

城乡教育差距与城市化之间的倒 U 形关系： 理论及实证分析

向国成，江 鑫
(湖南科技大学 商学院，湖南 湘潭 411201)

摘 要：首先，以城乡人均受教育年限的比值衡量城乡教育差距，构建理论模型，提出城乡教育差距随着城市化率的提高呈现倒 U 形变化趋势的假说。其次，基于 2000-2013 年中国省级面板数据，运用动态面板数据和系统广义矩估计方法对这一假说进行计量检验，检验结果与理论假说吻合。相关政策建议是通过降低迁移门槛和居住成本等措施来提高收入迁移系数，以期在城市化率相对较低的水平下，有效遏制直至缩小城乡教育差距扩大的趋势。

关 键 词：城乡教育差距；城市化率；倒 U 形关系
中图分类号：F019.3 文献标识码：A 文章编号：1005-0892 (2016) 08-0016-08
DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.2016.08.002

一、引言与文献综述

美国经济学家 Kuznets (1955) 提出了经济发展与收入差距之间呈倒 U 形关系的假说。由于城镇化过程就是经济发展的过程，他构建了一个包括农业部门和非农业部门的城乡二元结构模型，研究了城乡人口结构变化对收入差距的影响。^[1]因此，库兹涅茨假说实质是描述城市化进程中，由于城乡人口结构变化即城市化率的提高，城乡收入差距呈现倒 U 形的变化趋势。莫亚林和张志超 (2011) 对中国 1995-2006 年的省级面板数据做了计量分析，结果证实了中国城乡收入差距随城市化率的提高呈现先扩大后缩小的倒 U 形变化趋势。^[2]

关于城乡教育差距与城乡收入差距的关系，温娇秀 (2007)、厉以宁 (2012)、陈斌开和林毅夫 (2013) 及吕伟等 (2015) 通过构建城乡二元经济结构模型，系统论证了城乡教育差距和城乡收入差距之间具有正相关关系。^[3-6]既然城乡教育差距与城乡收入差距之间存在正相关关系，根据库兹涅茨假说，在城市化进程中，城乡收入差距呈现倒 U 形变化趋势，那么在城市化进程中，城乡教育差距是

收稿日期：2016-04-05
基金项目：教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“建立农村劳动力转移就业长效机制研究” (11JZD018)；湖南省研究生科研创新基金项目“基于结构方程模型的我国地级非省会城市发展评价研究” (CX2015B433)
作者简介：向国成，湖南科技大学教授，主要从事分工与经济发展研究，联系方式 gcxiang@hnust.edu.cn；江 鑫，湖南科技大学博士研究生，主要从事分工与城乡经济发展研究。

