

城镇化发展对城乡收入差距的影响

——基于皖南地区面板数据的实证分析

刘 炯,牛自成,吴海军

(宣城职业技术学院 旅游商贸系,安徽 宣城 242000)

摘 要:以 2014—2020 年皖南地区(除铜陵市外)5 个城市的面板数据为研究对象,实证探讨城镇化发展对城乡收入差距的影响。结果表明:皖南地区 5 个城市的城镇化发展与城乡收入差距之间存在长期稳定的均衡关系,城镇化发展能够显著缩小城乡收入差距,且对城乡收入差距具有不同的个体影响。加快城镇化发展,优化产业结构,加大财政支农,有利于缩小皖南地区 5 个城市的城乡收入差距。

关键词:城镇化;城乡收入差距;变截距固定效应模型;皖南地区

中图分类号:F127.41

文献标志码:A

文章编号:1009-1734(0000)00-0000-07

0 引言

自改革开放以来,安徽省经济持续稳定快速发展,GDP 由 1980 年的 140.88 亿元增至 2020 年的 38 680.03 亿元,年均增长率为 15.07%;人均 GDP 由 1980 年的 291 元增至 2020 年的 63 426 元,年均增长率为 14.41%。与此同时,城镇化率由 1980 年的 13.33% 增至 2020 年的 58.33%,城镇化建设水平逐渐提高;第二三产业产值在 GDP 中的占比由 1980 年的 35.32% 增至 2020 年的 91.8%,产业结构不断趋于优化;城镇居民人均可支配收入由 1980 年的 398 元增至 2020 年的 39 442 元,农村居民人均可支配收入由 1980 年的 184.8 元增至 2020 年的 16 620 元,城乡居民收入相对差距由 1980 年的 2.15 增至 2020 年的 2.37,绝对差距由 1980 年的 213.2 元增至 2020 年的 22 822 元。城乡收入差距过大严重制约了区域经济的协调发展与社会稳定,已引起了社会各界的广泛关注。因此,研究城镇化发展能否缩小城乡收入差距具有重要意义。

目前,关于城镇化发展能否缩小城乡收入差距的研究,大致可以分为 3 类:其一,城镇化发展能够缩小城乡收入差距。刘赛红等选取全国 31 个省市 2000—2015 年的面板数据,采取差分 GMM 方法的实证检验显示,东北地区、东中西部和全国范围的城镇化与城乡收入差距之间存在长期均衡关系,城镇化发展能够显著缩小城乡居民的收入差距^[1];柴洪等选取甘肃省 1990—2016 年时间序列数据构建 VAR 模型,证实新型城镇化是城乡收入差距的单向格兰杰原因,新型城镇化能够显著缩小城乡收入差距^[2]。其二,城镇化水平的提高能够拉大城乡居民的收入差距。王翌秋等对南京市 1985—2013 年时序数据的实证分析发现,南京市城镇化建设趋向稳定,南京市城乡居民的收入水平因其城镇化发展切实得到提高,但由于其在城镇化过程中实行传统粗放的增长模式,忽略了城乡之间的均衡发展,从而扩大了城乡收入差距^[3];刘呈庆等基于我国 270 个市级 2002—2018 年的面板数据构建 PVAR 模型,将房价收入比作为分类指标,实施分组回归,经脉冲响应分析和方差分解,指出高房价收入比城市的城镇化发展有拉大城乡收入差距的趋势,在短期内城乡收入差距不会有效推动城镇化,而低房价收入比城市的城镇化发展对缩小城乡收入差距的作用较微弱,城乡收入差距也不能有效促进城镇化^[4]。其三,不能简单地将城镇化与城乡收入差距概括为线性关系。曾珠等选取我国 30 个省级 2005—2014 年面板数据,采用固定效应和随机效应模型进行研究,结

收稿日期:2022-03-20

基金项目:安徽高校人文社会科学研究重点资助项目(SK2019A0958,SK2020A0775,SK2021A0991);宣城职业技术学院科研振兴基金资助项目(ZSTS2021003,ZXTS2021005)。

通信作者:刘炯,副教授,研究方向:农村金融。E-mail:yunnan189@sina.com

果发现,城镇化对城乡收入差距的影响存在明显的区域差异,东部地区城镇化对城乡居民收入差距的影响不显著,中西部地区城镇化能够显著缩小城乡居民收入差距^[5];马强等以我国 271 个城市 2001—2016 年的面板数据为样本,从绝对差距和相对差距两个视角探讨城镇化发展与城乡收入差距的关系,结果表明,城镇化与城乡收入绝对差距呈线性关系,与相对差距呈先扩大后缩小的倒“U”型关系,城镇化发展能够显著缩小城乡收入相对差距,但在短期内难以改变绝对差距持续扩大的趋势,缩小城乡收入绝对差距依然是一个长期的过程^[6]。

