

我国城市化与城乡收入差距非线性动态关系实证研究

张优智 陈娟

(西安石油大学经济管理学院 陕西西安 710065)

摘要:探讨城市化对城乡收入差距的影响效应,对于我国经济高质量发展具有重要意义。本文基于1978—2015年的相关数据,采用平滑转换回归(STR)模型研究了我国城市化对城乡收入差距的非线性影响效应。研究发现,城市化与城乡收入差距两个变量之间的动态关系适合使用非线性的LSTR2模型来刻画,并且我国城市化缩小了城乡收入差距。考虑了经济增长和产业结构升级因素后,城市化还是缩小了城乡收入差距,经济增长因素也能够缩小城乡收入差距,但是产业结构升级因素却拉大了城乡收入差距。

关键词:城市化; 城乡收入差距; STR模型; 产业结构; 经济增长

中图分类号:F299.21 文献标志码:A 文章编号:2095-1124(2020)01-0076-10

DOI: 10.12181/jjgl.2020.01.09

一、问题的提出

我国城镇居民人均可支配收入在1978年为343.4元,而同期农村居民人均可支配收入只有133.6元,两者相差209.8元,2015年城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入分别达到了31194.8元、11421.7元,差距为19773.1元^①。城乡居民收入比也由1978年的2.57上升为2015年的2.73。图1描述了我国1978年到2015年城镇居民的人均可支配收入与农村居民的人均可支配收入,以及城乡居民收入比的变化情况。

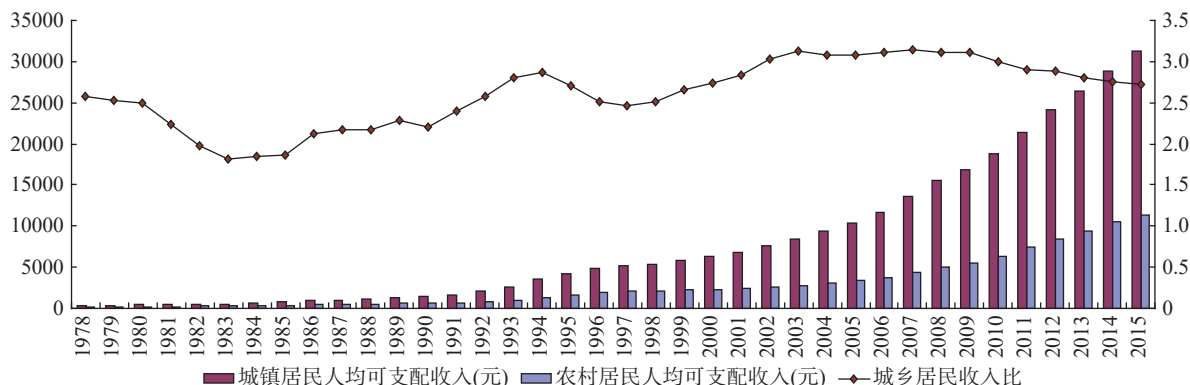


图1 1978—2015年城乡居民收入比的变化情况

收稿日期:2019-08-05

基金项目:教育部人文社科研究青年基金项目(17YJC630045);陕西省社科基金项目(2017S015);陕西省教育厅基地项目(17JZ057);陕西省教育科学“十三五”规划2018年度课题(SGH18H170)。

作者简介:张优智(1977—),男,博士,副教授,研究方向为区域经济;陈娟(1994—),女,硕士研究生,研究方向为区域经济。

从图1可以看出,我国城乡居民收入比的变化比较复杂,1978年为2.57,1983年达到历史最低水平1.82,此后在1986年到2001年期间一直高于2但是小于3,直到2002年首次突破了3,达到了3.03。2002年到2009年,这一比值一直高于3,但是从2010年开始,这一比值又出现了连续下降,开始低于3。由此可见,我国城乡收入差距的变化趋势需要理论界进一步深入分析研究,再进一步地,伴随着我国城市化进程的稳步推进,其对城乡收入差距的走势发挥什么作用也值得探讨。

学者们较多地关注了影响城乡收入差距的因素,即哪些因素可以缩小城乡收入差距,又有哪些因素扩大了城乡收入差距。学者们从城市倾向的经济政策^[1]、政府发展战略^[2]、农村基础设施^[3]、城乡一体化^[4]、FDI^[5]、城市化率和社会保障支出^[6]、金融发展水平和人力资本投入^[7]、旅游经济增长^[8]、农村劳动力的转移、交通条件的提升及经济集聚情况^[9-10]、政府对经济参与程度和国有单位就业比重^[11]等视角深入探讨了城乡收入差距的形成原因。还有学者同时分析了缩小和扩大收入差距的因素,如武小龙、刘祖云研究发现,缩小城乡收入差距的因素有城镇化建设、经济开放度、人力资本培育度、农业经济发展程度,以及第三产业的发展;而扩大城乡收入差距的因素主要包括科教文卫和公共服务的城市偏向、金融发展规模和非国有化^[12]。还有学者利用空间计量模型研究了影响城乡差距变动的异质空间互动效应^[13]。

