.180 (0.05)	-0.947 (-1.16)
<i>communication</i>		6.410 *** (21.63)	-1.018 *** (-5.76)	8.819 *** (2.81)	5.109 *** (5.10)
<i>L_urban</i>				0.572 *** (9.94)	0.756 *** (16.52)
<i>_cons</i>	-55.66 *** (-11.65)	-4.238 *** (-8.80)	0.458 (1.44)	-1.767 * (-1.84)	-2.546 ** (-2.30)
自相关检验					
一阶				0.000	0.000
二阶				0.134	0.225
Hansen p value				0.061	0.728
IV 数量				134	59
adj. R ²	0.445	0.488	0.437		
N	10 023	9 966	9 966	8 224	8 224

注: ***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性检验, 系数下文括号内的值为稳健性 *t* 统计量的值; 因变量指标皆为城镇化水平, 自变量皆以对数形式进入回归; 囿于篇幅, 省略时间和板块虚拟变量系数的报告; GMM 方法为系统 GMM, 工具变量滞后期数皆取默认值。回归控制年份和板块虚拟变量。

(三) 稳健性检验

接着我们使用方程(4)进行回归, 从非农劳动力绝对量增长因素的角度检验以上回归的

稳健性 结果如表 4。

表 4 以非农就业人口为因变量的全体样本回归结果表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	RE	GMM	GMM 一步	GMM 两步
<i>labor</i>	1.042*** (144.15)	1.217*** (102.58)	0.419*** (2.80)	0.733*** (9.72)	0.800*** (7.68)
城乡差距					
<i>gap_income</i>	-0.159*** (-11.40)	-0.013 (1.91)	-0.129*** (-2.89)	-0.058* (-1.68)	-0.017 (-0.46)
<i>gap_invest</i>	0.016** (2.54)	0.012*** (2.92)	-0.052*** (-4.55)	-0.033** (-2.56)	-0.036*** (-4.08)
<i>gap_financial</i>	0.024*** (3.50)	0.012*** (-1.09)	0.062*** (3.45)	0.034** (1.97)	0.051*** (3.54)
交通条件					
<i>density</i>	0.062*** (13.41)	0.037*** (3.45)	0.005** (2.21)	0.016 (0.79)	0.031*** (5.23)
控制变量					
<i>gdp_aver</i>	0.071*** (4.89)	0.099*** (8.02)		0.026 (0.54)	0.036 (1.04)
<i>fiscal</i>	0.036** (2.10)	0.086*** (14.59)		-0.033 (-0.75)	-0.026 (-0.91)
<i>tax</i>	0.028*** (3.56)	0.033** (2.37)		0.054*** (3.36)	0.048*** (3.25)
<i>structure</i>	-0.149*** (-18.25)	-0.048*** (-4.46)			
<i>communication</i>	0.175*** (21.71)	0.006 (1.41)		0.106*** (6.08)	0.103*** (5.39)
<i>L. urban_labor</i>			0.616*** (6.08)	0.385*** (8.17)	0.357*** (5.36)
<i>_cons</i>	-2.156*** (-11.02)	-8.673*** (-35.89)	0.595 (0.95)	-2.132** (-2.39)	-2.973*** (-3.24)
自相关检验					
一阶			0.000		0.001
二阶			0.171		0.262
Hansen p value			0.349	0.000	0.720
IV 数量			108	137	137
<i>N</i>	9 966	9 966	8 277	8 224	8 224
adj. <i>R</i> ²	0.934	0.573			

表 4 中模型(1)和(2)分别使用经典 OLS 和面板随机效应回归,模型(3)为系统 GMM 回归,但是未加入除年份和板块虚拟变量的控制变量,模型(4)和(5)分别展示了加入控制变量的一步和两步 GMM 回归结果,两种结果没有明显差别。其中城乡差距、经济发展水平和非农劳动力滞后项为前定变量。模型(3)和(5)皆通过了 GMM 有效性的检验,但是后者 Hansen 检验 p 值更高,说明更为有效。

首先看劳动力的系数,所有回归中皆显著为正。但是未控制内生效应的模型(1)和(2)中劳动力总体数量增长对非农劳动力数量增长贡献弹性大于 1,与直觉并不契合。而系统 GMM 回归表明总体劳动力数量增长 1 个百分点,非农就业增长不足 1 个百分点,说明存在