可见,关于城镇化发展能否缩小城乡收入差距这一问题,目前尚未形成一致的结论.由于研究选取的范围与样本数据不同,采用的方法与设定的模型各异,结论往往具有较大的差异.皖南地区,一般是指马鞍山、芜湖、宣城、铜陵、池州和黄山 6 个城市,近年来 6 个城市的城镇化建设成果虽然显著,但城乡收入差距问题较严重,在安徽省乃至全国都具有一定的典型性.本研究选取皖南地区这一特定区域作为研究对象,探究皖南地区城镇化发展对城乡收入差距的影响,从而为政府制定相关政策提供数据支持。

1 模型设定、变量选取与数据说明

1.1 模型设定

选取皖南地区 5 个城市 2014—2020 年的实际经济运行数据,实证分析皖南地区 5 个城市城镇化发展对城乡收入差距影响的分异性.借鉴 Clarke 等(2006)^[7]、刘赛红等(2016)^[1]、吕雁琴等(2019)^[8]的做法,建立面板数据模型:

$$GAP_{it} = a_0 + \beta_1 URB_{it} + \sum_2^4 \beta_j CONTROL_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

式(1)表示 GAP、URB 与一组控制变量在 5 个个体及 7 个时间点上的变动关系.其中,GAP 表示城乡收入差距,URB 表示城镇化,CONTROL 表示影响城乡收入差距的一组控制变量.为更加客观准确地研究城镇化发展对皖南地区 5 市城乡收入差距的影响方向和影响程度,本文引入经济发展水平(PGDP)、政府干预(GOV)、产业结构(INS)3 个控制变量。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

选取城乡收入差距(GAP)为被解释变量.测度收入差距最常用的指标是基尼系数.由于我国官方对城镇居民收入和农村居民收入分开统计,在实践中难以计算城乡居民混合的基尼系数,因此本文采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比,即城乡居民相对收入差距来刻画城乡居民收入差距^[5-6,9]。

2.2.2 核心解释变量

以农业生产为主的传统乡村社会逐渐转变为以工业和服务业为主的现代化城市社会的变迁过程,被视为城镇化.本文的核心解释变量是城镇化(URB,%),也可称为城市化,其可用城镇化率即城镇人口对总人口的占比来衡量^[1,4,5].随着城镇化的发展,一方面,进入城镇的农村劳动力一般能通过经商或务工获得比农业生产更高的收入;另一方面,增加了城镇劳动力的供给,引起了城镇劳动力工资水平的下降.此外,农村劳动力转移到城镇,增加了农村人均耕地面积,有利于提升农业边际生产效率,进而提高农业生产收入.因此,本研究预测城镇化发展会缩小城乡收入差距。

2.2.3 控制变量

为更好地解释城镇化发展对城乡收入差距的影响,将其他一些变量,如经济发展水平、政府干预、产业结构等的作用分离出去.经济发展水平(PGDP,元)用皖南地区 5 个城市的人均 GDP 来量度.库兹涅茨倒“U”型曲线假说指出,在经济发展初期,受益于城市相对较高的劳动生产率,城镇居民可获得较高的工资和收入,而农村居民受农村生产方式与效率的限制,只能获取较低的收入,这一时期的城乡收入差距逐步扩大.当经济社会发展到一定阶段,城乡收入差距渐趋缩小,这就是所谓的库兹涅茨拐点.随着经济的持续

发展,以及户籍制度改革的逐渐深化,城镇化稳步推进,大量的农村劳动力流入城市,为城市二三产业的发展带来动力支持.同时,在竞争越发激烈的劳动市场中,城镇居民的工资水平相对下降,农村居民的工资水平相对上升,城乡收入差距不断缩小.政府干预(GOV,万元)用地方财政一般预算支出来衡量.为维持经济社会的稳定发展,地方政府扮演着十分重要的角色.随着经济社会的发展,地方政府财政支出的偏向性有所不同.如果地方政府的财政支出侧重城镇地区,以期优先发展城镇经济而带动经济更快地增长,则城镇地区将比农村地区获得更多的实惠,这必将拉大城乡居民收入差距.如果地方政府的财政支出侧重解决“三农”问题,加大强农惠农富农的财政支出,则势必缩小城乡居民收入差距.产业结构(INS,%)用第二三产业的增加值与GDP的比例来描述.一般而言,随着经济的发展,生产要素由较低边际效率的农业部门向较高边际效率的非农业部门流动,直至当生产要素在农业部门与非农业部门的边际效率相等时达到均衡.所以,产业结构能够反映经济的现代化部门发展程度,其对收入水平形成直接影响,级别越高的产业结构,其收入水平也会越高.因此,产业结构的优化升级将会缩小城乡收入差距.

