

doi:10.3969/j.issn.1674-8131.2011.02.005

城市化、城市圈与城乡收入差距*

余静文¹, 王春超²

(1. 北京大学 国家发展研究院中国经济研究中心, 北京 100871;

2. 暨南大学 经济学院, 广州 510632)

摘要:运用断点回归方法对京津冀、长三角、珠三角城市圈进行分析,结果表明城市圈之内的地区的城市化水平比城市圈之外的地区高 1 到 2 个百分点,而城市圈对农耕面积、教育水平和金融发展水平等可能影响到收入差异的变量没有直接的影响。进一步运用二阶段最小二乘的方法估计由于城市圈形成所导致的城市化水平变化对城乡收入差距的影响,结论是城市化水平的提高缩小了城乡收入差距。城乡二元经济导致的一些制度性的障碍以及城乡金融发展的不平衡是目前城乡收入差距扩大的主要原因,因而应尽快消除阻碍城乡劳动力流动的的制度性障碍,并不断完善农村金融体制。

关键词:城市化;城市圈;城乡收入差距;金融发展水平;耕地面积;基础教育;断点回归

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2011)02-0026-10

Urbanization, Metropolitan Circle and Urban-Rural Wage Inequality

YU Jing-wen¹, WANG Chun-chao²

(1. *China Economic Research Center, National Development Research Institute, Beijing University, Beijing 100871, China;*

2. *School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China*)

Abstract: Regression-discontinuity is used to analyze metropolitan circles of Beijing, Tianjin, Hebei, the Yangtze River Delta and the Pearl River Delta, and the results show that the urbanization level in the areas inside metropolitan circles is 1-2 percent higher than that of the areas outside the metropolitan circles and that the metropolitan circles have no direct impact on the variances influencing wage disparity such as farmland, education level, financial development level and so on. Two-Stage Least Square Estimation is further used to study the impact of urbanization level due to metropolitan circles formation on urban-rural wage inequality, and the results indicate that the increase of urbanization level narrows urban-rural wage inequality. Some institutional barriers resulting from urban-rural dual economy and the imbalance of urban-rural financial development are the main reason for current enlargement of wage inequality, thus, the institutional barriers blocking the flowing of labors between urban and rural areas should be rapidly eliminated, and rural financial system should be continuously perfected.

Key words: urbanization; metropolitan circle; urban-rural wage inequality; financial development level; farmland area; basic education; regression-discontinuity

* 收稿日期:2010-12-12;修回日期:2011-02-05

作者简介:余静文(1983—),男,湖北武汉;博士研究生,在北京大学国家发展研究院中国经济研究中心学习,主要从事发展经济学研究;Tel:010-62752380,Email:yujingwenpku@gmail.com。

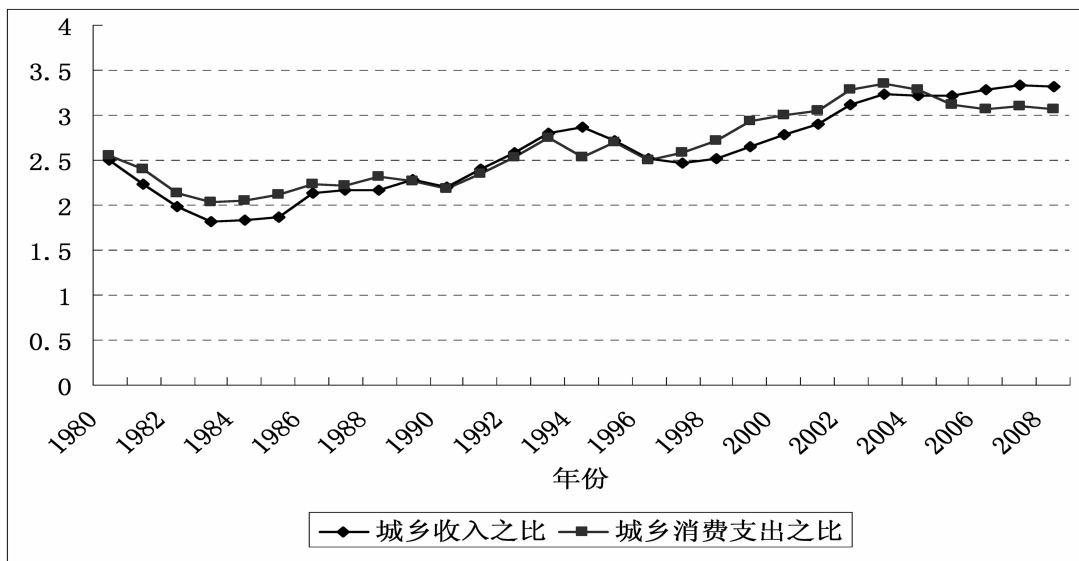
王春超(1980—),男,湖北荆州人;副教授,经济学博士,在暨南大学经济学院任教,主要从事农业经济学和发展经济学研究;Email:chun_chao_wang@hotmail.com。

致谢:感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然文责自负;同时,感谢纽约大学 Stern 商学院在本文写作期间所提供的良好研究环境。