不是也呈现倒 U 形变化趋势？本文尝试从理论上提出这一假说，并使用兼具个体异质性和时间变化趋势双重特性的面板数据对这一倒 U 形变化趋势假说进行计量检验。

关于城乡教育差距的变化趋势，主要有三种观点。第一种观点认为，城乡教育差距随着经济发展呈现缩小的变化趋势。Breen 和 Jonsson (2005) 及 Ballarino 等 (2008) 实证研究发现，大部分欧洲国家，诸如法国、德国、瑞典、意大利和西班牙等，近三十年来在教育扩张期间，城乡和区域间的教育不平等程度在下降。^[7-8]但是，国外学者的这种实证研究，多是以欧洲国家的高度城市化为背景。关于中国城乡教育差距的变化趋势，梁晨和李中清 (2012) 认为，1949 年以后，尤其是改革开放以来，随着中国大学教育体制改革，工农子女上学机会增多，城乡教育差距逐渐缩小。^[9]第二种观点认为，中国城乡教育差距呈现扩大趋势。叶铁桥和田国垒 (2012) 认为农村生源离精英大学的距离越来越远，因此，至少在这类大学，城乡教育差距不仅没有缩小反而在扩大。^[10]李春玲 (2010) 采用美国社会学家 Robert (1981) 提出的教育不平等评价方法，实证分析了 2005 年中国 1% 的人口抽样调查数据，发现城乡教育差距不降反升。^[11-12]为了明确不同年龄段城乡教育差距的变化趋势，李春玲 (2014) 对全国抽样调查数据进行分析，结果表明，初中升入高中阶段的城乡教育差距扩大是教育分层的关键所在，而这个阶段城乡教育机会不平等处于持续扩大之中。^[13]王智勇 (2012) 分析上海、福建和浙江的家庭调查数据发现，随着城乡经济差距的扩大，城乡教育差距会逐渐扩大，如果政府不对农村教育发展予以扶持，城乡教育差距会进一步扩大。^[14]第三种观点认为，城乡教育差距随着经济发展呈现倒 U 形的变化趋势。邢春冰 (2013) 以选择性迁移（即教育水平越高的农村劳动力更倾向于迁移至城镇）为分析切入点，发现选择性迁移在扩大城乡教育差距的同时，也激励着农村居民进行教育投资，进而改善农村未迁移人口的受教育水平。^[15]吕炜等 (2015) 扩展了盖勒 - 斯利亚理论模型，以城乡教育经费投入比值表示城乡教育差距，认为在城乡二元结构下，初始财富水平较低的农村居民不倾向于教育投资，但初始财富水平较高的城市居民倾向教育投资，故在没有政府干预的情况下，城乡教育差距趋于扩大；但随着经济发展、农村居民收入的逐渐提高以及政府逐渐加大对农村教育发展的扶持力度，城乡教育差距开始出现逐渐缩小的变化趋势。^[6]

综观已有研究，主要存在两方面不足：第一，对城乡教育差距的完整变化趋势没有一致共识，原因还在于缺乏基于理论模型的分析，即使现有研究涉及其倒 U 形变化趋势，但也没有明确提出并加以模型化；第二，城乡教育差距的衡量指标不统一，导致在计量分析中存在以偏概全或以因（教育投入）代果（教育成就）的情况。本文选取学术界最广为认可的反映教育成就的人均受教育年限来衡量居民受教育程度，以城乡人均受教育年限的比值代理城乡教育差距，以此构建理论模型，然后用系统广义矩估计 (SYS-GMM) 方法对假说进行检验。

本文结构安排如下：第二部分构建理论模型，提出随着城市化率的提高，城乡教育差距呈现倒 U 形变化趋势的假说；第三部分选取相应的变量指标，构建计量模型；第四部分运用我国的统计数据对假说进行计量检验；最后第五部分是结论及政策建议。

二、理论分析

Psacharopoulos 和 Arriagada (1986) 认为平均受教育年限是最能测度教育成就的指标，并提出了人均受教育年限的计算公式。^[16]Thomas 等 (2000) 也认为，使用入学数据不能反映人力资本存量，使用教育经费数据也存在多投入不一定能产出更优质教育产品的问题，准确测量城乡教育差距需要基于教育成就这一存量指标。^[17]因此，本文在此基础上，以城乡人均受教育年限的比值衡量城乡教育差距，推演理论模型并提出假说。

(一) 模型基本假设

1. 现代国民经济体系中包含两个经济部门,即城市经济部门和农村经济部门,城市和农村经济部门的人口数量分别为 L_u 和 L_r 。此时,以人口数量表示的城市化率为 $C_{ur}=L_u/(L_r+L_u)$ 。

2. 根据 Todaro (1969) 提出的城乡劳动力迁移理论,城乡期望收入差异是农村劳动力向城市转移的诱因。^[18]根据库兹涅茨曲线假说,假定城乡期望收入差距随着城市化率的提高呈现先扩大后缩小的变化趋势。城乡期望收入差距扩大阶段,农村居民选择转移至城镇的倾向较强;城乡期望收入差距缩小阶段,此时经济发展已高度城市化,迁移动力与倾向趋弱。设 μ ($0<\mu<1$) 为农村人口转移至城市的收入迁移系数,它表示农村人口受城乡期望收入差异及城乡人口迁移成本影响而转移至城市的百分比。 μ 值与城乡期望收入差距正相关,与城乡人口迁移成本负相关。