一般来说,城市化影响城乡收入差距变化的相关理论依据为刘易斯的二元结构理论和库兹涅茨的收入分配理论,这两种理论都指出了城市化对城乡收入差距的影响。但是目前学者们对城市化能否缩小我国城乡收入差距问题还没有达成共识。第一种观点认为城市化能够有效缩小我国城乡收入差距,如陆铭、陈钊^[1]和吕伟、高飞等^[14]的相关研究。第二种观点认为城市化扩大了我国城乡收入差距,如李宪印^[15]、刘维奇等^[16]、贺青等^[17]的相关研究。第三种观点认为城镇化与城乡收入差距是“倒U型”关系,如李子叶等^[18]、穆怀中等^[19]、杨森平等的相关研究^[20]。从以上分析可以发现,现有文献涉及的对城市化与城乡收入差距之间关系的研究结论分歧比较大。究其原因,一方面可能是学者们选取的研究时段、解释变量、控制变量等有所差异,导致了研究结论的不一致,甚至结论相互矛盾;另一方面可能在于大多数文献均是基于线性分析框架而展开的研究,即使有一些非线性方面的研究文献,但由于对非线性模型未进行具体细化分析,也未能深入刻画我国城市化与城乡收入差距之间的复杂动态关系。为了弥补现有文献的不足,本文采用STR方法对我国城市化与城乡收入差距变量之间的复杂关系进行深入分析,研究结论将会对我国制定相关缩小城乡收入差距的政策提供一定的理论支撑。

二、变量、数据与模型构建

(一) 变量选取与数据来源

基于数据的可得性与一般文献的通常做法(陆铭等,2004;张义博等,2012;李子叶等,2016),本文选取城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值来衡量城乡收入差距,比值越大说明相应的城乡收入差距越大,用 gap_i 来表示第 i 年的城乡收入比的自然对数, $dgap_i$ 为其一阶差分序列。同时选取城镇人口比重(即城镇人口占总人口的比重)来衡量城市化水平(王悦等,2017;穆怀中等,2016),用 ur_i 来表示第 i 年的城市化的自然对数, dur_i 为其一阶差分序列。本文数据来自于《中国统计年鉴(2016)》和《新中国六十年统计资料汇编》。

(二) STR 模型构建

式(1)为标准的平滑转换回归(STR)模型:

$$y_t = x_t' \phi + (x_t' \theta) G(\gamma, c, s_t) + u_t, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

在式(1)中 y_t 为被解释变量, x_t 为解释变量, 转换函数是 $G(\gamma, c, s_t)$, s_t 表示转换变量, 平滑参数是 γ , 位置参数 c 可以说明模型在不同状态下的门限值^[21]。一般把转换函数 $G(\gamma, c, s_t)$ 的具体形式可以划分为式(2)所描述的LSTR1型和式(3)所描述的ESTR型, 这是Granger与Teräsvirta(1993)进行划分的。

$$G(\gamma, c, s_t) = \{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]\}^{-1}, \gamma > 0 \quad (2)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = 1 + \exp[-\gamma(s_t - c)^2], \gamma > 0 \quad (3)$$

还有一种类型的转换函数为式(4)所描述的LSTR2型:

$$G(\gamma, c, s_t) = \{1 + \exp[-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)]\}^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \quad (4)$$

式(4)与LSTR1型STR模型不同, 其 G 值关于 $(c_1 + c_2)/2$ 点对称。当 $s_t \rightarrow \pm\infty$ 时, 有 $G(\gamma, c, s_t) \rightarrow 1$; 对一切 $c_1 \leq s_t < c_2$, 当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, 有 $G(\gamma, c, s_t) \rightarrow 0$, 而在其它值处, 有 $G(\gamma, c, s_t) \rightarrow 1$ 。如果转换函数能够被式(5)所描述, 就可以把式(5)命名为有 k 个位置参数的LSTRK模型。可见, LSTR1与LSTR2模型都是LSTRK模型的特殊情形^[22]。

$$G(\gamma, c, s_t) = \left\{1 + \exp\left[-\gamma \prod_{k=1}^k (s_t - c_k)\right]\right\}^{-1}, \gamma > 0 \quad (5)$$

由于STR模型可以刻画我国城市化对于城乡收入差距影响的非线性效应, 也能够更为全面的实证检验我国城市化与城乡收入差距之间的内在复杂关系。因此, 可以把此模型应用到我国城市化与城乡收入差距关系方面的研究。本文根据标准的STR模型, 设定城乡收入差距为被解释变量, 城市化为解释变量。其模型表达式为:

$$dgap_t = a_{00} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \times dgap_{t-i} + \sum_{j=0}^q a_{2j} \times dur_{t-j} + \left(b_{00} + \sum_{i=1}^p b_{1i} \times dgap_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_{2j} \times dur_{t-j}\right) \times G(\gamma, c, s_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