一、引言

当前中国最大的不平衡是收入差距,中国的 GINI 系数已高达 0.48,收入分配不平等程度加重,这也是导致中国内外部失衡的主要原因(林毅夫,2010)^①。改革开放以来,伴随着经济的迅速发展,我国城乡收入差距也在不断扩大,根据陈宗胜和周云波(2002)的研究,城乡收入差距的扩大是导致我国总体收入差距

扩大的最主要的因素,其贡献率已从 1988 年的 48% 上升到 1999 年的 56.8%。1978 年我国城乡居民收入差距^②为 2.57:1,1992 年为 2.58:1,2000 年为 2.79:1;进入 21 世纪以来,城乡收入扩大的趋势虽然有所缓解,但始终处于一个较高的水平,其中 2002 年城市可支配收入与农村纯收入之比首次超过 3,达到 3.11,随后的几年中,这一比例维持在 3.2 左右(见图 1)。



数据来源:历年《中国统计年鉴》

图 1 中国改革开放以来城乡收入差距 (1980—2008 年)

与此同时,我国的城市化进程也在不断加快。进入 21 世纪以来,城镇人口平均每年增长接近 2 000 万人,规模不断扩大;城市建成区面积平均每年扩大 1 861 平方公里。2006 年全国城市总数达 661 个,城镇人口 5.77 亿,占全国总人口的 43.9%,2007 年该比例增加为 44.94%,2008 年增加到 45.68%。可以说,目前中国城市化正处于加速发展时期,城镇人口持续快速扩张,是这一阶段的基本特征。那么这种快速的城市化进程是否是导致城乡收入差距进一步扩大的原因呢?关于这一问题,不同的经济理论有着不同的观点。

目前,已经有众多文献讨论了中国的城乡收入差距问题,其中存在的一个重要问题是城市化过程

是否导致了城乡收入的扩大?虽然市场化改革在不断深化,但是中国经济在很大程度上依然是政府导向的,政府所采取的城市倾向性的政策和城乡二元经济结构都会导致城乡收入的扩大。在现有的研究中,关于城市化对城乡收入的影响主要存在两种观点:

一是城市化进程加快有助于缩小城乡收入差距。李实(1999)的研究表明,城市化过程中农村劳动力的转移通过提高外出打工者的收入和农村劳动生产率等渠道提高了农村居民的收入,从而对城乡收入差距的缩小产生了积极的作用。苏雪串(2002)认为城乡收入差距扩大的根本原因在于城

① 详见北京大学国家发展研究院简报 2010 年第 002 期(总第 867 期)《CCER“中国经济 2010”纽约论坛简报之一》,http://www.nsd.edu.cn/article.asp?articleid=6371。

② 这里的城乡收入差距用城市居民可支配收入与农村居民纯收入之比表示。

市化进程的滞后^①。陆铭和陈钊(2004)认为城市化对城乡收入差距存在两种截然相反的效应:从劳动力转移的角度减少了城乡收入的差距,从城市化的选择性偏误以及统计角度扩大了城乡收入的差距;并基于1987—2001年省级面板数据对城乡收入差距进行了系统的研究,结果表明城市化过程缩小了城乡收入差距。

二是城市化进程加快加剧了城乡收入差距。其中的理论机制在于城市化进程往往伴随着倾向城市的政策因素,这些因素往往以农村地区的经济发展为代价来支持城市地区的经济发展。程开明和李金昌(2007)采用1978—2004年中国时间序列数据对城市偏向、城市化和城乡收入差距问题进行了计量检验,发现城市化与城市偏向是导致城乡差距不断扩大的原因,同时城乡收入差距的扩大将对城市化产生负面的冲击。

城市化过程中要素之间的流动可以减少城乡间要素报酬的差别,但是中国所实行的城市倾向的政策却不利于城乡收入差距的缩小;同时,城市化与城乡收入差距具有互为因果的关系;加上城市化和城乡收入差距均受许多因素影响,可能存在遗漏变量的问题,进而可能会导致实证分析中计量估计参数与实际参数的不一致。因此,我们还需要拓展研究视角、创新研究方法,以更加准确地把握城市化与城乡收入差距之间的关系及其影响因素。本文将采用断点回归的方法从城市圈的角度来研究城市化与城乡收入差距的关系,以期能深化有关研究。

二、研究思路与方法

城市圈是城市化发展过程中的产物,城市圈规划的形成,提升了中心城市的吸引力,增强了农村居民向城市转移的动机,中心城市对周边农村地区所具有的涓滴作用也有助于减少城乡之间的收入

差距;同时,城市圈规划往往也扩大了城市的地域,将更多的农村居民纳入到城市的体系之中。中国城市化进程中,各个地区逐渐形成了若干城市圈,其中东部地区的长三角、珠三角和京津冀三大都市圈^②区域经济发展总体水平高,各项经济发展总量指标占全国比重大,在国民经济中发挥着越来越重要的作用。

