

金融门槛视角下城镇化对 城乡收入差距影响的非线性特征

齐红倩¹, 闫海春^{2,3}

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012;
2. 吉林大学商学院, 吉林长春, 130012; 3. 内蒙古大学满洲里学院, 内蒙古满洲里, 021400)

摘要: 在数理分析的基础上, 运用2004—2014年面板数据实证研究城镇化对城乡收入差距影响的金融门槛效应和非线性特征。结果表明, 城镇化有效抑制了城乡收入差距的扩大, 且这一抑制作用随金融的不断发展呈现拉平的“S”型趋势; 在金融发展水平低于阈值3.90时, 城镇化对城乡收入差距扩大的抑制作用较强, 高于该阈值时, 抑制作用相对较弱; 在金融发展水平相对较低的地区, 城镇化发展对城乡收入差距扩大的抑制作用较金融发达地区而言更为显著。

关键词: 城乡收入差距; 城镇化; 金融规模; PSTR模型

中图分类号: F291

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2016)05-0086-07

一、引言及文献回顾

改革开放以来, 我国城镇化率从17.9%提升到56.1%, 年均提高1.02个百分点。与此同时, 城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比也由2.56倍增长到2.73倍, 特别是2002—2013年我国城乡收入之比更是达到3倍以上。城镇化快速发展和城乡居民收入差距总体扩大并存的现象不仅与经典的城乡二元经济结构理论相悖, 也背离了我国通过推进城镇化缩小城乡收入差距的目标。由于城镇化对城乡居民收入差距的影响具有宏观上的综合性和微观上的多维性, 因此, 在金融发展不断深化的背景下, 厘清二者间的动态作用机制是研究如何全面提升城镇化发展质量和实现社会公平正义的必要条件。

国内外学者对城镇化和城乡收入差距的关联性机制做了大量探讨。总体而言, 主要有以下三种观点: 一是城镇化缩小了城乡收入差距。Lewis的经典文献指出, 农村剩余劳动力由农村部门向城市部门不断转移, 可以帮助实现农村的规模经济效应, 提升农村土地生产效率和农民收入水平, 因此缩小了城乡收入差

距, 这一过程将持续到城乡二元结构结束为止^[1]。Lucas认为城镇化使得人力资本在城乡之间的交流更加广泛密切, 人力资本的外部效应发挥也更加充分, 从而缩小了城乡收入差距^[2]。从国外最新的研究来看, Kanbur和Zhuang通过实证研究表明, 中国已经跨过了库兹涅茨曲线的拐点, 未来城镇化有助于通过缩小城乡收入差距来继续减少不平等^[3]。Gollin等认为, 城镇化过程中生成的生产型城市有利于生产水平的提高, 从长远来看, 可以缩小城乡差距^[4]。Su等运用面板格兰杰因果检验的方法检验了城镇化和城乡收入差距关系的地区差异性, 研究表明城镇化和城乡收入差距之间存在显著关联性, 城镇化在部分地区会缩小城乡收入差距, 在部分地区会扩大城乡收入差距^[5]。Li等在城市偏向理论的基础上, 研究了要素配置和城镇化决定城乡收入差距的程度, 结果表明生产要素分配的差异是城乡收入差距扩大的主要贡献者, 而城镇化则缩小了这种差距^[6]。二是城镇化拉大了城乡收入差距。Fujita等认为, 从福利效应来看, 城镇化可以同时提高城市部门和农村部门的福利水平, 但是城市的集聚效应和规模经济效应往往较强, 因而城镇化对于城市福利提升的促进效应强于农村地区, 即造成了城乡收入差距的扩大^[7]。Beck指出, 城镇化过程中,

收稿日期: 2016-06-16; 修回日期: 2016-07-04

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于生产要素集聚与农民福利动态均衡的新型城镇化发展质量研究”(14BJL063); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“调整型经济增长对我国居民可持续性消费影响的实证研究”(13JJD790011); 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“中国新生代农民工收入状况与消费行为研究”(12JZD028)