在模型中 $dgap$ 为城乡收入差距的一阶差分, dur 为城市化变量的一阶差分, p 、 q 是滞后阶数, ε_t 是随机干扰项。这样, 城乡收入差距变化情况可以分解为: 线性部分 $\left(a_{00} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \times dgap_{t-i} + \sum_{j=0}^q a_{2j} \times dur_{t-j}\right)$ 和非线性部分 $\left(b_{00} + \sum_{i=1}^p b_{1i} \times dgap_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_{2j} \times dur_{t-j}\right)$ 。这种表达不仅能反映我国城市化与城乡收入差距之间的线性关系, 而且可以进一步描述两者之间可能存在的非线性特征。

三、城市化对城乡收入差距的非线性影响分析

(一) 平稳性检验

表1说明了我国城市化与城乡收入差距变量经过一阶差分后无单位根, 已经为平稳时间序列。这时候就有 $ur \sim I(1)$, $gap \sim I(1)$ 。从表2协整检验的结果可以看出, 我国城市化与城乡收入差距之间存在协整关系, 且存在稳定的长期关系。

表 1 ADF 平稳性检验结果

变量	统计量	1%显著性水平下的临界值	DW	AIC	SC	检验形式 (C, T, K)
gap	2.8991	-4.2349	2.0253	-2.9235	2.7476	(C, T, 1)
dgap	-4.4045	3.6267	1.9645	-2.7961	-2.7082	(C, 0, 1)
ur	-1.6387	-4.2349	2.0787	-6.1376	-5.9617	(C, T, 1)
dur	-2.700	-2.6158	1.7963	-6.4393	-6.2126	(C, T, 0)

表 2 Johansen 协整检验

不受限制的协整秩检验 (迹)				
原假设	特征值	迹统计量	显著水平5%时的临界值	p值
None	0.318557	17.95178	15.49471	0.0209
At most 1	0.121347	4.527775	3.841466	0.0333
不受限制的协整秩检验 (最大特征根)				
原假设	特征值	Max-λ统计量	显著水平5%时的临界值	p值
None	0.318557	13.42400	14.26460	0.0676
At most 1	0.121347	4.527775	3.841466	0.0333

(二) STR 模型的估计

要分析估计 STR 模型, 第一步分析确定模型的线性部分, 再对模型进行非线性检验^[23]。经过检验发现, 当dgap滞后 3 阶, dur无滞后阶时, DW统计量良好, AIC 和 SC 值也达到了最小。模型线性部分的估计结果为: $dgap_t = 0.006141 + 0.271785dgap_{t-1} - 0.141645dgap_{t-2} + 0.192618dgap_{t-3} + 0.021515dur_t$, $R^2 = 0.1022$, $AIC = -2.666265$, $SC = -2.4418$

线性部分的回归效果很不理想, 拟合优度很小, 同时 AIC 和 SC 的统计量值较大, 这说明了线性模型不能检验我国城市化与城乡收入差距之间的复杂关系。模型的非线性检验以转换函数的泰勒展开式为基础进行展开。令转换函数在 $\gamma = 0$ 处进行三级泰勒级数展开, 把展开之后的三级泰勒级数代入式(1), 依据不一样的情况辅助方程也不相同。若转换变量 s_t 为 z_t 的一部分, 辅助方程为式(7):

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j + u_t^* \tag{7}$$

若转换变量 s_t 并非 z_t 的一部分, 辅助方程为式(8):

$$y_t = \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' z_t s_t^j + u_t^* \tag{8}$$

其中, $z_t = (1, \tilde{z}_t)'$, \tilde{z}_t' 为 $m \times 1$ 阶向量。 $\tilde{z}_t = (dgap_{t-1}, dgap_{t-2}, dgap_{t-3}, dur_t)$, $R_3(\gamma, c, s_t)$ 是泰勒展开式的剩余项。对式(7)假定原假设为 $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$, 如果拒绝了原假设, 说明变量之间是非线性关系。非线性检验的关键步骤在于确定模型为 LSTR1 型还是 LSTR2 型。模型形式的选择可以依据下面的序贯检验:

$$H_{04}: \beta_3 = 0 \quad H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0 \quad H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$$

若 H_{03} 的检验统计量 (F 统计量) p 值是最小的, 那么转换函数 G 的函数形式是 LSTR2 型或者 ESTR 型。反之, 转换函数 G 的函数形式就为 LSTR1 型。具体检验结果见表 3。表 3 说明了本文所构建的 STR 模型的转换

变量为 $dgap_{t-2}$, 转换函数为 $LSTR2$ 。然后用格点搜索方法来判断 γ 和 c 的初始估计值。表 4 为 γ 和 c 的初始估计的情形。模型在格点搜索下 γ 和 c 的等高线图和平面图分别见图 2、图 3。