城市圈的划定范围基本是围绕着一个或几个中心城市或者重要交通枢纽,以中心城市或者交通枢纽为圆心,方圆多少公里之内均为城市圈的范围,因此,可以通过比较临界线附近的地区的经济绩效的差别来识别城市圈与地区经济绩效的因果联系。在图2中,距离大于零的地区为城市圈范围内,而小于零的地区为城市圈之外,可以看到在临界点附近,地区人均GDP、固定资产投资和城市化水平都出现了间断的向上跳跃,而城乡收入差距则出现了间断的向下跳跃,这说明了城市圈内与城市圈外区域的经济绩效具有明显的区别。由于城市圈的形成是以一个或者几个大城市为中心,其他地区与该中心的距离是决定该地区是否属于城市圈的关键因素,而距离又是一个连续的变量,这样,根据断点回归(Regression Discontinuity)便可以得到城市圈形成对城市化进程的影响,进而可以判断城市化进程对城乡收入差距的影响。^③

断点回归方法是由Thistlethwaite和Campbell(1960)首先提出的在非实验的情况处理treatment effects的一种方法。在使用断点回归方法的情况下,如果变量大于一个临界值时,经济个体接受treatment,而在该变量小于临界值时,经济个体则不接受treatment;由于经济个体在接受treatment的情况下,无法观测到其没有接受treatment的情况,而小于临界值的个体则可以作为一个很好的可控组

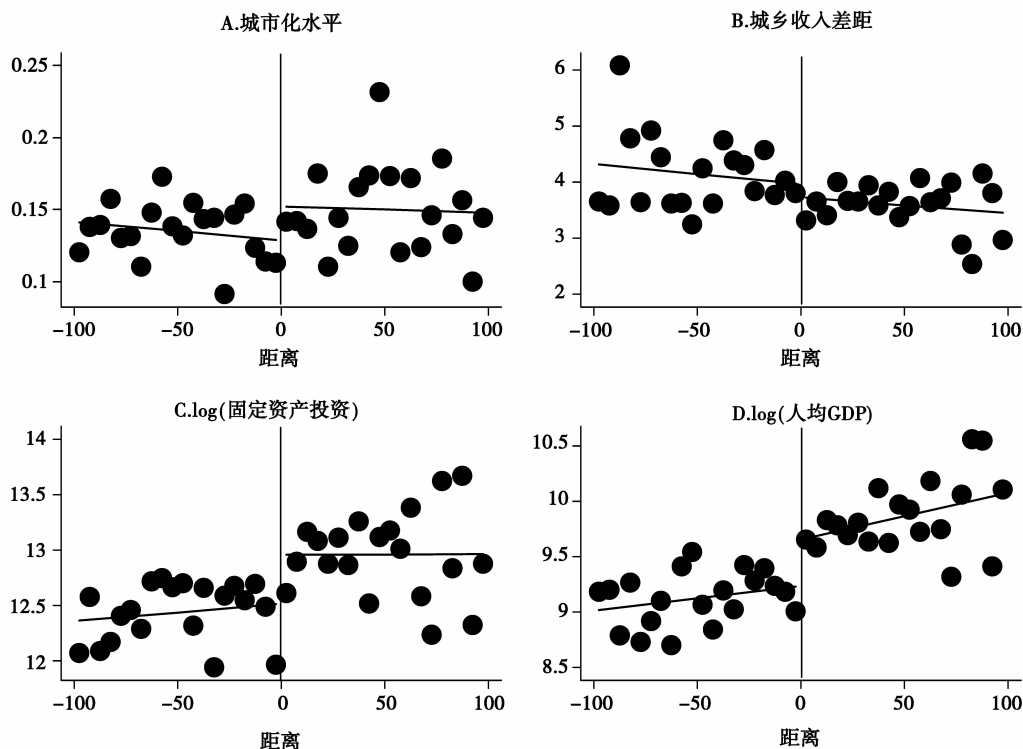
① 其影响机制为:其一,在城市化滞后的情况下,劳动力转化速度低于产值结构转换速度,农业劳动生产率与就业人数成反比;其二,乡镇企业的发展受到了农村工业化与城市化脱节的影响,使乡镇企业效率难以提高。

② 长三角城市圈位于长江入海口及杭州湾,由上海城市群、南京城市群和杭甬城市群所组成,分别以上海、南京、杭州和宁波为中心城市,覆盖范围包括无锡、常州和苏州等16个地级市。珠三角城市圈包括广州、深圳、珠海、佛山、江门、中山、东莞、惠州和肇庆9城市,其覆盖范围沿广九线、广珠线两条轴线扩散。京津冀城市圈又被称之为“首都圈”,环渤海而建,该城市圈以北京为中心,包括天津、唐山、石家庄、保定、廊坊、秦皇岛、沧州、张家口、承德1个直辖市和8个地级市。

③ 通过地理的划分来研究变量间因果联系在断点回归的文献中十分常见。在本文中,距离中心城市的远近是决定一个地区是否属于城市圈的关键性因素,但是,也同样存在其他因素。因此,本文的实证分析将距离作为关键变量,并加入时间维度的固定效应和省份维度的固定效应来控制时间因素和地区差异的影响。