2.3 数据说明

2014年,官方正式启用农民人均可支配收入替代农民人均纯收入,而安庆市枞阳县于2015年10月并入铜陵市.为保持统计口径的一致性,本研究选取皖南地区(除铜陵市外)的马鞍山、芜湖、宣城、池州和黄山5个城市2014—2020年的面板数据作为样本,构建面板模型,探讨城镇化发展对城乡收入差距的影响.所有的原始数据来自相应年度的《安徽统计年鉴》,以及皖南地区5个城市的《统计年鉴》和《国民经济和社会发展统计公报》.表1为样本相关变量的描述性统计.

表1 变量描述性统计

Tab. 1 Descriptivestatistics of variables

变量类型	变量名称	符号	计算方法	最大值	最小值	平均值	标准差
被解释变量	城乡居民收入差距	GAP	城镇居民人均可支配收入/ 农村居民人均可支配收入	3.058	1.822	2.257	0.272
解释变量	城镇化	URB	(城镇人口/总人口)×100	72.310	42.800	56.235	7.941
	经济发展水平	PGDP	人均GDP	102964	26428	53925	20149
控制变量	政府干预	GOV	一般公共预算支出	5024765	881080	2300354	1036192
	产业结构	INS	(二三产业增加值/GDP)×100	96.000	80.100	90.502	4.365

由表1可知,被解释变量城乡居民人均收入差距的最大值为3.058,最小值为1.822,标准差为0.272,说明皖南地区5个城市的城乡收入差距具有较大差异;城镇化率最高为72.310,最低为42.800,标准差为7.941,说明皖南地区5个城市的城镇化发展水平存在较大差异;一组控制变量也存在较大差异,说明皖南地区5个城市在经济发展水平、政府干预、产业结构等方面存在较大差异.为减低和避免异方差性对实证分析产生的不良影响,对经济发展水平PGDP、政府干预GOV两个变量进行对数化处理,并相应地记为LGPGDP与LGGOV.

2 实证分析

2.1 面板单位根检验

为保证面板回归的准确性,首先对变量GAP、URB、LGPGDP、LGGOV、INS进行单位根检验,以防止伪回归的发生.相比时间序列数据,面板单位根检验可分为相同根检验和不同根检验两种,前者包括LLC、Hadri和Breitung检验,后者主要有Fisher-ADF、Fisher-PP和IPS检验等.选用的检验方法不同,面板单位根检验结果可能也不同,甚至完全相反.在尚未形成一个统一检验方法的情况下,往往采纳原假设为存在单位根的LLC、Fisher-ADF方法的检验结果,只要二者之一的检验结果拒绝原假设,才可判定面板数据平稳,即不存在单位根^[10].

为避免单一单位根检验可能产生偏误,本文采用相同根过程的LLC检验法和不同根过程的Fisher-ADF检验法.表2为5个变量GAP、URB、LGPGDP、LGGOV、INS原序列的单位根检验结果.

表 2 面板单位根检验
Tab. 2 Panel data unit root test

变量	检验类型	检验方法	检验统计量	P 值
GAP	(C, T, AS)	LLC	-5.544 4	0.000 0
	(C, 0, 2)	Fisher - ADF	62.631 5	0.000 0
URB	(C, T, 2)	LLC	-7.173 0	0.000 0
	(C, T, AS)	Fisher - ADF	25.308 1	0.004 8
LGPGDP	(C, T, 2)	LLC	-1.532 4	0.062 7
	(C, T, 2)	Fisher - ADF	11.377 8	0.328 9
LGGOV	(C, T, AS)	LLC	-1.944 4	0.025 9
	(C, T, AS)	Fisher - ADF	17.652 2	0.061 1
INS	(C, T, AS)	LLC	-1.343 1	0.089 6
	(C, 0, 2)	Fisher - ADF	27.656 8	0.002 0