3. 何军 (2011)、邢春冰 (2013) 认为,农村文化或受教育程度较高的居民转移至城镇的概率更高。^[19,45]因此,假定农村劳动力文化程度越高,越倾向转移至城镇,设 β ($0<\beta<1$) 为农村劳动力转移至城镇的文化迁移系数。

(二) 城乡教育差距与城市化进程的理论解析

参照关于人均受教育年限计算公式的文献,分别设定城市和乡村的人均受教育年限公式为:

$$E_u = \frac{L_{1u}}{L_u} + 6\frac{L_{6u}}{L_u} + 9\frac{L_{9u}}{L_u} + 12\frac{L_{12u}}{L_u} + 16\frac{L_{16u}}{L_u} \quad (1)$$

$$E_r = \frac{L_{1r}}{L_r} + 6\frac{L_{6r}}{L_r} + 9\frac{L_{9r}}{L_r} + 12\frac{L_{12r}}{L_r} + 16\frac{L_{16r}}{L_r} \quad (2)$$

其中, L_{iu} 和 L_{jr} (其中 i 和 j 取值 1、6、9、12、16) 分别表示城市和农村没上过学、小学、初中、高中、大专及以上教育程度的人数。此时城乡人均受教育年限的比值为:

$$\phi_{ur} = E_u/E_r = \left[\frac{L_{1u}}{L_u} + 6\frac{L_{6u}}{L_u} + 9\frac{L_{9u}}{L_u} + 12\frac{L_{12u}}{L_u} + 16\frac{L_{16u}}{L_u} \right] \left/ \left[\frac{L_{1r}}{L_r} + 6\frac{L_{6r}}{L_r} + 9\frac{L_{9r}}{L_r} + 12\frac{L_{12r}}{L_r} + 16\frac{L_{16r}}{L_r} \right] \right. \quad (3)$$

如果把城市化率引入等式 (3), 则:

$$\phi_{ur} = \frac{L_u + 6L_{6u} + 9L_{9u} + 12L_{12u} + 16L_{16u}}{L_r + 6L_{6r} + 9L_{9r} + 12L_{12r} + 16L_{16r}} \left(\frac{1}{C} - 1 \right) = G \left(\frac{1}{C} - 1 \right) \quad (4)$$

$$\text{设定 } G \equiv \frac{L_u + 6L_{6u} + 9L_{9u} + 12L_{12u} + 16L_{16u}}{L_r + 6L_{6r} + 9L_{9r} + 12L_{12r} + 16L_{16r}} \quad (5)$$

公式 (5) 既可以理解为城市及乡村总的教育年限的比值,也可以理解为以受教育程度(年限)为权重的城镇和乡村总人数之比。随着城市化率的提高,公式 (5) 分母中的农村劳动力会逐渐转移至分子中,分母(代表农村劳动力)趋向缩小,分子(代表城市劳动力)趋向扩大,因此, G 的值与城市化率 C 同方向变化,且是城市化率的递增函数。由于农村人口迁移至城市受到收入迁移系数 μ 值的影响,因此,可把函数 G 看作是城市化率 C 和收入迁移系数 μ 的递增幂函数,幂指数为 $1/\mu$ 。又根据假设 3, 设受教育的农村人口为 N , 则 N^β 表示受文化程度高低影响而迁移到城市的人口, G 和 N^β 也是同方向变化。于是,综合起来,可以建立如下函数关系:

$$G = N^\beta C^{1/\mu} \quad (6)$$

(6) 式中, $N \geq 1$, 因 $0 < C < 1$, 故 $0 < G^\mu / N^{\beta\mu} < 1$, 得约束条件: $0 < G < N^\beta$ 。