(control group)来反映个体接受 treatment 和没有接受 treatment 时的差异,尤其是在变量连续的情况下,临界值附近样本的差别可以很好地反映

treatment 和经济结果。Deaton (2009) 和 Lee (2008) 均认为断点回归是仅次于随机可控实验的有效的实证方法。^①



注:各个样本值为距离5公里范围内地区的经济变量的平均值。

数据来源:国务院发展研究中心信息网

图2 城市圈内外区域经济绩效比较

当前国内关于城市圈的社会经济影响研究主要还集中在城市圈对区域经济增长的影响和城市圈驱动经济增长的机制问题,以城乡收入差距为切入点的实证分析还相对较少,比如,徐现祥和李郁(2005)、吴福象和刘志彪(2008)、余静文和赵大利(2010)、余静文和王春超(2010)的研究。

城市圈规划的一个最直接的影响便是提高了城市圈区域的城市化水平。本文首先研究城市圈的形成对城市化水平的影响。由于一个地区是否属于城市圈与该地区与中心城市的距离有关,因此,可以通过比较城市圈临界线附近的样本在城市化水平上的差异来判断城市圈与城市化水平之间的因果联系。如果证实了城市圈形成影响了地区

城市化水平,那么便可以运用二阶段最小二乘的方法来估计由于城市圈形成所导致的城市化水平变化对城乡收入差距的影响。为避免可能出现的内生性问题,本文将利用中国长三角、珠三角和京津冀城市圈的数据,采取断点回归和二阶段最小二乘(2SLS)的估计方法进行实证分析。

三、实证分析

1. 数据的描述

本文选取2003—2007年中国京津冀、长三角、珠三角城市圈县市的数据对中国城市圈经济绩效进行分析,数据来源于国务院发展研究中心信息网

^① 由于篇幅原因,关于断点回归的详细介绍,可参见余静文和王春超的《新“拟随机实验”方法的兴起——断点回归及其在经济学中的应用》,载《经济学动态》2011年第1期。

(国研网);分析变量包括:(1)人均 GDP;(2)距离,为了得到距离指标,本文进行了“中心化”处理,首先根据城市圈的划定,将三大城市圈的边界确定,用各个县市离临界线的距离作为距离变量,城市圈外的为负值,城市圈内的为正值;(3)城市化水平,该变量为城市人口占该地区总人口的比重;(4)城乡收入差距,该变量为城市人均收入与农村人均收入的比值;(5)虚拟变量 *Metro*,当一个地区属于城市圈内,则 *Metro* 为 1,否则为 0;(6)其他控制变量:耕地面积、金融发展水平和教育水平,其中金融发展指标为存贷款之和与地区国民生产总值之比,教育水平为小学生人数与该地区总人口的比值。之所以选择这些控制变量是因为耕地面积直接影响到农村居民的务农收入,金融发展则影响到企业的发展以及农业生产风险的规避,教育水平则对提高人力资本有积极作用。

为了说明断点回归方法的有效性,本文首先对主要变量进行描述,考察城市圈范围内和城市圈外的样本是否存在显著性的差异。下标 *i* 表示个体,*j* 表示所属省份,*t* 表示时间,其估计方程为:

$$y_{ijt} = \alpha + \beta_1 metro_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (1)$$

当 *Metro* 为 1 的时候,被解释变量的期望值为:

$$E(y_{ijt} | Metro_{ijt} = 1) = \alpha + \beta_1 \quad (2)$$

当 *Metro* 为 0 的时候,被解释变量的期望值为:

$$E(y_{ijt} | Metro = 0) = \alpha \quad (3)$$

方程(3)所得到的条件期望值即为城市圈范围外的样本均值,方程(2)所得到的条件期望值即为城市圈范围内的样本均值。断点回归方法使用的一个前提,是要求除了 *treatment* 以外的控制变量要在临界值处连续,不能出现跳跃。表 1 表明控制变量(耕地面积)和金融发展水平变量在所有样本中均没有出现显著的跳跃,而教育水平变量全样本和临界值附近 100 公里的样本中表现出在城市圈内和城市圈外具有显著差异,但是这种差异的显著性随着样本不断接近临界值而下降,在临界值附近 100 公里为 1% 显著,而在临界值附近 50 公里和 25 公里没有出现显著的差异,这表明该变量在临界值处没出现显著的跳跃情况。除此之外的其他的变量则在临界值处存在较显著的变化,这也说明了控制变量选择的合理性以及城市圈范围内外的经济绩效存在差异。