注: C 为截距项, T 为时间趋势项, AS 即“Automatic Selection”, 意思是由 EViews 自动选择滞后阶数。

由表 2 可知, 在不同检验类型与滞后阶数下, 除 LNPGDP 在 Fisher - ADF 方法下存在单位根外, 其他变量都在 10% 水平下显著拒绝存在单位根的原假设, 说明变量 GAP、URB、LGPGDP、LGGOV、INS 的原序列不存在单位根, 即 5 个面板变量都是平稳序列, 符合协整检验条件, 可以执行协整检验。

3.2 面板协整检验

面板协整检验主要有 Pedroni、Kao、Fisher 等方法。本文的样本数据截面相对较短, 时间序列相对较长, 因此 Pedroni 方法比 Kao 方法的检验效果更佳。在回归残差的基础上, Pedroni 方法通过构建 7 个统计量开展协整检验。其中, 用组内尺度描述的 4 个统计量 Panel v 、Panel ρ 、Panel PP、Panel ADF 被称作组内统计量; 用组间尺度描述的 3 个统计量 Group ρ 、Group PP、Group ADF 等被称作组间统计量。在小样本的情况下, Panel v 和 Group ρ 的检验效果最差, 而检验效果最好的是 Panel ADF 和 Group ADF, 如果检验结果矛盾, 则以 Panel ADF 和 Group ADF 统计量的检验结果为准。以 GAP 为被解释变量, 以 URB、LGPGDP、LGGOV、INS 为解释变量, 将检验形式设定为“Individual intercept”, 由 EViews 软件自动选择滞后期, 其检验结果显示, Panel ADF、Panel PP、Group ADF、Group PP 统计量的值分别为 -2.486 480、-2.468 282、-2.134 278、-3.033 966, 4 个统计量相对应的伴随概率值依次为 0.006 5、0.006 8、0.016 4、0.001 2, 在 5% 水平下显著拒绝不存在协整关系的原假设。Kao 检验的 ADF 统计量为 -2.370 883, 概率为 0.008 9, 在 1% 水平下显著拒绝不存在协整关系的原假设。由此判定, GAP、URB、LGPGDP、LGGOV、INS 存在协整关系, 5 个变量之间存在长期稳定的均衡关系, 可以进行面板回归分析。

3.3 面板数据模型选择

3.3.1 F 检验

依据对系数与常数项约束的差别, 面板数据模型通常有混合回归、变截距、变系数模型 3 种形式; 依据个体行为变量与解释变量是否具有相关性, 变截距与变系数模型又有随机效应与固定效应之分。因为面板数据模型类别较多, 一旦模型的设定有差错, 估计结果与实际情况将会有所偏离, 甚至大相径庭。面板数据模型分析, 首先需确定是采用混合回归模型、变截距模式, 还是采用变系数模型; 然后再确定是采用固定效应, 还是随机效应模型。

一般而言, 利用建立在 F 统计量基础上的协变分析检验方法(又称 F 检验)来设定面板模型的形式。该检验的两个假设如下:

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n, \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_n;$$

$$H_2: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n, \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n.$$

如果不能拒绝 H_2 , 则选择混合回归模型, 检验到此结束。如果拒绝 H_2 , 进一步检验 H_1 , 若不能拒绝 H_1 , 则选择变截距模型; 若拒绝 H_1 , 则选择变系数模型。

检验 H_2 和 H_1 的 F 统计量相应地记为 F_2 和 F_1 , 即:

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1)/[(N-1)(k+1)]}{S_1/[NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)],$$

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1)/[(N-1)k]}{S_1/[NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)].$$

在 F_2 与 F_1 统计量的计算公式中, S_1 、 S_2 、 S_3 分别为变系数模型、变截距模型、混合回归模型的残差平方和, N 为样本城市的个数, T 为样本数据的时间点跨度, k 为解释变量数量. 应用 EVIEWS9.0 软件统计得: $S_1 = 0.021741$ 、 $S_2 = 0.095275$ 、 $S_3 = 0.942576$. 而在本文中, $N = 5$ 、 $T = 7$ 、 $k = 4$, 经计算得: $F_2 = 21.1773$ 、 $F_1 = 2.1139$. 查 F 分布表得: $F_{0.05}(20, 10)$ 为 2.35, $F_{0.05}(16, 10)$ 为 2.49. 由此可知, $F_2 > F_{0.05}(20, 10)$, 拒绝 H_2 ; 又因为 $F_1 < F_{0.05}(16, 10)$, 因而不能拒绝 H_1 . 所以, 本研究采取变截距模型.