作者简介: 齐红倩(1962-), 女, 吉林长春人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师, 主要研究方向: 微观计量分析; 闫海春(1978-), 男, 河南南阳人, 吉林大学商学院博士研究生, 内蒙古大学满洲里学院讲师, 主要研究方向: 区域经济学

金融发展确实起到了拉大城乡收入差距的效应^[8]。林毅夫和刘明兴^[9]、王子敏^[10]从实证方面也论证了这一观点的合理性。三是城镇化对城乡收入差距的影响具有明显的非线性特征。Robinson 在刘易斯二元经济结构框架下证明倒“U”型现象已成为一条经济法则, 随着城镇化和工业化进程, 城乡收入差距呈现先扩大、后缩小的趋势^[11]。Zhang 等通过对工资支付的分析得出在不同发展阶段, 中国城镇化发展对城乡差距的影响具有显著差异性^[12]。周少甫等证明了城镇化对城乡收入差距的影响存在一定的门槛效应^[13]。而齐红倩、席旭文的实证研究则表明, 城镇化对城乡收入差距的影响具有明显的时变特征^[14]。

综上, 学者们关于城镇化影响城乡居民收入差距的研究并未得到完全一致的结论。上述研究的分歧可能与变量和实证模型的选取等因素有关。一方面, 在变量选择上, 多数学者引入了工业化(许秀川、王钊)^[15]或者金融发展变量(姚耀军)^[16]进行实证研究, 但以上学者针对城镇化、工业化、金融发展三个核心变量均采用相互独立或交叉独立的方法, 而在当前我国经济新常态时期, 需要考虑城镇化、工业化和金融发展的共同作用。另一方面, 在模型选择上, 以往学者主要在线性框架下展开研究, 也有少数学者采用面板门槛回归(PTR)模型, 但是, PTR 模型中变量在不同“区制”之间的转移不具有平滑性, 因而得出的结论也可能存在偏误。因此, 本文在以往文献梳理和总结的基础上, 尝试将金融发展及工业化一起纳入到城镇化与城乡收入差距的分析体系, 并且在同一个非线性框架内进行深入研究, 寻找城镇化与城乡居民收入差距的多方关联机制。

同以往学者研究相比, 本文主要有以下两点不同: 第一, 在同一框架内从金融发展的视角深入研究城镇化、工业化影响城乡收入差距的非线性机制。第二, 采用面板平滑门槛回归(PSTR)模型作为分析工具, 并且把金融发展作为转换变量引入模型, 不仅使得模型的回归系数在不同“区制”之间转换平滑, 能够捕捉不同个体的异质性, 而且在探讨城镇化对城乡居民收入差距的影响时, 能真实刻画金融发展的阶段性差异。

二、金融发展视角下城镇化影响城乡居民收入差距的数理分析

(一) 模型基本假设

(1)依据 Lewis 的二元经济结构理论, 我们把国民经济分为两个部门, 即现代化的城市经济部门(urban sector)和传统的农村经济部门(rural sector), 并且假设

两个部门的生产和经营活动相互独立。同时假设城市经济部门劳动力数量为 L_u , 农村经济部门劳动力数量为 L_r , 城乡之间的劳动力变动是由农村人口向城市转移的城镇化引起的, 即城镇化水平 η 为:

$$\eta = \frac{L_u}{L} = \frac{L_u}{L_u + L_r} (0 < \eta < 1)$$

(2)在研究金融发展与经济增长的关系时, 金融发展水平作为一项“投入”纳入到生产函数的做法已被大多数学者(Greenwood 和 Jovanvic^[17]; 王定祥等^[18]; 陆静^[19])采用。基于此, 本文也将金融资本作为不同于物质资本的生产要素加入到生产函数中, 构造城市和农村部门的生产函数如下:

$$Y_u = A_u K_u^\alpha F_u^\beta L_u^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

$$Y_r = A_r K_r^\phi F_r^\psi L_r^{1-\phi-\psi} \quad (2)$$

式中: $Y_u(Y_r)$ 、 $K_u(K_r)$ 、 $F_u(F_r)$ 和 $L_u(L_r)$ 分别代表城市(农村)经济部门的总产出、实物资本、金融资本和劳动力, $A_u(A_r)$ 为城市(农村)经济部门的技术进步系数, α 和 β 分别代表城市经济部门实物资本产出弹性和金融资本产出弹性, ϕ 和 ψ 分别代表农村部门实物资本产出弹性和金融资本产出弹性, 其中 $0 < \alpha, \beta, \phi, \psi < 1, 0 < \alpha + \beta < 1, 0 < \phi + \psi < 1$, 根据实际情况, 假设 $\alpha < \phi$ 。