表 3 模型检验结果

转换变量	F	F_4	F_3	F_2	模型形式
$dgap_{t-1}$	2.2145e-01	1.2069e-01	2.3290e-01	8.3374e-01	Linear
$dgap_{t-2}^*$	2.8270e-02	5.2000e-02	4.7119e-02	5.6190e-01	LSTR2
$dgap_{t-3}$	2.9446e-01	3.6611e-01	1.3809e-01	6.2674e-01	Linear
dur_t	NaN	NaN	5.6341e-01	2.2657e-01	Linear
TREND	5.7894e-01	3.0402e-01	6.0571e-01	7.3880e-01	Linear

表 4 γ 和 c 的初始估计值

SSR	γ	区间	c_1	c_2	区间
0.0362	10	(0.50, 10.00)	-0.0316	-0.0026	(-0.12, 0.16)

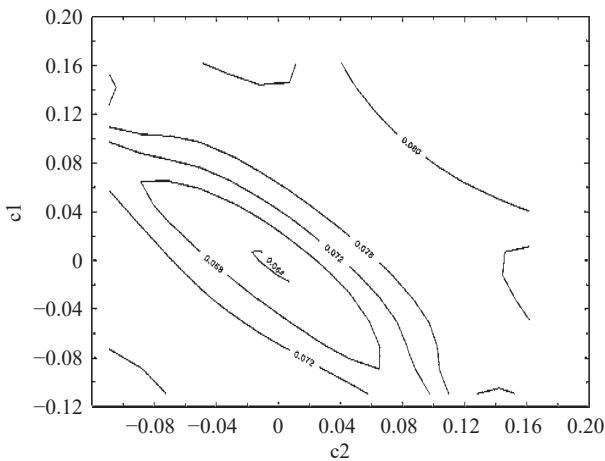


图 2 模型的等高线图

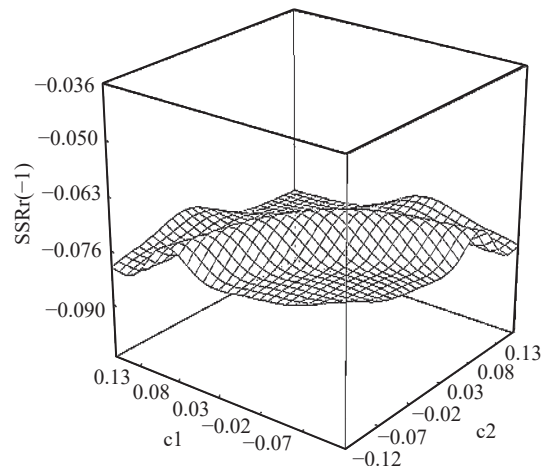


图 3 模型的平面图

运用 Newton-Raphson 方法求解出最大条件似然函数, 就能估计出方程 (6) 中所要估计的所有参数。

LSTR2 模型的具体形式如下:

$$dgap_t = (-0.09841 - 1.78173dgap_{t-1} + 0.03758dgap_{t-2} - 0.01381dgap_{t-3} + 4.59223dur_t) + G(\gamma, c, dgap_{t-2}) \times (0.1009 + 2.54313dgap_{t-1} - 0.41475dgap_{t-2} + 0.31837dgap_{t-3} - 4.72213dur_t)$$

其中:

$$G(\gamma, c, dgap_{t-2}) = \{1 + \exp[-50.47230(dgap_{t-2} + 0.04493)(dgap_{t-2} - 0.00570)]\}^{-1}$$

AIC=-6.1628, SC=-5.5792, $R^2 = 7.0975$, $\bar{R}^2 = 0.7183$ 。模型对应的主要诊断统计量值为: ARCH-LM=6.9152, p 值为 0.5458; $J-B=1.1677$, p 值为 0.5577; $F_{LM} = 1.1776$, p 值为 0.5577。

从估计结果能够得到如下的研究结论:

1) 与线性模型相比, STR 模型的拟合优度从 0.1022 提高到了 0.64873, 同时较小的 AIC 与 SC 值均验证了我国城市化与城乡收入差距之间的关系采用非线性的 LSTR2 模型来刻画更为准确。图 4 为 LSTR2 模型的残差平方和图。