此时城乡教育差距为:

$$\phi_{ur} = G(1/C - 1) = N^\beta C^{1/\mu} (1/C - 1) \quad (7)$$

城乡教育差距分别对城市化率求一阶和二阶导数，可得：

$$\partial \phi_{ur} / \partial C = N^{\beta} \left[(1/\mu - 1) C^{1/\mu - 2} - 1/\mu C^{1/\mu - 1} \right] \tag{8}$$

$$\partial^2 \phi_{ur} / \partial C^2 = N^{\beta} (1/\mu - 1) C^{(1/\mu - 2)} \left[(1/\mu - 2) C^{-1} - 1/\mu \right] \tag{9}$$

当满足 $0 < C < 1 - \mu$ 时， $\partial \phi_{ur} / \partial C > 0$ 恒成立；当满足 $1 - \mu \leq C < 1$ 时， $\partial \phi_{ur} / \partial C \leq 0$ 恒成立；当满足 $0 < C < 1 - 2\mu$ 时， $\partial^2 \phi_{ur} / \partial C^2 > 0$ 恒成立，表明此区间段，城乡教育差距变化曲线下凸；当满足 $1 - 2\mu \leq C < 1$ 时， $\partial^2 \phi_{ur} / \partial C^2 \leq 0$ 恒成立，表明此区间段，城乡教育差距变化曲线上凸。城乡教育差距变化趋势曲线如下图 1 所示。

从图形变化趋势看：（1）在曲线下凸阶段，经济和城市化发展水平较低，但在城市化率由低到高逐渐逼近 $C = 1 - 2\mu$ 即拐点 A 的过程中，资源不断向城市集中，农村居民城市迁移的倾向受城乡预期收入差距及农村居民文化迁移系数影响较大，文化程度相对较高的农民更有倾向和能力迁移至城市，导致城乡教育差距扩大速率递增。（2）当城市化率越过拐点 A 并低于转折点 B 时，即 $1 - 2\mu \leq C < 1 - \mu$ 时，城乡教育差距仍处于扩大阶段，但扩大速率递减。导致这一变化的内在原因主要是，农村剩余生产力已大量转移至城镇，人地矛盾得到较大缓解，农村劳动生产率水平提高，农村居民收入增加，再加上部分进城农民工收入流回农村，所以农民更有经济条件对子女进行人力资本投资，进而提高农村教育水平。（3）在城市化率越过转折点 B 后，即 $1 - \mu \leq C < 1$ 时，城乡教育差距开始出现缩小的变化趋势。这是由于在较高的城市化发展水平阶段，城乡居民普遍富裕，城乡教育基础设施日益完善，全民文化素质得以普遍提高，城乡教育差距的鸿沟不断缩小。

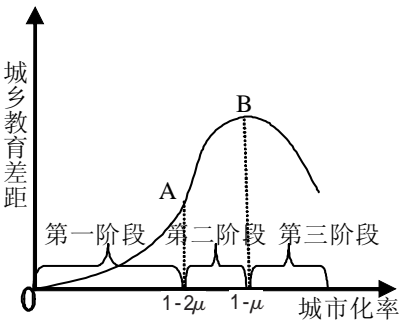


图 1 城乡教育差距变化趋势图

因此，根据假设 2 中 μ 的经济学含义及城乡教育差距变化所要求的城市化率的变化，我们得出如下假说和推理：

假说：城乡教育差距随着城市化率的提高呈现先扩大后缩小的倒 U 形变化趋势。

推理：城乡教育差距由扩大到缩小的转折点是城市化率达到 $C = 1 - \mu$ 的水平，这与农村人口转移至城市的收入迁移系数 μ 值有关。当 μ 值越大，转折点所要求的城市化率就越低。

三、构建指标及计量模型

本文以城乡人均受教育年限的比值代理城乡教育差距，并作为被解释变量；以城市化率为核心解释变量，选取城乡二元经济结构、城乡居民文化差异、城乡居民收入差距、城乡生均教育经费投入差距、地方财政教育支持力度、城乡公共基础设施建设差距及地方经济发展水平作为控制变量，并对其做如下说明。