(3)借鉴孙永强的研究思路^[20], 假设 $\sigma = \frac{F_r}{F} =$

$\frac{F_r}{F_r + F_u} (0 < \sigma < 1)$ 表示农村经济部门获得外部融资占社会融资总额的比重, 以此表明金融发展的城乡非均衡程度。同时, 以两部门外部融资总额与社会总产出的比值 $\rho = \frac{F}{Y} (\rho > 0)$ 表示金融发展程度。

(4)城镇居民家庭和农村居民家庭人均收入假定为城市经济部门和农村经济部门的人均生产总值, 则城镇居民家庭人均收入可表示为 $I_u = \frac{Y_u}{L_u}$, 农村居民家庭人均收入可表示为 $I_r = \frac{Y_r}{L_r}$, 城乡居民收入差距用城镇居民和农村居民家庭人均收入的比值来表示。于是, 城乡居民收入差距表达式为 $\lambda = \frac{I_u}{I_r} = \frac{Y_u/L_u}{Y_r/L_r} (\lambda > 0)$ 。

(二) 城镇化和金融发展影响城乡居民收入差距的数理推导

对 $\rho = \frac{F}{Y} (\rho > 0)$ 进行变形整理, 可得:

$$\rho = \frac{F}{Y} = \frac{F_u + F_r}{Y_u + Y_r} = \frac{F_u}{Y_u \left[\frac{1}{\lambda} \left(\frac{1}{\eta} - 1 \right) + 1 \right] (1 - \sigma)}$$

进一步整理,可得到隐函数 F_1 :

$$F_1 = \rho \left[\frac{1}{\lambda} \left(\frac{1}{\eta} - 1 \right) + 1 \right] (1 - \sigma) = \frac{F_u}{Y_u} \quad (3)$$

求导可得 :

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \eta} = - \frac{\partial F_1 / \partial \eta}{\partial F_1 / \partial \lambda} = \frac{\lambda}{\eta(\eta - 1)} < 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \rho} = - \frac{\partial F_1 / \partial \rho}{\partial F_1 / \partial \lambda} = - \frac{\left[1 + \frac{1}{\lambda} \left(\frac{1}{\eta} - 1 \right) \right]}{\rho \left(\frac{1}{\eta} - 1 \right) \left(- \frac{1}{\lambda^2} \right)} > 0 \quad (5)$$

(4)式反映了城镇化对城乡收入差距的影响关系,可以看到城乡收入差距对城镇化的偏导数小于0,说明城乡收入差距和城镇化之间是反向关系,即城镇化的发展有利于缩小城乡收入差距。而从(5)式来看,在城镇化进程中,金融发展水平的提升反而扩大了城乡收入差距。因而,单一考虑城镇化或者金融发展对城乡收入差距的影响,均可能得出片面的结论,需要进行系统性的综合分析。

综合来看,城镇化发展、金融发展和城乡收入差距三者之间存在一定的相互依存关系和复杂的非线性联系。从上述结论可以看出,城镇化发展对城乡收入差距的影响效果受到了金融发展水平的制约,即在金融发展所处的不同阶段,城镇化对城乡收入差距的影响可能会存在显著的差异性。因此,在考虑金融发展的约束下,本文将进一步建立 PSTR 模型进行实证分析,验证理论分析得出的推论,并识别城镇化发展对城乡收入差距影响的金融发展门槛值。