表 1 数据描述

	全样本		
	均值 (距离 < 0)	均值 (距离 > 0)	差异
Log(人均 GDP)	8.91	9.52	0.61***
Log(耕地面积)	10.34	10.39	0.05
Log(固定资产投资)	12.08	12.53	0.45***
距离	-80.49	43.58	124.07***
城乡收入差距	4.19	3.72	-0.47*
城市化水平	0.134	0.153	0.019***
金融发展	1.1	1.12	0.02
教育水平	0.089	0.076	-0.013***
	距离 < 100		
	均值 (距离 < 0)	均值 (距离 > 0)	差异
Log(人均 GDP)	9	9.55	0.55***
Log(耕地面积)	10.32	10.39	0.07
Log(固定资产投资)	12.19	12.56	0.37***
距离	-47.03	34.87	81.9***
城乡收入差距	4.17	3.69	-0.48***
城市化水平	0.131	0.15	0.019***
金融发展	1.12	1.125	0.005
教育水平	0.085	0.079	-0.006*
	距离 < 50		
	均值 (距离 < 0)	均值 (距离 > 0)	差异
Log(人均 GDP)	9.06	9.53	0.47***
Log(耕地面积)	10.32	10.36	0.04
Log(固定资产投资)	12.24	12.56	0.32***
距离	-25.46	21.78	47.24***
城乡收入差距	4.14	3.69	-0.45***
城市化水平	0.126	0.15	0.024***
金融发展	1.1	1.117	0.017
教育水平	0.083	0.078	-0.005
	距离 < 25		
	均值 (距离 < 0)	均值 (距离 > 0)	差异
Log(人均 GDP)	9.13	9.49	0.36***
Log(耕地面积)	10.21	10.32	0.11
Log(固定资产投资)	12.25	12.5	0.25***
距离	-14.43	13.98	28.41***
城乡收入差距	4.01	3.68	-0.33***
城市化水平	0.131	0.142	0.011
金融发展	1.07	1.13	0.06*
教育水平	0.081	0.076	-0.005

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平显著。

2. 模型的初步估计

本文将计量模型设定为:

$$Urbanization_{ijt} = \alpha + \beta_1 Metro_{ijt} + \beta_2 f(Dis_{ijt}) + Z_{ijt}\gamma + \mu_{ijt} \quad (4)$$

其中 Z_{ijt} 为控制变量,此外,还有省份维度的固定效应和时间维度的固定效应。为了避免因为模型设定不当而导致错误估计 treatment effect 的情况^①, $f(Dis_{ijt})$ 将采取线性、平方和立方三种函数方式。表 2 中,模型(1)和(2)采取的是线性函数形式,模型(3)

和(4)采取的是平方函数形式,模型(5)和(6)采取的是立方的函数形式,模型(2)、(4)、(6)加入了前文提及的控制变量。从估计结果可以看出,无论采取的是线性的函数形式、平方的函数形式还是立方的函数形式, $Metro$ 的估计系数都是显著的;同时,无论模型是否采用了控制变量, $Metro$ 的估计系数也都是显著的,其估计系数范围为 0.012 ~ 0.023。即平均而言,城市圈之内的地区的城市化水平比城市圈之外的地区高 1 到 2 个百分点。

表 2 模型的初步估计结果

	城市化水平					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	0.12*** (0.005)	0.33*** (0.03)	0.12*** (0.007)	0.34*** (0.03)	0.13*** (0.005)	0.33*** (0.03)
Metro 变量	0.012* (0.007)	0.019*** (0.006)	0.023** (0.01)	0.019** (0.008)	0.017** (0.008)	0.02*** (0.007)
距离	-0.0001** (0.00005)	-0.00005 (0.00004)	-0.0001 (0.0001)	0.00009 (0.0001)	0.00004 (0.00007)	0.00007 (0.00006)
距离 ²			-1.7E-7 (5.1E-7)	5.1E-7 (5.2E-7)	1.7E-6*** (3.2E-7)	9.4E-7** (2.7E-7)
距离 ³					5.1E-9*** (1.5E-9)	2.3E-9 (2.1E-9)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
省份固定效应	否	是	否	是	否	是
R ²	0.019	0.220	0.021	0.210	0.021	0.230
样本量	1 827	1 827	1 827	1 827	1 827	1 827

注:括号内为稳健性标准差,*、**和***分别表示估计系数在 10%、5%和 1%水平显著。

3. 稳健性检验

Imbens 和 Lemieux(2008)提出了对断点回归方法所估计结果的稳健性检验。第一,在临界值处其他的控制变量是否存在跳跃的情况:如果出现跳跃的情况,那么模型所估计的结果中将不仅仅包含 treatment effect,还包含控制变量对因变量的影响;第二,决定 treatment 的解释变量的条件概率在临界值处是否是连续的:如果该解释变量的条件概率出现了非连续的情况,那么说明经济个体存在操作 treatment 的可能性;第三,样本空间变化是否会导致估计结果出现显著变化,尤其是在临界值附近的估

计值;第四,检验因变量是否在临界值取其他的值时依然会出现跳跃:如果断点回归方法是有效的,那么当临界值取其他值时,因变量便不会出现这种跳跃。在数据描述中,笔者已对控制变量在临界值处的跳跃性进行了分析,本文所采取的控制变量在临界值处并没有显著的变化;同时,决定 treatment 的解释变量距离也是一个连续的变量,并且在所研究样本期间,各个县市的行政面积是确定的变量,各个县市并不能随意操控距离这一变量。因此,本节将对 Imbens 和 Lemieux(2008)提出的稳健性检验中的第三点和第四点进行分析。

① 参见:Angrist D J, Pischke J. 2009. Most Harmless Econometrics. New Jersey:Princeton University:254-259.