以城乡二元对比指数衡量城乡二元经济结构（*ured-radio*），并且认为此指数越小，城乡二元经济结构越明显。以第一产业增加值替代乡村农业部门的产业增加值，以二三产业增加值之和替代城镇非农业部门的产业增加值。由于《中国统计年鉴》关于三大产业就业人数数据的计算标准在 2010 年前后差异较大，为保持数据统计的连续性和真实性，本文以各省份乡村人口替代农业就业人数，以城市人口数替代非农就业人口。具体计算公式为：城乡二元对比指数 = [(第一产业增加值 / GDP 总产值) /

(乡村人口 / 总人口)] / [(第二三产业增加值 / GDP 总产值) / (城镇总人口 / 总人口)]。

根据钞小静和沈坤荣 (2014) 使用的计量指标, 本文采用城市化率 (年末城市常住人口 / 总人口) 及各地区城镇居民人均可支配收入与农村居民年人均纯收入比值的对数值来分别衡量城市化进程 (City) 和城乡收入差距 (lncrincom)。^[20]根据城镇和乡村 15 岁及以上文盲人口数量分别占 15 岁及以上人口总数的比重来测算文盲率, 然后用乡村和城镇文盲率比值的对数值代理城乡居民文化程度差异 (lnrcult-ratio)。此比率越大, 表示城乡居民文化差距越小。选用人均真实 GDP 的对数值 (lnpergdp) 来衡量经济发展程度。选取地方财政教育经费投入与地方 GDP 总量比值的对数值来衡量地方财政教育支持力度 (lnedu-finance)。根据骆永民 (2010), 选用城乡人均用电量的比值来代理城乡基础设施差距 (lncreletri)。^[21]

针对以上选取的变量指标, 分别构建如下静态和动态面板计量模型:

$$ured_ratio_{it}=C+\partial_1 city_{it}+\partial_2 city_{it}^2+\sum_i \beta_i X_{it}+\mu_i+\delta_{it} \tag{10}$$

$$ured_ratio_{it}=C+\delta_1 ured_ratio_{it-1}+\partial_1 city_{it}+\partial_2 city_{it}^2+\beta_1 ured_ratio_{it}+\beta_2 lncrincom_{it}+\beta_3 lnrcult_ratio_{it}+\\ \beta_4 lnpergdp_{it}+\beta_5 creduin_{it}+\beta_6 lnedu_financed_{it}+\beta_7 lncreletri_{it}+\mu_i+\delta_{it} \tag{11}$$

其中, $ured_ratio_{it}$ 为因变量, 代表城乡教育差距; $ured_ratio_{it-1}$ 为因变量的一阶滞后项; $city_{it}$ 和 $city_{it}^2$ 为核心解释变量, 代表城市化率及其平方项; C 为常数项; μ_i 为不随时间变化的个体固定效应; δ_{it} 为随机误差项; (10) 式中的 X_{it} 对应着 (11) 式中的一系列控制变量。

四、计量分析

本文数据来源于《中国统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》、《中国教育经费统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》及《中国农村统计年鉴》。数据的时间范围为 2000-2013 年, 样本为不包括西藏及港澳台的中国 30 个省、直辖市及自治区。表 1 中给出了连续型变量的描述性统计值。

表 1 实证分析中连续型变量的描述性统计

	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
$ured_ratio$	城乡教育差距	1.342	0.199	1.079	3.760
$urdc_ratio$	城乡二元经济结构	0.123	0.061	0.037	0.413
$City$	城市化率	0.478	0.153	0.233	0.896
$lnrcult_ratio$	城乡居民文化水平差距对数值	0.875	0.277	0.155	2.065
$lncrincom$	城乡居民收入差距对数值	1.074	0.191	0.637	1.561
$creduin$	城乡生均教育经费投入差距	1.861	0.546	1.125	3.790
$lnpergdp$	经济发展水平对数值	0.443	0.699	-1.294	1.990
$lncreletri$	城乡基础设施差距对数值	2.270	1.185	-2.643	5.071
$lnedu_finance$	地方财政教育支持力度对数值	0.973	0.384	-0.434	2.205