三、模型建立

(一) 数据选取与变量说明

本文使用的数据来源为中经网数据库、中国统计年鉴和地方统计年鉴,其中金融数据来源于中国区域金融运行报告,样本选取全国31个省(自治区、直辖

市)2004—2014年间的平衡面板数据。实证分析旨在考察城镇化影响城乡居民收入差距的阶段性及非线性特征,所以选择城乡居民收入差距水平($Gap_{i,t}$)作为被解释变量,指标选择与国家统计口径相一致,而且大多数文献都是采用城乡收入比来表示;城镇化水平($Urban_{i,t}$)和金融发展水平($Mon_{i,t}$)分别为解释变量和转换变量,城镇化水平采用学术界广泛认同的城镇人口比重来表示,金融发展水平(金融规模)用地区金融机构存贷款余额与地区生产总值之比表示。此外,为了更准确地衡量城镇化对城乡收入差距的影响,我们选取工业化水平($Indus_{i,t}$)作为控制变量,采用产业结构指标即第二产业增加值在地区生产总值中的比重来表示。变量的描述性统计如表1所示,由表1可以看到,我国各省(自治区、直辖市)的城乡居民收入差距、金融发展水平、城镇化水平及工业化水平都存在较大差异,特别是金融发展水平极大值和极小值之差为6.2,标准差为1.0178,波动范围和离散程度都较大。

(二) 面板平滑门槛回归模型

Hansen 首先提出面板门槛回归(PTR)模型^[21],其后,González 等^[22]将该模型拓展为面板平滑门槛回归(PSTR)模型,使得模型参数随转换函数的变化能够平滑转移,因而比较贴近经济现实。

本文建立的 PSTR 模型如下:

$$Gap_{i,t} = \alpha_i + \beta_{10} Urban_{i,t} + \beta_{20} Indus_{i,t} + (\beta_{11} Urban_{i,t} + \beta_{21} Indus_{i,t}) g(Mon_{i,t}; \gamma, c) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中: $Gap_{i,t}$ 为被解释变量, $Urban_{i,t}$ 、 $Indus_{i,t}$ 为解释变量, α_i 为截面个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项, $i=1, \dots, 31$ 表示我们选取的省份, t 表示时期; $g(Mon_{i,t}; \gamma, c)$ 为转换函数,通常将其设为如下的逻辑斯蒂形式:

$$g(Mon_{i,t}; \gamma, c) = \left[1 + \exp \left(- \gamma \prod_{j=1}^m (Mon_{i,t} - c_j) \right) \right]^{-1} \quad (7)$$

式中: $Mon_{i,t}$ 为门槛变量, c_j 为待估计的位置参数, γ 为平滑参数,也称斜率系数, m 表示转换函数含有位置参数的个数,通常取值为1或者2。在PSTR模型(6)式中, $Urban_{i,t}$ 、 $Indus_{i,t}$ 对 $Gap_{i,t}$ 的影响系数可以表示为:

表1 变量的描述性统计

变量	截面单元个数	时间跨度	观测数	极小值	极大值	均值	标准差
Gap	31	11	341	1.85	4.89	3.021 6	0.596 1
Mon	31	11	341	1.10	7.30	2.661 8	1.017 8
Urban	31	11	341	0.19	0.90	0.496 9	0.150 2
Indus	31	11	341	0.21	0.62	0.474 8	0.081 5

$$\frac{\partial Gap_{i,t}}{\partial Urban_{i,t}} = \beta_{10} + \beta_{11}g(Mon_{i,t}; \gamma, c)$$

$$\frac{\partial Gap_{i,t}}{\partial Indus_{i,t}} = \beta_{20} + \beta_{21}g(Mon_{i,t}; \gamma, c)$$

PSTR 模型的参数估计一般采用非线性最小二乘法完成。但在估计之前, 首先要判断模型非线性效应是否存在, 即检验截面异质性是否存在。如果非线性效应不存在, 则证明模型适合在线性框架下估计; 否则, 使用 PSTR 模型估计就是合理的。参数估计之后, 还需要检验模型误差项是否具有剩余非线性, 以考察该非线性模型是否已经充分反映所有的体制转换效应。以下的实证结果主要由 MATLAB 软件计算完成。

四、实证结果与分析

(一) 模型估计结果

借鉴 González 的研究思路和方法, 我们首先进行面板数据的非线性特征检验, 以判断样本数据是否具有非线性, 检验结果如表 2 所示, 无论 m 取值 1 还是 2, 在 1% 的显著性水平下, 三个检验统计量都拒绝具有线性关系的原假设, 说明城镇化与城乡收入之间的关系确实是非线性的, 同时也证明了我们模型建立的正确性。