相当数量的存量劳动力由农业转向非农就业,支持了 Brueckner(1990)以及 Zhang 和 Song (2003)等的观点。

城乡差距方面,收入差距仍然不利于城镇化,金融支持仍然对非农就业增长有利,说明收入差距对城镇化影响的负面效应以及金融支持对城镇化的促进作用较为可信。

但是投资对非农就业增长的效应却在控制内生性后成为负值。我们认为,如果投资进入的是技术或资本密集型产业,那么投资对非农就业的增长就不会明显,甚至会出现机器挤出劳动力的情况。近些年受金融危机影响和经济发展的必然规律影响,各地纷纷推进的产业升级战略可能解释投资系数为负的结果。事实上,控制了第二产业与第三产业的产值比重^①后投资的负面效应有所减弱,但仍然是显著为负,因此可以推断这种负面效应可能是第二产业内部结构变动的结果。但是现有数据无法刻画经济转型的这个过程,因此需要未来进一步研究。

最后,交通和通信条件变量显著为正且较为稳健,说明交通便利性提高有利于城镇化的结论是稳健的。

六、结论和政策建议

本文发现,中国县域的城乡差距通过劳动力迁移而引起的城镇化结果不能一概而论。城乡收入差距阻碍了农村劳动力通过实现非农就业向城镇迁徙的进程;而金融支持的城镇偏向能够推动城镇化发展;城镇的固定资产投资可能会阻碍劳动力实现非农就业,进而不利于城镇化。但是由于数据缺失等原因,投资对城镇化的这种反常的效应并没有得到很好地解释,因此,正在如火如荼推进的产业转型对城镇化的影响也是后续研究的方向。另外,以人口密度衡量的交通便利性以及通信条件的改善有效地提高了城镇化水平,也可以进一步推断,要素和信息的流动性提高有利于城镇化发展。

以上结论具有以下政策启示:

首先,通过缩小城乡收入差距减少城乡永久迁徙的障碍。本文的分析已经表明农村居民收入的相对降低会通过各种渠道阻碍市民化的进程,但是我国的农民收入远远低于城镇居民收入。尽管取消农业税等政策措施已经大大缓解了这种政策歧视,但是由于农业“靠天吃饭”的特性、农产品的低需求价格弹性和农民的低议价能力等原因,农民收入提高缓慢,从而导致城乡收入差距扩大。对此,应该继续大力支持“三农”发展。

其次,通过促进非农产业,尤其是劳动力密集型产业的发展为转移劳动力提供更多的就业机会。我们的研究发现,投资未能有效推进县域城镇化,其中重要原因可能是忽视了发展可以提供大量非农就业岗位的企业,因此应该从产业发展着手,优先发展第二产业中劳动密集型企业和服务业企业,提供更多的就业岗位,保障实现劳动力的非农就业基础,为城镇化推进做好铺垫。

再次,通过提高城镇地区的基础设施投资建设,提高城镇地区对农村劳动力的吸引力和接纳能力。纠正本文指出的投资无法有效推动城镇化的一个重要途径是改善基础设施建设。其原因是,随着农村生活水平的逐渐改善和劳动力观念的转变,便利的基础设施已经逐渐成为除高收入的就业机会外,城镇地区对农村居民的吸引力的主要来源,而且城镇地区由

^①加入此控制变量后 GMM 回归效果较差,因此未报告此结果。

于人口大量聚集,有着大规模建设基础设施所要求的最低人口数量等先天优势。另外,大量农村转移劳动力的市民化意味着对基础设施需求的大幅度提高,城镇地区需要对当前的这种超前需求做好准备。

最后,通过改善县域整体的交通和通信条件,打破城乡藩篱,提高经济要素的流动性。提高区域的交通和通信能力对推动城镇化有直接和间接两方面作用,前者是指可以降低劳动力转移和信息交流的成本,从而促进移民;后者指长期可以缩小城乡差距,从而实现更广范围的城镇化。加强偏远的人口居住地区的道路和通信基础设施建设,以及使有条件的地区实现集中连片居住都是提高要素流动性的有效途径。

参考文献:

1. 陈芳、龙志和、林光平 2011 《中国县域经济差距及其收敛性的实证研究》,《云南财经大学学报》第 6 期。
2. 崔功豪、马润潮 1999 《中国自下而上城市化的发展及其机制》,《地理学报》第 2 期。
3. 姜长云,2003 《城市化与“三农”问题》,《农业经济问题》第 2 期。
4. 李苗 2011 《县域城镇化问题研究》经济科学出版社。
5. 李胜会、李明东 2004 《县域经济与城镇化水平相关性分析》,《兰州学刊》第 1 期。
6. 刘彦随、杨忍 2012 《中国县域城镇化的空间特征与形成机理》,《地理学报》第 8 期。
7. 刘吉超 2013 《中国县域经济发展模式研究评述及其反思》,《企业经济》第 2 期。
8. 龙志和、陈芳、林光平 2012 《中国区域经济收敛的空间面板分析——基于 2000-2008 年 1271 个县的实证研究》,《中国科技论坛》第 1 期。
9. 陆铭、陈钊 2004 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第 6 期。
10. 孙永强 2012 《金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究》,《金融研究》第 4 期。
11. 吴玉鸣 2007 《县域经济增长集聚与差异:空间计量经济实证分析》,《世界经济文汇》第 2 期。
12. 杨志海、刘雪芬、王雅鹏 2013 《县域城镇化能缩小城乡收入差距吗?——基于 1523 个县(市)面板数据的实证检验》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第 4 期。
13. 张海姣、张正河 2013 《城镇化与县域经济的相关性》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。
14. 朱农 2001 《中国四元经济下的人口迁移——理论、现状和实证分析》,《人口与经济》第 1 期。
15. Alonso W. 1964. *Location and Land Use*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
16. Brueckner J. K. 1990. “Analyzing Third World Urbanization: A Model with Empirical Evidence.” *Economic Development and Cultural Change* 38(3) : 587-610.
17. Becker, C. M. ,E. S. Mills ,and J. G. Williamson. 1986. “Modeling Indian Migration and City Growth ,1960-2000.” *Economic Development and Cultural Change* 35(1) : 1-33.
18. Davis J. C and J. Vernon Henderson. 2003. “Evidence on the Political Economy of the Urbanization Process.” *Journal of Urban Economics* 53(1) : 98-125.
19. Henderson ,V. 2003. “The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question.” *Journal of Economic Growth* 8(1) : 47-71.
20. Hu F. ,Z. Xu ,and Y. Chen. 2011. “Circular Migration ,Or Permanent Stay? Evidence From China ’s Rural-Urban Migration.” *China Economic Review* 22(1) : 64-74.
21. Kelley ,A. C. ,and J. G. Williamson. 1984. *What Drives Third World City Growth?* Princeton ,N. J. : Princeton University Press.
22. Mills ,E. S. 1967. “An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area.” *The American Economic Review* 57(2) : 197-210.
23. Mills ,E. S. and C. M. Becker. 1986. *Studies in Indian Urban Development*. New York: Oxford University Press.
24. Muth ,R. F. 1969. *Cities and Housing: The Spatial Pattern of Urban Residential Land Use*. Chicago: University of Chicago Press.
25. Wheaton ,W. C. 1974. “A Comparative Static Analysis of Urban Spatial Structure.” *Journal of Economic Theory* 9(2) : 223-237.
26. Zhang ,K. H. 2002. “What Explains China ’s Rising Urbanization in the Reform Era?” *Urban Studies* 39(12) : 2301-2315.

(下转第 77 页)

The Impacts of Unemployment Risk on Migrants' Consumption

Zhang Huachu and Liu Shenglan

(School of Economics & Management South China Normal University)

Abstract: Based on the national dynamic monitoring survey of the migrant population in 2013, this paper studies the problem of consumption of the migrants, and we find that the average propensity to consume in this group is lower than the average national household consumption rate, while the former's Engel coefficient is 9% higher than the urban dwells, and the migrant family income on consumption is inelastic. Taking up an occupation could reduce the short-term uncertainty, while social insurances could decrease the long-term uncertainty. The Treatment-effect Model shows that a significant decrease in consumption will be observed if the migrant lost his/her job, while social endowment insurance, social health insurance and unemployment insurance have positive impacts on consumption. The migrants' consumption does not present "myopic" feature anymore. So the focus to promote migrants' consumption is to enhance their employability and social insurance, so as to increase their income. Under the background of the accelerating adjustment of industrial structure, training the migrants to get more job skills, as well as expanding the coverage of social insurance in those population-inflow cities, are the effective measures to boost consumption.

Keywords: Migrants, Unemployment Risk, Consumption, Treatment-effect Model

JEL Classification: D11, J18, C10

(责任编辑:赵锐、彭爽)

(上接第40页)

27. Zhang, K. H., and S. Song. 2003. "Rural-Urban Migration and Urbanization in China: Evidence from Time-Series and Cross-Section Analyses." *China Economic Review* 14(4): 386-400.

Urban-rural Disparity, Labor Migration and Urbanization

Sun Jiuwen and Zhou Yulong

(Institute of Regional & Urban Economics School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: The approach of urbanization towards small and medium cities, especially towards counties, is playing an increasing important role in the new-type urbanization of China. A mathematical model on labor migration is constructed here, and we analyze the Chinese county panel data from 2005-2011 by using system GMM estimation. Our research suggests the income disparity between urban and rural areas hinders the labor migration, which in turn does harm to the urbanization process. Financial support promotes urbanization because of its bias towards urbanization development, which is beneficial to the transfer of agriculture employment to non-agricultural industry. However, the bias of investment doesn't affect the urbanization process obviously. This paper further runs the robust test with the quantity of non-agricultural employment, which shows the conclusion above is credible.

Keywords: Urbanization, County City, Urban-rural Disparity, Labor Migration, GMM Estimation

JEL Classification: C33, C51, O18

(责任编辑:彭爽)