(一) 计量分析结果及解释

下表 2 展示了模型 (11) 的 OLS、固定效应 (FE) 和系统广义矩 (SYS-GMM) 的估计结果。SYS-GMM 估计结果中滞后一期因变量 ($L. ured_ratio$) 的回归系数为 0.166, 小于 OLS 回归中的滞后

因变量的系数值 0.359，高于固定效应回归中的滞后因变量的系数值 0.149，故满足 SYS-GMM 回归模型中的滞后因变量系数值的取值范围要求。作为一致性估计，SYS-GMM 方法能够成立的前提条件是残差项存在一阶自相关，但不存在二阶或者更高阶自相关，且所有的工具变量都有效。SYS-GMM 回归中 AR (1) 和 AR (2) 的 P 值分别为 0.011 和 0.274，表明残差项存在一阶自相关性，但不存在二阶或者更高阶自相关。Sargan 检验的 P 值为 0.693，表明所有的工具变量都有效。

表 2 城市化率对城乡教育差距的计量回归模型

	OLS 模型 1	FE 模型 2	SYS-GMM 模型 3
<i>L. ured_ratio</i>	0.359* (0.157)	0.149** (0.091)	0.166** (0.085)
<i>urdc_ratio</i>	-0.369 (0.322)	-0.351* (0.209)	-0.523** (0.114)
<i>City</i>	0.709* (0.423)	0.524 (0.419)	0.639** (0.292)
<i>City</i> ²	-0.390 (0.333)	-0.428* (0.384)	-0.417*** (0.037)
<i>lnrcult_ratio</i>	0.197*** (0.034)	0.198*** (0.039)	0.063*** (0.012)
<i>lnrcincom</i>	0.0541* (0.030)	0.130 (0.176)	0.153** (0.061)
<i>creduin</i>	0.449** (0.116)	0.539*** (0.063)	0.489* (0.347)
<i>lnpergdp</i>	-0.109*** (0.017)	-0.087*** (0.016)	-0.197*** (0.003)
<i>lncreletri</i>	0.030 (0.028)	0.046* (0.022)	0.051** (0.011)
<i>lnedu_financ</i>	0.034* (0.015)	-0.007 (0.037)	-0.001** (0.000)
<i>_cons</i>	0.804*** (0.153)	1.021*** (0.178)	0.763*** (0.119)
<i>N</i>	420	420	390
<i>R</i> ²	0.330	0.427	
AR(1)P 值			0.011
AR(2)P 值			0.274
Sargan 检验 P 值			0.693

注：（1）符号 ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。（2）Sargan 检验用来检验过度识别约束的有效性，Arelleno-Bond AR(1)和 Arelleno-Bond AR(2)分别报告一阶和二阶序列相关检验的 P 值。（3）括号中为 t 值。

在表 2 中，以 SYS-GMM 的回归结果为标准。可见，城市化率（*City*）及其平方项（*City*²）的系数值分别为正值和负值，表明随着城市化率的提高，城乡教育差距呈现倒 U 形的变化趋势，这证实了本文的假说。城乡二元对比指数（*urdc_ratio*）和经济发展水平（*lnpergdp*）均与城乡教育差距（*ured_ratio*）负相关，表明城乡二元结构越不明显，经济发展水平越高，城乡教育差距越小。城乡居民文化差距（*lnrcult_ratio*）、城乡居民收入差距（*lnrcincom*）、城乡生均教育经费投入差距（*creduin*）及城乡基础设施建设差距（*lncreletri*）均与城乡教育差距正相关。地方财政教育支持力度（*lnedu_financ*）与城乡教育差距负相关，表明地方财政支持力度越大，城乡教育差距较小，但其系数为 0.001，表明这种影响较小，这可能是因为城市偏向型的财政政策部分抵消了政府财政支持效果。