为了更准确地刻画变量之间的非线性关系, 通常在线性检验的基础上, 还要进行剩余非线性检验, 以确定最优转换函数的个数。检验结果表明, 无论 $m=1$ 或者 $m=2$, 三个检验统计量在 1% 的显著性水平下都接受转换函数个数为 1 的原假设, 即模型的位置参数无论为 1 还是为 2, 其最优转换函数的个数都为 1。得到了不同个数位置参数下的最优转换函数后, 我们还需要进一步确认位置参数的个数, 判断依据为 Colletaz

等^[23]选择的位置参数的最小 AIC 和 BIC 准则, 检验结果表明, $m=1$ 时的 AIC 和 BIC 的值均小于 $m=2$ 时的 AIC 和 BIC 的值, 且 $m=1$ 时的 F 统计量大于 $m=2$ 时的 F 统计量, 于是最终确定位置参数的个数为 1, 转换函数的个数也为 1。

通过 MATLAB 2008a 软件, 我们对本研究建立的 PSTR 模型采用非线性最小二乘法进行参数估计, 估计结果如表 3 所示, 由表 3 可以看到, 大部分变量的估计参数都是统计显著的。

(二) 模型估计结果分析

由上文的参数估计结果可知, 本文建立的 PSTR 模型的斜率参数为 2.46, 表明该模型的转换速度比较慢。为了更详细地描述在不同金融发展阶段二者影响的非线性特征, 我们根据原始数据和估计结果绘制出散点图 1 和图 2, 并做进一步的深入分析。

1. 城镇化对城乡收入差距影响的门槛效应分析

从解释变量来看(图 1), 在金融发展的不同阶段, 城镇化影响城乡收入差距的结果不断变化, 即呈现出明显的阶段性特征。城镇化与城乡收入差距之间的关系的确是而非线性的, 但不是传统的倒“U”型关系, 而是拉平的“S”型曲线关系。其发生体制转换的门槛水平为 3.90, 在门槛值前后, 城镇化对城乡收入差距的影响系数均为负值, 表明城镇化发展对城乡收入差距表现出抑制作用。但在门槛值之前, 影响系数的绝对值较大, 说明城镇化对城乡收入差距扩大的抑制作用较强, 跨过门槛值之后, 影响系数的绝对值变小, 说明城镇化对城乡收入差距扩大抑制作用的强度变得相对较弱。

这种特征形成的基本原因在于, 金融随着经济的发展而产生服务于经济的发展, 又反作用于经济的发展, 金融和实体经济相互依托、相辅相成。一般说来, 金融发展的低级阶段, 也是经济发展的低级阶段,

表 2 线性检验与剩余非线性检验

检验类型	假定条件	检验统计量	$m=1$	$m=2$	结论
线性检验	$H_0: r=0$ $H_1: r=1$	LM	31.396(0.000)	45.761(0.000)	选用 PSTR 模型
		LMF	15.913 (0.000)	11.857 (0.000)	
		LRT	33.352(0.000)	49.137(0.000)	
剩余非线性检验	$H_0: r=1$ $H_1: r=2$	LM	3.075(0.215)	5.578(0.233)	最优转换函数个数为 1
		LMF	1.138(0.252)	1.256(0.288)	
		LRT	3.089(0.213)	5.264(0.229)	
		AIC	-3.491	-3.486	$m=1$
		BIC	-3.424	-3.407	$r=1$

注: 括号内为对应的 p 值

表3 PSTR 模型参数估计结果

	线性部分	转移函数
城镇化	-2.784 9***(-8.461 0)	0.680 9(1.600 3)
工业化	0.654 3**(1.994 8)	-2.838 6***(-4.879 0)
位置参数		3.896 7
平滑参数		2.457 7