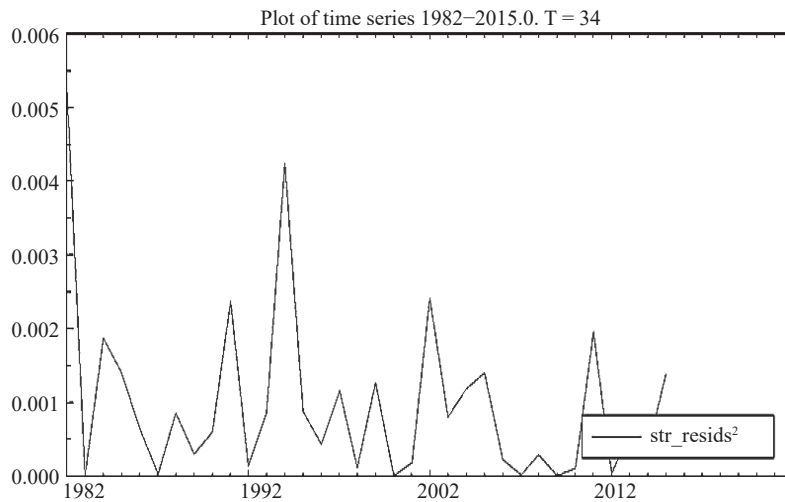


图 4 STR 模型的残差平方和图

2)模型的平滑参数 $\gamma=50.4723$,这就告诉我们,我国城市化与城乡收入差距之间的关系从一种状态转换到另一种状态的速度是比较快的。转换函数中临界值 $c_1=-0.04493$, $c_2=0.00570$,转换函数关于 $(c_1+c_2)/2=-0.019615$ 对称,当转换变量 $dgap_{t-2}=-0.019615$,转换函数 $G=0$,这个时候 STR 模型的非线性部分就会消失,模型就会完全表现为线性形式。但当转换变量值和临界值相等的时候, $G=0.5$ 。

当转换变量值 $dgap_{t-2}<-0.04493$ 或者 $dgdp_{t-1}>0.00570$ 时,也就是前两期的城乡收入差距出现较快的缩小或者较快扩大的时候,城乡收入差距就会受到城市化的非线性影响。若前两期的城乡收入差距出现较快缩小,其缩小速度若超过 $4.3936\%(\text{Exp}(-0.04493)-1)$ 或者前两期的城乡收入差距出现较快拉大,其拉大速度若超过 $0.5716\%(\text{Exp}(0.00570)-1)$,我国城市化和城乡收入差距之间的关系就会是非线性关系。当期城市化率每变动 1%,将会引起当期城乡收入差距 $-0.1299\%(4.59223\%-4.72213\%)$ 的变动。即在非线性条件下,伴随着我国城市化进程的推进和城市化率的提高,能够有效地缩小我国城乡收入差距。同时 LSTR2 模型所产生的拟合数据和原始数据的动态特征基本相同(见图 5),这说明了我们所构建的 STR 模型的解释力比较好,我国城市化和城乡收入差距两者之间存在非线性动态关系。

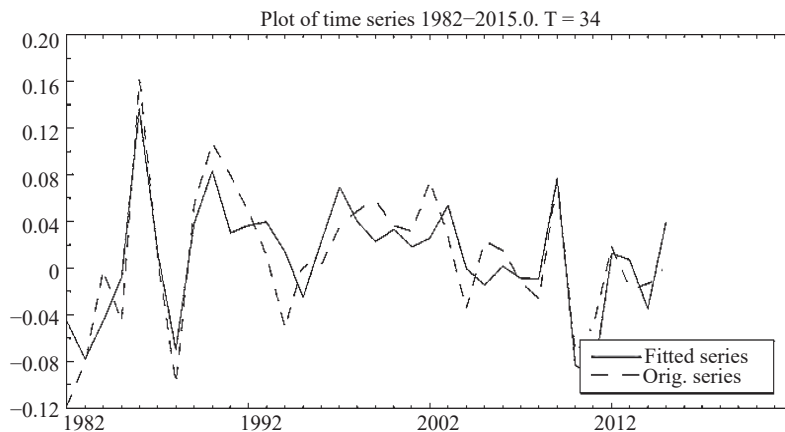


图 5 模型 (6) 原始及拟合数据时间序列图

四、考虑其它因素下的城市化与城乡收入差距

前面的实证研究说明了我国城市化对城乡收入差距具有非线性影响效应。但是,随着我国经济实力的不

断增强以及产业结构的不断优化,这两个重要的因素也会对我国城乡收入差距产生重要的影响。按照库兹涅茨的倒 U 型理论,经济发展阶段会影响收入分配差距,那么我们需要分析现阶段随着我国成为世界第二大经济体以及经济增长质量的不断提高,同时政府出台了一系列统筹城乡发展的政策,并加大了国家财政支农力度的背景下,经济发展水平是否能够缩小我国的城乡收入差距?关于产业结构是否能够缩小我国城乡收入差距,学术界主要有扩大效应、缩小效应以及“倒 U 型”的先扩大后缩小效应。典型文献如王悦和马树才构建空间滞后面板模型的分析发现:产业结构升级扩大了我国城乡收入差距^[24]。而徐敏和姜勇采用空间面板计量模型的研究表明,我国产业结构升级能缩小城乡消费差距,但在不同时期和不同区域,作用效果存在差异^[25]。穆怀中和吴鹏研究也发现,产业结构调整与城乡收入差距呈现“倒 U 型”关系。为了厘清我国现阶段的产业结构升级能否有效缩小我国的城乡收入差距,需要把产业结构升级变量纳入非线性模型中分析其效应。经济发展水平用人均 GDP 来衡量,用 $gdpi$ 表示第 i 年的人均国内生产总值, $dgdpi$ 为其一阶差分序列。产业结构升级用第三产业增加值/第二产业增加值来衡量,用 is_i 表示第 i 年的产业结构升级的自然对数, dis_i 为其一阶差分序列。数据来源于《中国统计年鉴(2016)》。经过 ADF 检验,经济增长与产业结构升级变量均为一阶单整变量。把经济增长与产业结构升级变量引入非线性模型(6)中,可以得到包含经济增长与产业结构升级影响下的城市化与城乡收入差距的非线性模型,模型如下:

$$\begin{aligned}
 dgap_t = & \left(a_{00} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \times dgap_{t-i} + \sum_{j=0}^q a_{2j} \times dur_{t-j} + \sum_{h=0}^m a_{3h} \times dgdpi_{t-h} + \sum_{k=0}^n a_{4k} \times dis_{t-k} \right) + \\
 & \left(b_{00} + \sum_{i=1}^p b_{1i} \times dgap_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_{2j} \times dur_{t-j} + \sum_{h=0}^m b_{3h} \times dgdpi_{t-h} + \sum_{k=0}^n b_{4k} \times dis_{t-k} \right) \times \\
 & G(\gamma, c, s_t) + \eta_t
 \end{aligned} \tag{9}$$

由于模型变量之间可能存在内在联系,从而使得模型(9)产生多重共线性问题,因此,我们需要采用 VIF 法对模型(9)进行多重共线性检验,发现模型不存在多重共线性问题。表 5 检验发现模型(9)的转换变量是 $dgap_{t-1}$,即前一期的城乡收入差距的变化率。模型(9)转换函数 G 的形式是 $LSTR1$ 类型,其参数估计结果见表 6。

表 5 模型 (9) 的设定检验结果

转换变量	F	F_4	F_3	F_2	模型形式
$dgap_{t-1}^*$	1.1754e-02	1.9027e-02	7.9191e-02	5.0176e-01	$LSTR1$
$dgap_{t-2}$	2.5261e-01	2.4695e-01	2.1552e-01	6.3741e-01	$Linear$
$dgap_{t-3}$	2.2029e-02	3.1376e-02	8.3301e-02	5.9750e-01	$LSTR1$
dur_t	5.4685e-02	3.3575e-01	1.5206e-02	2.6446e-01	$Linear$
$dgdpi_t$	8.7098e-01	8.2664e-01	8.1786e-01	3.3746e-01	$Linear$
dis_t	NaN	NaN	3.6868e-02	4.0453e-01	$Linear$
$TREND$	2.5331e-01	3.6815e-01	9.5394e-02	6.7328e-01	$Linear$

表 6 模型 (9) 的参数估计值

变量	初始值	估计值	标准差	t 统计量	p 值	
线性部分	$Const$	0.26003	0.32958	0.1485	2.2190	0.0396
	$dgap_{t-1}$	2.56587	3.05956	1.1118	2.7518	0.0131

表6(续)

变量	初始值	估计值	标准差	t统计量	p值	
	$dgap_{t-2}$	0.11300	0.30861	0.5569	0.5542	0.5863
	$dgap_{t-3}$	-0.41635	-0.51229	0.4246	-1.2064	0.2433
	dur_t	-4.07520	-4.92385	2.9121	-1.6908	0.1081
	$dgdpt$	0.38539	0.15197	0.6401	0.2374	0.8150
	dis_t	1.25468	1.63363	0.8665	1.8853	0.0756
非线性部分	$Const$	-0.21899	-0.27993	0.1566	-1.7879	0.0906
	$dgap_{t-1}$	-2.13938	-2.65709	1.1537	-2.3031	0.0334
	$dgap_{t-2}$	-0.20306	-0.40243	0.5929	-0.6788	0.5059
	$dgap_{t-3}$	0.68557	0.85368	0.5337	1.5995	0.1271
	dur_t	3.42055	4.00959	3.1405	1.2767	0.2179
	$dgdpt$	-0.93978	-0.72613	0.7158	-1.0144	0.3238
	dis_t	-1.22241	-1.48831	0.9251	-1.6089	0.1250
	Γ	10.00000	29.00490	113.7888	0.2549	0.8017
c_1	-0.03156	-0.03078	0.0212	-1.4533	0.1634	
AIC	-5.4994					
SC	-4.7812					
HQ	-5.2545					
R^2	5.2772					
\bar{R}^2	0.5416					