（二）稳健性检验

本文样本数据中各省份的经济发展水平、城乡教育差距及城市化率等均具有显著的差异性，样本数据值波动性较大，这可能影响计量回归结果的准确性。鉴于此，采用“掐头去尾”法，剔除最发达的北京和上海及最后后的新疆和青海这四个地区，以 SYS-GMM 方法对剩余的 26 个样本省份进行重新估计。对于核心解释变量城市化率及其平方项，以各省份非农业人口与年末总人口的比值（*Indus-*

ratio) 及其平方项 ($Indus-ratio^2$) 来进行替代, 以此验证核心解释变量的指标选取是否恰当。针对回归模型设定是否正确的稳健性检验, 本文主要从以下两个方面着手。首先, 城乡二元经济结构 ($urdc_ratio$) 对城乡教育差距的影响未必表现在当期, 其影响可能存在滞后效应, 同时为了缓解双向因果关系, 对城乡二元经济结构 ($urdc_ratio$) 滞后一期的变量数据进行回归。其次, 考虑到各省份在经济发展、劳动力流动、合作与竞争等方面具有相互依赖性的特征, 本文的面板数据可能存在截面相关性问题, 而且各省份之间经济发展水平、资源禀赋的差异性可能引致样本数据的组间异方差性问题, 时间维度方面本身也可能产生序列相关性。这些都可能导致计量回归结果有偏, 故使用可行的广义最小二乘法 (FGUS) 来对公式 (11) 进行回归。四种稳健性检验结果如表 3 所示。

表 3 中四个模型的回归系数和显著性均吻合 SYS-GMM 模型 3 的回归结果, 各变量的系数值大小及显著性变化均不大, 所以本文的计量回归结果稳健。

表 3 城市化率对城乡教育差距影响的稳健性检验

	SYS-GMM 模型 4	SYS-GMM 模型 5	SYS-GMM 模型 6	全面 FGLS 模型 7
$L.ured_ratio$	0.189** (0.107)	0.143* (0.097)	0.156* (0.089)	
$urdc_ratio$	-0.647*** (0.053)	0.457** (0.127)	0.513** (0.113)	-0.363*** (0.112)
$L.urdc_ratio$			0.253* (0.151)	
$City$	0.679* (0.463)		0.683** (0.273)	0.651*** (0.113)
$City^2$	-0.481** (0.108)		-0.512** (0.314)	-0.463** (0.103)
$Indus-ratio$		0.513* (0.254)		
$Indus-ratio^2$		-0.357** (0.109)		
$lncrecult_ratio$	0.297*** (0.089)	0.189** (0.094)	0.237** (0.099)	0.198*** (0.007)
$lncrincom$	0.372** (0.192)	0.279** (0.131)	0.197*** (0.084)	0.069*** (0.021)
$creduin$	0.573*** (0.094)	0.491*** (0.067)	0.528*** (0.079)	0.487*** (0.104)
$lnpergdp$	-0.147*** (0.027)	-0.132*** (0.042)	-0.117*** (0.035)	-0.117*** (0.011)
$lncreletri$	0.041* (0.031)	0.076 (0.087)	0.049* (0.027)	0.027*** (0.009)
$lnedu_finance$	-0.011*** (0.001)	-0.027** (0.014)	-0.037 (0.041)	-0.035** (0.010)
$_cons$	1.254*** (0.301)	1.094*** (0.113)	1.189*** (0.259)	0.749*** (0.039)
N	338	390	360	420
AR(1)P 值	0.002	0.000	0.001	
AR(2)P 值	0.164	0.129	0.144	
Sargan 检验 P 值	0.797	0.537	0.673	

注：(1) 符号 ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。(2) Sargan 检验用来检验过度识别约束的有效性, Arelleno-Bond AR(1)和 Arelleno-Bond AR(2)分别报告一阶和二阶序列相关检验的 P 值。(3) 括号中为 t 值。