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内为参数估计的*t*统计量，下同

此时经济发展相对落后，城镇化水平较低，城镇化建设刚刚起步，城市基础设施建设需要大量的劳动力，而农村剩余人口正好弥补了这一需求，大量廉价劳动力以农民工的身份进入城市生活和工作。同时，这一过程也有效释放了农村的土地资源，随着农业机械化的普及，农村居民生产效率提升，其收入水平也相应提升，在此阶段城镇化发展缩小了城乡收入差距；在金融发展的高级阶段，金融在城乡分布不均衡的状况日益改善，经济的快速发展伴随着城镇化水平的极大提高，城镇化的扩散效应使得城乡界限日渐模糊，城乡逐渐一体化。因此，在此阶段城镇化发展依旧可以改善城乡收入差距。但在金融发展的高级阶段，城镇化抑制城乡收入差距扩大的效应相对较弱。

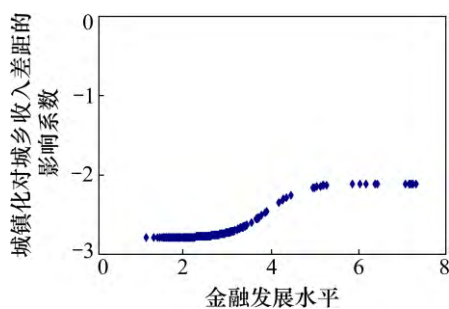


图1 城镇化影响系数与金融发展水平关系的散点图

从控制变量来看(图2)，在不同金融发展阶段，工业化的影响系数呈现出反“S”型曲线关系。在金融发展的低级阶段，工业化进程扩大了城乡收入差距，但扩大效应逐渐减弱；在金融发展的高级阶段，工业化进程抑制了城乡收入差距的扩大，而且抑制作用逐渐增强。原因在于，金融发展的低级阶段，工业化发展也处于早期阶段，即以农养工的工业原始积累阶段，工农业产品价格的“剪刀差”、工农业部门的比较劳动生产率、工农业产品的贸易条件等诸多自然因素和财政、金融、教育等一系列偏向城市的政策因素都造成了城乡收入差距的拉大。而在金融发展的高级阶段，

工业化发展也进入中后期时代，工业化已达到相当程度，工业积累开始支援、反哺农业，此时工业会通过资金、技术、人才等多渠道支持农业经济发展，农民收入水平随着农业经济的发展逐渐提高，因而工业化缩小了城乡收入差距。

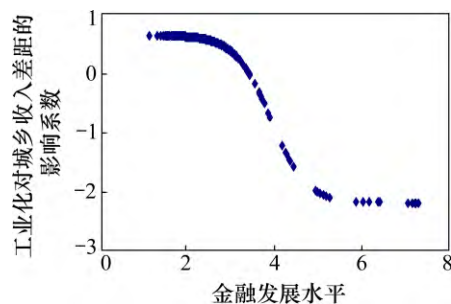


图2 工业化影响系数与金融发展水平关系的散点图

2. 地区差异分析

由模型估计结果，可进一步深入分析随着金融的发展，城镇化对城乡收入差距影响的地区差异。我们根据原始数据计算出全国31个省(自治区、直辖市)2004—2014年间金融发展水平的平均值，然后和门槛值比较，结果发现，只有北京和上海两个城市的金融发展水平跨越了门槛值，这和实际情况比较吻合，北京、上海作为我国经济高度发达的城市，金融市场比较完善，金融体系也较为成熟，金融发展整体水平自然较高，这两个城市的金融发展水平均处在高级阶段，城镇化的发展缩小了城乡收入差距；而其余城市的金融发展水平均未跨越3.90的门槛，特别是内蒙古、河南、湖南、山东、黑龙江、河北、吉林7个自治区的金融发展水平还未跨越2的门槛，金融发展水平更低。因此，对处在金融发展低级阶段的省(自治区、直辖市)，通过城镇化发展可以显著抑制城乡收入差距的扩大。

(三) 稳健性检验

在本文的基准回归模型中，我们重点考虑了城镇化发展对城乡收入差距的影响，并识别了其金融发展门槛效应。其中，控制变量仅仅使用了工业化发展，本文认为工业化代表了经济发展的水平，可以在很大程度上解释被解释变量包含的经济信息。但是，为了更为科学地证明本文结论的可靠性，在参考刘玉光等^[24]现有研究的基础上，我们加入众多控制变量后进一步进行稳健性检验。其中，控制变量包括经济增长，使用人均GDP的对数值表示；经济结构，使用第一产业产值占GDP的比重表示；财政投入，使用政府公共财政预算投入的对数值表示；对外开放度，使用进出