模型(9)对应的主要诊断统计量值为 $ARCH-LM = 11.5883$, p 值为0.1705; $J-B = 0.0647$, p 值为0.9682; $F_{LM} = 2.6133$, p 值为0.0457。这就说明了模型的残差序列通过了异方差性检验、正态性检验和序列相关检验, 模型(9)的 $AIC = -5.4994$, $SC = -4.7812$, $\bar{R}^2 = 0.5416$ 。平滑参数 $\gamma = 29.00490$ 。模型(9)的非线性部分包括转换函数和回归项两部分。当转换变量值 $dgap_{t-1} > -0.03078$ 时, 也就是前两期的城乡收入差距的扩大速度超过3.03% ($\exp(-0.03078) - 1$)时, 模型就转换为非线性的。这个时候城市化率每变动1%, 将会引起城乡收入差距-0.91426% (4.00959% - 4.92385%)的变动。即在引入经济增长与产业结构升级变量下, 我国城市化的推进仍然可以缩小城乡收入差距。经济发展水平每变动1%, 将会引起城乡收入差距-0.57416% (0.15197% - 0.72613%)的变动, 即随着我国的经济增长, 能够缩小城乡收入差距。这与陈斌开、林毅夫的研究结论相一致, 他们也认为目前中国城乡收入差距基本都处于随着经济发展而下降的阶段。第三产业增加值/第二产业增加值每变动1%, 将会引起城乡收入差距0.14532% (1.63363% - 1.48831%)的变动, 说明了我国产业结构升级对城乡收入差距具有一定的扩大效应。这与王悦和马树才采用空间滞后面板模型的分析结论相一致。原因可能是随着产业结构升级, 新的工作岗位对劳动者的个人素质要求会比较高, 农村劳动力由于受教育程度平均相对低于城市劳动力(或者说人力资本存量整体低于农村劳动力), 导致城市劳动力从产业结构升级中的获益大于农村劳动力。图6表明, $LSTR1$ 模型所产生的拟合数据与原始数据的动态特征基本相同。

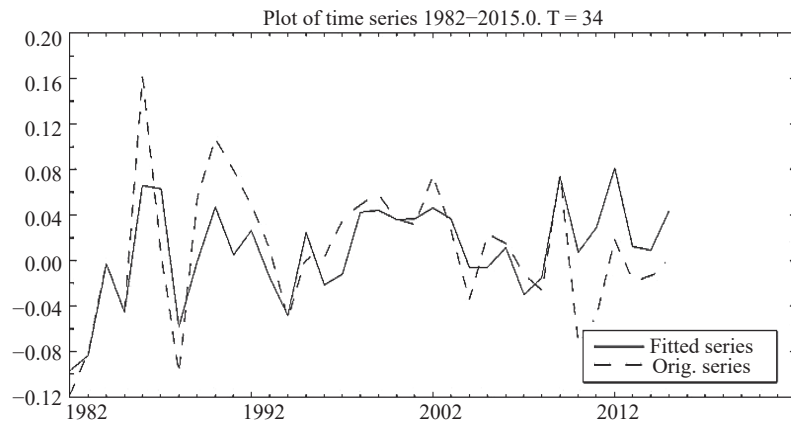


图6 模型(9)原始与拟合数据时间序列图

五、研究结论与对策建议

本文构建了一个我国城市化与城乡收入差距的非线性模型,同时还引入了经济增长与产业结构升级因素,实证检验我国城市化、经济增长与产业结构升级对城乡收入差距的非线性影响效应。主要有以下研究结论:

1)与传统的线性模型相比,STR模型可以更为准确地刻画我国城市化对城乡收入差距的非线性影响效应,两个变量之间的复杂而真实的关系适合使用LSTR2模型来研究。当转换变量值 $dgap_{t-2} < -0.04493$ 或者 $dgdp_{t-1} > 0.00570$ 时,也就是前两期的城乡收入差距出现较快的缩小或者较快扩大的时候,城乡收入差距就会受到城市化的非线性影响。若前两期的城乡收入差距出现较快缩小,其缩小速度若超过4.3936%或者前两期的城乡收入差距出现较快拉大,其拉大速度若超过0.5716%,我国城市化和城乡收入差距的关系就会是非线性关系。当期城市化率每变动1%,将会引起当期城乡收入差距-0.1299%的变动。即非线性条件下,伴随着我国城市化进程的推进和城市化水平的提高,能够有效地缩小我国城乡收入差距。

2)考虑经济增长与产业结构升级因素后,当转换变量值 $dgap_{t-1} > -0.03078$ 时,也就是前两期的城乡收入差距的扩大速度超过3.03%,模型就转换为非线性的。这个时候城市化率每变动1%,将会引起城乡收入差距-0.91426%的变动。即在引入经济增长与产业结构升级变量下,我国城市化的推进仍然可以缩小城乡收入差距。经济发展水平每变动1%,将会引起城乡收入差距-0.57416%,即随着我国的经济增长,能够缩小城乡收入差距。第三产业增加值/第二产业增加值每变动1%,将会引起城乡收入差距0.14532%的变动,说明了我国产业结构升级对城乡收入差距具有一定的扩大效应。

基于目前我国城市化和城乡收入差距的现状,结合实证分析的结论,本文特提出以下几点建议:

1)稳步推进我国的城市化进程,可以缩小城乡收入差距。但是,在推进城市化进程中应该避免出现“摊大饼”式的城市化模式(即把人口城镇化作为重点,而非土地城镇化),切实提高城市化的效率和质量。进一步深化户籍制度改革,政府要做到公共服务均等化,为农村居民与城镇居民提供同质化的基本公共服务与社会保障待遇,逐步破除“二元经济”障碍,统筹城乡发展,实现城乡一体化,从而努力缩小城乡收入差距。

2)通过大力发展经济,提高经济增长质量,在财力增长的同时加大对农村各种基础设施的投入,提高农村劳动力的人力资本存量,从而努力缩小城乡收入差距。同时,还可以通过大力发展农村职业技术教育,加大对农村劳动力的培训力度等措施,提高其素质和就业适应能力,从而适应产业结构升级的要求。