首先考虑在样本空间发生变化的情况下前文所估计的 *Metro* 系数是否出现了显著性的变化。为此,笔者将样本空间分为临界值附近 200 公里的样本、临界值附近 150 公里的样本、临界值附近 100 公里的样本、临界值附近 50 公里的样本以及临界值附近 25 公里的样本。表 3 表明,在所有的分割样本

中,*Metro* 的估计值依然是显著的,并且没有出现大的变化,其取值范围为 0.014 ~ 0.020。平均而言,城市圈内的城市化水平比城市圈外的高 1 到 2 个百分点,其中在临界值附近 25 公里和 50 公里的样本中,*Metro* 的估计系数分别在 5% 水平和 1% 水平上显著。

表 3 稳健性检验(1)

	城市化水平				
	距离 < 200	距离 < 150	距离 < 100	距离 < 50	距离 < 25
常数项	0.347*** (0.026)	0.341*** (0.028)	0.375*** (0.031)	0.371*** (0.042)	0.379*** (0.048)
<i>Metro</i>	0.017*** (0.006)	0.020*** (0.007)	0.018** (0.008)	0.019*** (0.007)	0.014** (0.006)
距离	1.11E-4** (5.05E-5)	9.61E-5* (5.27E-5)	1.59E-4** (7.42E-5)		
距离 ²	7.26E-7*** (2.7E-7)	1.06E-6*** (3.79E-7)	2.08E-6*** (6.93E-7)	2.92E-5*** (4.07E-6)	3.43E-5** (1.5E-5)
距离 ³				2.76E-7*** (9.75E-8)	
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
函数形式	平方	平方	平方	立方	平方
R ²	0.218	0.219	0.245	0.253	0.215
样本量	1797	1689	1461	979	694

注:括号内为稳健性标准差,*、**、*** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著。

表 4 稳健性检验(2)

	城市化水平					
	距离 > 0			距离 < 0		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Metro</i>	-0.003 (0.008)	0.001 (0.011)	0.001 (0.11)	0.019** (0.008)	-0.003 (0.009)	-0.002 (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
函数形式	线性	平方	立方	线性	平方	立方
R ²	0.182	0.182	0.182	0.263	0.269	0.272
样本量	967	967	967	860	860	860

注:括号内为稳健性标准差,*、**、*** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平显著。

其次,考虑当临界值取其他的值时,*Metro* 的估计系数是否依然显著为正。为此,本文将全样本分为 $|Dis| < 0$ 的样本和 $|Dis| > 0$ 的样本,每个子样本中按照 *Dis* 的大小排序,将其中位数作为新的临界值;小于新临界值的样本,*Metro* 取 0,大于新临界值的样本,*Metro* 取 1。针对 $|Dis| < 0$ 的样本和 $|Dis| > 0$ 的样本,模型的估计均包括了控制变量,同时分别采取线性、平方和立方三种函数形式。从表 4 的估计结果中可以发现除了在模型(4)中(函数采取线性形式时)*Metro* 的估计系数在 5% 水平显著为正,在其他模型的估计中 *Metro* 的系数均不显著,并且在模型(1)、(5)、(6)中该系数为负值,这也说明了当临界值取其他值时,treatment effect 并不存在。综上所述,断点回归方法所估计的结果具有一定的稳健性,城市圈的形成造成了城市圈范围内和范围外区域的城市化水平的差异。

4. 模型估计结果

城市圈的形成是城市化进程的产物,它最直接的影响是使得各个区域的城市化水平出现差异;同时,前文的分析已经表明城市圈对农耕面积、教育水平和金融发展水平这些可能影响到收入差异的变量没有直接的影响;因此,我们可以作这样的推断:城市圈的形成 \Rightarrow 城市化水平 \Rightarrow 城乡收入差距。为了避免内生性问题导致城市化和城乡收入差距关系估计的不一致,本文使用两阶段最小二乘法对城市化水平和城乡收入差距的因果关系进行估计。其中第一阶段估计模型为前文所述的关于城市化水平的断点回归,第二阶段计量模型为:

$$Gap_{ijt} = \alpha + \beta_1 Metro_{ijt} + \beta_2 Dis_{ijt} + \beta_3 \tilde{urbanization} + Z_{ijt}\gamma + \mu_{ijt} \quad (5)$$

其中 Z_{ijt} 依然为控制变量, $\tilde{urbanization}$ 为前文使用断点回归对城市化水平的估计。计量模型的内生变量包括有城市化水平和城乡收入差距,外生变量包括时间维度的固定效应、区域维度的固定效应、距离、城市圈虚拟变量、金融发展指标、教育水平以及耕地面积的对数。

模型的估计结果如表 5。在 Panel A 中,城市化的估计系数为 -18.38,在 1% 水平上显著,这说明城市化每提高 1 个百分点,城乡收入差距将下降 0.18。第一阶段回归的 F 值均大于 10,即该模型设

定不存在弱工具变量的问题。但 Durbin-Wu-Hausman 统计量表明,变量的内生性问题是存在的,OLS 和工具变量法估计的系数具有显著的差异。由于工具变量的个数大于待处理内生变量的个数,所以模型可能存在过度识别的问题。为此,笔者对过度识别问题进行了检验:Hansen's J 统计量为 0.69,不能拒绝过度识别不存在的原假设。