五、研究结论及建议

从本文的理论和计量分析中, 可归纳出两层含义：(1) 城乡教育差距变化趋势转折点所要求的城市化率与收入迁移系数值呈负相关关系；(2) 在城乡教育差距扩大阶段, 随着城市化率的提高, 如果提高收入迁移系数值, 就能在相对较低的城市化率水平下遏制城乡教育差距扩大的变化趋势, 直至缩小。

为了在城市化率相对较低的水平上遏制甚至缩小城乡教育差距扩大的变化趋势，需要提高收入迁移系数。由于收入迁移系数的大小与城乡期望收入差距正相关，与城乡迁移成本负相关，而缩小城乡收入差距又是实现共同富裕的内在要求，因此，政策的着力点不是扩大城乡收入差距，而是降低城乡迁移成本。为此，应加大城乡户籍制度改革力度，进一步放宽农村劳动力进入大、中城市落户的各种限制条件，降低迁移门槛；应出台科学的农民工购房优惠补贴政策并控制房价，创新先租后买、租金可抵购房款等模式，降低农民落户城市的居住成本。

参考文献：

- [1]Kuznets S.. Economy and Growth and Income Inequality[J]. American Economic Review, 1955, 45(1): 1-28.
- [2]莫亚林, 张志超. 城市化进程、公共财政支出与社会收入分配——基于城乡二元结构模型与面板数据计量的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (3): 79-89.
- [3]温娇秀. 我国城乡教育不平等与收入差距扩大的动态研究[J]. 当代经济科学, 2007, (5): 40-46.
- [4]厉以宁. 如何缩小城乡制度差距[J]. 当代财经, 2012, (2): 5-6.
- [5]陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013, (4): 81-103.
- [6]吕 炜, 杨 沫, 王 岩. 城乡收入差距、城乡教育不平等与政府教育投入[J]. 经济社会体制比较, 2015, (3): 20-38.
- [7]Breen R., Jonsson J. O.. Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research On Education Attainment and Social Mobility[J]. Annual Review of Sociology, 2005, 31(4): 223-243.
- [8]Ballarino G., Bernardi F., Requena M., Schadee H.. Persistent Inequalities? Expansion of Education and Class Inequality in Italy and Spain[J]. European Sociological Review, 2008, 25(5): 25-46.
- [9]梁 晨, 李中清. 无声的革命：北京大学与苏州大学学生社会来源研究[J]. 中国社会科学, 2012, (1): 201-223.
- [10]叶铁桥, 田国垒. 寒门子弟为何离一流高校越来越远[N]. 中国青年报, 2012-04-16.
- [11]李春玲. 高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查[J]. 社会学研究, 2010, (3): 82-113.
- [12]Robert D. M.. Change and Stability in Educational Stratification[J]. American Sociological Review, 1981, 46(1): 72-87.
- [13]李春玲. 教育不平等的年代变化趋势（1940-2010）——对城乡教育机会不平等的再考察[J]. 社会学研究, 2014, (2): 65-89.
- [14]王智勇. 教育的城乡不平等及其后果——基于上海、浙江和福建的家庭调查研究[J]. 上海经济研究, 2012, (10): 83-94.
- [15]邢春冰. 教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例[J]. 经济学（季刊）, 2013, (1): 207-232.
- [16]Psacharopoulos G., Arriagada A. M.. The Educational Attainment of the Labor Force: an International Comparison[R]. The World Bank Paper, No. 1457, 1986.
- [17]Thomas V., Wang Y., Fan X.. Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education [R]. The World Bank Institute Paper, No. 2459, 2000.
- [18]Todaro M. P.. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Development Countries[J]. American Sociological Review, 1969, 59(2): 138-148.
- [19]何 军. 代际差异视角下农民工城市融入的影响因素分析——基于分位数回归方法[J]. 中国农村经济, 2011, (6): 15-25.
- [20]钞小静, 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, (6): 30-43.
- [21]骆永民. 中国城乡基础设施差距的经济效应分析——基于空间面板计量模型[J]. 中国农村经济, 2010, (3): 61-64.

责任编辑：王俊杰