注释:

- ① 从2013年起,国家统计局采用了城乡一体化住户调查制度采集数据,并在此基础上,发布统一可比的城乡居民人均可支配收入数据。原农村居民纯收入指标中没有扣除财产性支出及社会保障等转移性支出,改革后的收入指标将对这些部分予以扣除。

参考文献:

- [1] 陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [2] 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): 81-102.
- [3] 张勋,万广华. 中国的农村基础设施促进了包容性增长吗? [J]. 经济研究, 2016(10): 82-96.
- [4] 吴昌南,张云. 我国城乡一体化缩小了城乡收入差距吗? ——基于省级面板数据的实证研究[J]. 江西财经大学学报, 2017(2): 85-93.
- [5] 冷艳丽,洗国明,杜思正. FDI与城乡收入差距-基于交通基础设施视角的分析[J]. 云南财经大学学报, 2017(1): 63-73.
- [6] 余菊,刘新. 城市化、社会保障支出与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 经济地理, 2014(3): 79-84.
- [7] 温涛,王小华,董文杰. 金融发展、人力资本投入与缩小城乡收入差距——基于中国西部地区40个区县的实证研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2014(2): 27-35.
- [8] 夏赞才,龚艳青,罗文斌. 中国旅游经济增长与城乡收入差距的变异关系[J]. 资源科学, 2016(4): 599-608.
- [9] 李宾,马九杰. 劳动力流动对城乡收入差距的影响: 基于生命周期视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(11): 102-107.
- [10] 徐家鹏,孙养学. 城市化进程对城乡居民收入差距的影响[J]. 城市问题, 2017(1): 95-103.
- [11] 张义博,刘文忻. 人口流动、财政支出结构与城乡收入差距[J]. 中国农村经济, 2012(1): 16-30.
- [12] 武小龙,刘祖云. 中国城乡收入差距影响因素研究——基于2002—2011年省级Panel Data的分析[J]. 当代经济科学, 2014(1): 46-54.
- [13] 侯新烁,杨汝岱. 政策偏向、人口流动与省域城乡收入差距——基于空间异质互动效应的研究[J]. 南开经济研究, 2017(6): 59-74.
- [14] 吕炜,高飞. 城镇化、市民化与城乡收入差距——双重二元结构下市民化措施的比较与选择[J]. 财贸经济, 2013(12): 38-46.
- [15] 李宪印. 城市化、经济增长与城乡收入差距[J]. 农业技术经济, 2011(8): 50-57.
- [16] 刘维奇,韩媛媛. 城市化与城乡收入差距——基于中国数据的理论与经验研究[J]. 山西财经大学学报, 2013(5): 24-33.
- [17] 贺青,葛翔宇. 城市化与城乡收入差距: 基于东、中、西部省级面板数据的研究[J]. 数学的实践与认识, 2015(10): 115-123.
- [18] 李子叶,韩先锋,冯根福. 中国城市化进程扩大了城乡收入差距吗[J]. 经济学家, 2016(2): 69-74.
- [19] 穆怀中,吴鹏. 城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J]. 经济学家, 2016(5): 37-44.
- [20] 杨森平,唐芬芬,吴翔. 我国城乡收入差距与城镇化率的倒U关系研究[J]. 管理评论, 2015(11): 3-10.
- [21] TERÄSVIRTA T. Smooth Transition Regression Model[M]. Cambridge University Press, 2004: 2-10.
- [22] 赵进文,范继涛. 经济增长与能源消费内在依从关系的实证研究[J]. 经济研究, 2007(8): 31-42.
- [23] TERÄSVIRTA T. Handbook of Applied Economic Statistics[M]. Cambridge University Press, 1998: 507-552.
- [24] 王悦,马树才. 城镇化、产业结构升级对城乡收入差距的影响效应研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2017(4): 143-148.
- [25] 徐敏,姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(3): 3-21.

An Empirical Study on the Nonlinear Dynamic Relationship between Urbanization and Urban-rural Income Gap in China

Zhang Youzhi Chen Juan

(School of Economics and Management, Xi'an Shiyou University, Xi'an, Shanxi 710065, China)

Abstract: Exploring the effect of urbanization on urban-rural income gap is of great significance to the high-quality development of China's economy. Based on the relevant data from 1978 to 2015, this paper uses the smooth transition regression (STR) model to study the non-linear effects of urbanization on urban-rural income gap. The empirical results show that the dynamic relationship between the two variables is suitable to be described by nonlinear LSTR2 model. At this point, China's urbanization narrows the urban-rural income gap. Taking into account the economic growth and industrial structure upgrading factors, urbanization still narrows the urban-rural income gap, economic growth factors can also narrow the urban-rural income gap, but the industrial structure upgrade factors have widened the urban-rural income gap.

Keywords: urbanization; urban-rural income gap; Smooth Transition Regression model; industrial structure; economic growth

[编校: 谭金蓉]