为了对 Panel A 的结论进行稳健性检验,本文在 Panel B 中控制了模型回归的样本,将其分别控制在临界值附近 100 公里和临界值附近 50 公里的县市样本,从回归结果可以看出城市化的估计系数都出现了下降。在临界值附近 100 公里样本中,其估计值为 -15.17,在临界值附近 50 公里样本中,其估计值为 -9.37,但是这两个估计值都在 1% 的水平上显著,即城市化水平每提高 1 个百分点,城乡收入差距将下降 0.09 ~ 0.15。从第一阶段的 F 值看,弱工具变量的问题不存在;过度识别检验也表明过度识别的约束不存在。Panel B 的结果表明 Panel A 估计的结果具有一定的稳健性,关键变量和统计量均没有出现显著的变化,城市化率每提高 1 个百分点,城乡收入差距的下降幅度为 0.09 ~ 0.18。

此外,从模型的第二阶段回归结果来看,金融发展指标提高了城乡收入的差距,这有可能是城乡金融发展不均衡的结果,根源于信用信息的不完全,逆向选择和道德风险问题十分突出。农村地区的信贷配给和限制会由于逆向选择和道德风险的问题而显得突出,相对于大型银行而言,金融市场本身“嫌贫爱富”的特点表现得更加明显,在中小型信贷机构还未完全发展的阶段,这种不平衡会扩大城乡收入的差距。而基础教育程度则减少了城乡收入差距。教育程度与人力资本息息相关,人力资本对提高工资水平有积极的作用。Feenstra 和 Hanson (1995, 1996) 的理论模型就指出,全球化所导致的世界范围内产业的转移提高了发展中国家对熟练劳动力的需求,具有更高人力资本的劳动力也因此具有更高的收入;郭剑雄 (2005) 和顾磊 (2009) 借鉴内生增长理论,将经济发展过程中人力资本、外包以及二者的互动影响作为解释城乡收入差距的原因,人力资本的城乡差距扩大了城乡收入的差距。

表5 城市化对城乡收入差距的估计

	Panel A				Panel B	
	基本回归		稳健性检验		稳健性检验	
	第一阶段	第二阶段	距离 < 100		距离 < 50	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
常数	0.33*** (0.03)	14.33*** (2.48)	0.43*** (0.05)	13.77*** (2.84)	0.47*** (0.06)	11.82*** (2.05)
城市化水平		-18.38*** (5.98)		-15.17*** (5.55)		-9.37*** (3.6)
Log(耕地面积)	-0.018*** (0.004)	-0.6*** (0.13)	-0.02*** (0.004)	-0.66*** (0.16)		-0.51*** (0.14)
距离	5.13E-5 (4.29E-5)		1.46E-4* (0.008)		8.51E-4** (3.42E-4)	
Metro	0.019*** (0.006)		0.018** (0.08)		0.02*** (0.006)	
金融发展	-0.004 (0.008)	0.89*** (0.2)	-0.01 (0.01)	0.72*** (0.28)	0.004 (0.02)	0.88*** (0.32)
教育水平	-0.69*** (0.17)	-10.58** (5.97)	-0.74** (0.34)	-10.21 (10.45)	-0.78** (0.37)	-10.88** (5.85)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
F 统计量	27.31		43.48		31.74	
Wald 统计量		307.43		222.89		225.81
DWH 统计量		35.42***		27.62***		12.98***
Hansen's J 统计量		0.69		0.61		0.6
样本量	1827	1824	1461	1461	979	979

注:括号内为稳健性标准差,*、**、***分别表示估计系数在10%、5%和1%水平显著。

四、简要结论

从长期来看城市化因素在城乡收入差异中扮演了极为重要的角色,城市化对城乡收入缩小的负面效应将被其正面效应抵消。一方面,诚如陆铭和陈钊(2004)所认为的,只有当 Alpha 比较小的情况下,城市化会缩小城乡之间的收入差距,而一旦城市化进程进入到一定阶段,城市化所导致的城市人口比例变化将会使得 Alpha 变小,这又使得城市化导致的城乡收入差距缩小的条件很容易得到满足;另一方面城市化进程中农村劳动力向城市的转移降低了城市的平均工资水平,同时又提高了农业劳动生产效率,中心城市也发挥着增长极的作用,提高了农村地区的经济绩效。更为重要的是近年来中国政府不断进行制度创新,破除制度性的障碍,并采取积极的惠农政策,极大地提高了农村地区的收入水平。

本文的结论不仅仅局限于东部三大城市圈,同样适用于其他城市圈,比如武汉城市圈、长株潭城

市圈以及成渝经济圈等。城市圈的形成具有一定的共性,是为了利用经济活动在空间上的不平等最大限度地利用有限的资源来支持经济的持续发展和人民生活水平的不断提高。这种空间的不平等一方面会剥夺周边地区的资源要素,另一方面也会发挥辐射效应和涓滴作用带动周边地区的发展。吴福象和刘志彪(2008)、余静文和王春超(2010)均对这一问题进行了研究。本文研究城市圈所导致的城市化水平的差异对城乡收入差距影响,结果表明,城市化处于加快发展阶段所不断涌现出来的城市圈,在促进城市化水平进一步提高的同时,也缩小了城乡之间的收入差距,说明了城市化的负面影响被正面影响所抵消,资源的重新配置对农村居民收入的提高要大于其对城市居民收入的提高。