表 4 加入控制变量的稳健性检验结果

	线性部分	转移函数
城镇化	-2.547 8***(-7.564 1)	0.192 3(1.510 1)
工业化	0.356 8**(1.994 8)	-2.965 7***(-4.879 0)
经济增长	-0.562 8***(-4.564 7)	-0.256 4***(-5.653 0)
经济结构	-1.325 4***(-6.558 1)	2.152 6(1.320 0)
财政投入	-0.954 7***(-4.223 7)	0.249 6(-0.720 0)
对外开放度	3.526 4***(-3.565 4)	0.185 3(0.056 4)
位置参数		3.758 3
平滑参数		2.164 9

口总值占 GDP 的比重表示。引入控制变量的估计结果见表 4。可以看出, 考虑控制变量后, 城镇化对城乡收入差距的影响系数值和显著性水平与基准回归大体一致, 位置参数值略低于基准回归模型, 平滑参数值低于基准回归模型。同时, 控制变量的系数总体较为显著。上述结果表明, 模型核心变量之间的影响关系较为稳定, 受其他变量的影响较小, 即回归结果是稳健的。

五、结论与政策启示

本文在数理分析的基础上, 建立了面板平滑门槛回归模型, 以金融发展为门槛变量, 实证研究城镇化对城乡收入差距影响的非线性特征。基本结论总结如下: 第一, 城镇化发展总体上抑制了城乡收入差距的扩大, 但是这一抑制效应随着金融发展水平的不同呈现出明显的非线性特征, 即表现为拉平的“S”型曲线特征。第二, 城镇化对城乡收入差距影响的金融发展“门槛”值为 3.90, 在“门槛”值之前, 城镇化对城乡收入差距扩大的抑制效应较强, 跨过“门槛”值之后相对有所减弱。第三, 城镇化对城乡收入差距的影响在不同地区表现出一定的“异质性”特征, 尤其在金融发展水平相对较低的地区, 其影响效果比金融发达地区更为显著。由此, 我们得出如下两点政策启示:

其一, 在实体经济和金融发展深度融合的背景下, 应依据金融变迁的阶段特征, 合理推进城镇化进而缩小城乡收入差距。可以看出, 自改革开放以来, 我国金融发展水平虽大幅提升, 但整体上仍然处于 3.90 的“门槛”值下方, 这一现状一定程度强化了城镇化对城乡收入差距扩大的抑制效应。因此, 应当抓住现阶段的有利机遇, 利用现代信息网络, 推动城市生产

要素、产品、金融服务等更多地向农村地区辐射, 推进城乡经济和金融一体化, 通过“以城促乡”的均衡城镇化发展增加农村居民收入, 从根本上改善城乡收入差距。

其二, 由于不同地区金融发展水平不同, 应当有针对性地实施不同的城镇化发展策略, 促进地区均衡发展和城乡均衡发展。目前, 我国除了北京和上海进入金融发展的高级阶段外, 大部分省(自治区、直辖市)仍处在金融发展的低级阶段, 这一现状有利于在全国范围内通过城镇化来缩小城乡收入差距。同处在金融发展高级阶段的北京、上海相比, 处在金融发展低级阶段的其他省市更应该大力推进城镇化进程, 特别是新型城镇化建设, 这对于改善城乡收入差距、促进社会福利公平会起到积极的效果。

参考文献:

- [1] Lewis W A. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. The Manchester School, 1954, 22(2): 139-191.
- [2] Robert E. Lucas, Jr. On the mechanics of economic development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988(22): 3-42.
- [3] Kanbur R, Zhuang J Z. Urbanization and inequality in asia [J]. Asian Development Review, 2013, 30(1): 131-147.
- [4] Gollin D, Jedwab R, Vollrath D. Urbanization with and without industrialization[J]. Working Papers, 2014, 21(1): 1-36.
- [5] Su C W, Liu T Y, Chang H L, et al. Is urbanization narrowing the urban-rural income gap? A cross-regional study of China [J]. Habitat International, 2015(48): 79-86.
- [6] Li Y, Wang X, Zhu Q, et al. Assessing the spatial and temporal differences in the impacts of factor allocation and urbanization on urban-rural income disparity in China, 2004 — 2010 [J]. Habitat International, 2014(42): 76-82.
- [7] Fujita M, Krugman P A. VENABLES, the spatial economy: Cities, regions, and international trade [J]. Journal of International Economics, 1999, 57(1): 247-251.
- [8] Beck T A, Demirguc-Kunt R, Levine. Finance, inequality, and the poor [J]. Economic Growth, 2007(12): 27-49.
- [9] 林毅夫, 刘明兴. 经济发展战略与中国的工业化[J]. 经济研究, 2004(7): 48-58.
- [10] 王子敏. 我国城市化与城乡收入差距关系再检验[J]. 经济地理, 2011(8): 1289-1293.
- [11] Robinson S. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development [J]. The American Economic Review, 1976, 66(3): 437-440.
- [12] Zhang W, Bao S. Created unequal: China's regional pay inequality and its relationship with mega-trend urbanization [J]. Applied Geography, 2015(61): 81-93.
- [13] 周少甫, 元寿伟, 卢忠宝. 地区差异、城镇化与城乡收入差距

- [J]. 中国人口资源与环境, 2010, 20(8): 115-120.
- [14] 齐红倩, 席旭文. 中国城镇化为何背离缩小城乡差距目标?——基于中国经济不同发展阶段的差异性分析[J]. 南京社会科学, 2015(4): 7-14.
- [15] 许秀川, 王钊. 城镇化、工业化与城乡收入差距互动关系的实证研究[J]. 农业经济问题, 2008(12): 65-71.
- [16] 姚耀军. 金融发展、城镇化与城乡收入差距——协整分析及其 Granger 因果检验[J]. 中国农村观察, 2005(2): 2-8.
- [17] Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of Political Economy, 1990: 1076-1107.
- [18] 王定祥, 李伶俐, 冉光和. 金融资本形成与经济增长[J]. 经济研究, 2009(9): 35-91.
- [19] 陆静. 金融发展与经济增长关系的理论与实证研究: 基于中国省际面板数据的协整分析[J]. 中国管理科学, 2012(1): 171-184.
- [20] 孙永强. 金融发展、城镇化与城乡居民收入差距研究[J]. 金融研究, 2012(4): 98-109.
- [21] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [22] González A, Terasvirta T, Dijk D V. Panel smooth transition regression models [R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No.604, 2005.
- [23] Fouquau J, Hurlin C, Rabaud I. The Feldstein-Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach [J]. Economic Modelling, 2008, 25(2): 284-299.
- [24] 刘玉光, 杨新铭, 王博. 金融发展与中国城乡收入差距形成: 基于分省面板数据的实证检验[J]. 南开经济研究, 2013(5): 50-59.

The nonlinear characteristics of the impact of urbanization on the income gap between urban and rural areas from the perspective of financial threshold

QI Hongqian¹, YAN Haichun^{2,3}

(1. Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. School of Business, Jilin University, Changchun 130012, China;

3. Manzhouli College, Inner Mongolia University, Manzhouli 021400, China)

Abstract: Based on mathematical analysis, and employing the panel data from 2004 to 2014 years, the present essay investigates the non-linear characteristics and regional differences of the impact of urbanization on the urban-rural income gap at different stages of financial development. Research shows that urbanization inhibits the expansion of urban-rural income gap effectively, and this inhibition with evolving of finance presents the trend of flattened “S” type. When the level of the financial development is below the threshold of 3.90, the inhibitory effect of urbanization on the urban-rural income gap is strong, while above this threshold, the inhibitory effect is relatively weak. Especially in the regions where the level of financial development is relatively low, the inhibition of the development of urbanization to the expansion of the income gap is more significant compared with that in the financially developed regions.

Key Words: urban-rural income gap; urbanization; financial scale; PSTR model

[编辑: 谭晓萍]