城市化并不是近年来城乡收入差距不断扩大的原因,那么是什么因素导致了城乡收入差距呈现出一种扩大的趋势呢?笔者认为城乡二元经济导致的一些制度性的障碍以及金融发展的不平衡是

其中的主要原因。比如,在资本市场繁荣的这几年,房价、股价使得更多的城市居民受益,特别是房价的变化使得人们的预期财富增加,其经济行为也发生变化,信贷约束相对较小;而在农村地区,农村金融发展的程度还较低,由于所拥有的土地经营权并不能作为抵押进行信贷,农村居民自身受到的信贷约束更为严重,这进一步硬化了农村居民的预算约束,使得农村人口被隔绝在资本市场以外,不能享受国民经济发展所带来的成果。因此 De Soto 效应在中国农村地区普遍存在,它不但阻碍了物质资本投资,同时也阻碍了人力资本的投资,从而扩大了城乡收入差距。^①

最后,本文也提出相关的政策建议:第一,中国城市化正进入高速发展的阶段,在这一阶段,更多体制性障碍,比如城乡户籍所导致的问题将更加突出,中国社会经济的长久稳定增长需要消除这些对劳动力流动的制度性障碍;第二,虽然城市化步伐在加快,但是支持农村经济发展和解决农业生产的金融部门在农村还没有得到完全发展,这使得完善农村金融体制,建立适合国情的小额信贷机构,解决信贷约束问题成为必需。正如 Karlan 和 Zinman (2007)通过实验经济学方法所证实的,信贷配给和限制根源于信用市场信息的不完全,逆向选择和道德风险问题十分突出,农村地区这一情况更为严重。相对于大型银行而言,小额信贷的试点与推行克服了金融市场本身“嫌贫爱富”的不足,立足于农村地区的小型信贷机构由于在信息上具有的优势而更加可取,这也是因为农村地区社会联系对经济的影响要比城市地区的要大。Munshi 和 Rosenzweig (2006)强调社会联系对经济发展十分重要,这一观点同样适用于中国农村地区的经济发展。

参考文献:

- 程开明,李金昌.2007.城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J].数量经济技术经济研究(7):116-125.
- 陈宗胜,周云波.2002.再论改革与发展中的收入分配[M].北京:经济科学出版社.
- 顾磊.2009.国际外包与中国城乡收入关系的实证研究:1982-2007[J].世界经济研究(3):16-22.
- 郭剑雄.2005.人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J].中国社会科学(3):27-38. 李实.1999.中国农村劳动力流

- 动与收入增长和分配[J].中国社会科学(2):16-33.
- 李实.2003.中国个人收入分配研究回顾与展望[J].经济学(季刊)(2):379-403.
- 陆铭,陈钊.2004.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].经济研究(5):50-58.
- 苏雪串.2002.城市化与城乡收入差距[J].中央财经大学学报(3):42-45.
- 吴福象,刘志彪.2008.城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角 16 城市的经验证据[J].经济研究(11):126-136.
- 徐现祥,李邨.2005.市场一体化与区域协调发展[J].经济研究(12):57-67.
- 余静文,王春超.2009.转型时期中国城市圈的经济绩效[J].当代经济科学(5):103-112.
- 余静文,赵大利.2010.城市群崛起、经济绩效与区域收入差距[J].中南财经政法大学学报(4):15-20.
- BOUDEVILLE J R. 1966. Problems of Regional Economic Planning[M]. Edinburgh: Edinburgh University Press.
- DEATON A. 2009. Instruments of Development; Randomization in the Tropics, and the Search for the Elusive Keys to Economic Development [R]. NBER Working Paper, No. w14690.
- FEENSTRA R C, HANSON G H. 1995. Foreign Investment, Outsourcing and Relative Wages[R]. NBER Working Paper, No. 5121.
- FEENSTRA R C, HANSON G H. 1996. Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality [R]. NBER Working Paper, No. 5424.
- KARLAN D, ZINMAN S J. 2007. Observing Unobservables: Identifying Information Asymmetries with a Consumer Credit Field Experiment[R]. CEPR Discussion Paper, No. DP6182.
- LEE D S. 2008. Randomized Experiments from Non-random Selection in US House Elections [J]. Journal of Econometrics, 142(2):675-697.
- MUNSHI K, ROSENZWEIG M. 2006. Traditional Institutions Meet the Modern World: Caste, Gender, and Schooling Choice in a Globalizing Economy [J]. American Economic Review, 96(4):1225-1252.
- SCHULTZ T P. 2002. Wage Gains Associated with Height as a Form of Health Human Capital [J]. American Economic Review: Papers and Proceedings, 92(2):349-353.
- THISTLETHWAITE D, CAMPBELL D. 1960. Regression-Discontinuity Analysis: An alternative to the Ex post Facto Experiment[J]. Journal of Educational Psychology, 51(6):309-317.

(责任编辑:夏冬)

^① De Soto 效应指的是在发展中国家,产权不明确导致的信贷约束是制约经济发展的主要因素。详见 De Soto H. 2001. The Mystery of Capital, Finance and Development. IMF, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2001/03/desoto.htm>.