3.3.2 Hausman 检验

经 F 检验判定, 本研究应选择变截距模型, 但究竟选择固定效应还是随机效应又成为一个新的问题, 而采用 Hausman 检验可迎刃而解. 该检验的两个假设如下:

H_0 : 个体影响与解释变量无关;

H_1 : 个体影响与解释变量相关.

在显著性水平给定的前提下, 若计算出的 Hausman 统计量大于卡方值, 则拒绝 H_0 , 应选择固定效应模型; 若计算出的 Hausman 统计量小于卡方值, 则不能拒绝 H_0 , 应选择随机效应模型. 无需人工计算, Hausman 检验可直接又方便地进行, 检验结果如表 3 所示.

表 3 Hausman 检验

Tab. 3 Hausman test

Test Summary	Chi - sq. Statistic	Chi - sq. d. f.	Prob.
Cross - section random	123.007691	4	0.0000

由表 3 可知, Hausman 统计量的卡方值为 123.007691, 概率值为 0.0000, 均在 1% 水平下显著拒绝随机效应模型的原假设. 因此, 本文选择固定效应模型.

3.3.3 回归结果分析

综合 F 检验和 Hausman 检验结果, 本文选择变截距固定效应模型, 并借助 EVIEWS9.0 软件, 基于皖南地区 5 个城市 2014—2020 年的面板数据, 探讨城镇化发展对城乡收入差距的影响. 回归分析的主要结果如表 4 所示.

表 4 面板数据回归

Tab. 4 Panel data regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
C	14.370310	2.724088	5.275273	0.0000
URB	-0.020645	0.010546	-1.957519	0.0611
LGPDP	0.814712	0.298328	2.730931	0.0112
LGG0V	-1.039492	0.261810	-3.970413	0.0005
INS	-0.051230	0.027678	-1.850950	0.0756
FIXED EFFECTS(Cross)				
MAANSHAN - C	0.083252			
WUHU - C	0.425926			
XUANCHENG - C	0.293153			
CHIZHOU - C	-0.555316			
HAUNGSAN - C	-0.247015			

由表 4 可知, 模型的拟合优度达到了 0.915535, $Ad - R^2 = 0.889546$, 解释了城镇化发展、经济发展水平、政府干预和产业结构等对城乡收入差距影响的 88.95%; $F = 35.22766$, 伴随概率 $P = 0.0000$, 模型在 1% 水平上整体显著. 回归结果还显示, $D. W. = 1.9749$, 无自相关现象. 从总体看, 该模型具有较强的解释能力. 城镇化发展 URB 的估计系数为负, 通过 10% 水平显著性检验. 这意味着, 对皖南地区 5 个城市而言, 城镇化发展每增加 1 个单位, 即城镇化率每提升 1 个百分点, 城乡收入差距 GAP 降低 0.020645

个单位,城镇化发展显著缩小城乡收入差距.其原因可能是:城镇化发展能够促进城乡劳动力平等就业,将低廉的农村劳动力吸引至城镇,拓宽了农民的就业渠道,农民进城经商或务工获得的非农生产收入往往高于农业生产收入;农村劳动力的转移会带来农村人均耕地面积的提高,以及农业边际生产效率的提升,带动了留守农村从事农业生产农民收入的增加,且转移到城里的农民的土地经营权流转与土地征用等也增加了其财产性收入;农民进城增加了劳动力供给,缓解了城镇劳动力市场的竞争,降低了劳动力市场的工资水平,从而有利于缩小城乡收入差距.

由表4还可以看出,LGPGDP的估计系数为0.814712,通过5%水平显著性检验,说明皖南地区5个城市处于经济未充分发展阶段,正处于趋向库兹涅茨倒“U”型曲线的拐点,以致经济发展显著扩大了城乡收入差距;LGGOV的估计系数为-1.039492,通过1%水平显著性检验,其原因可能是,随着地方政府一系列“三农”政策的推出与实施,财政支农支出增加,从而改善了农村的生产条件,提升了农业的生产效率,扩展了农民的就业渠道,促进了农村经济增长与农民收入增加,进而缩小了城乡收入差距;INS的估计系数为-0.05123,通过10%水平显著性检验,其原因可能是,随着经济的不断增长,第一产业比重持续下降并逐渐释放农村劳动力,第二三产业不断升级且规模日益扩大,提供了更多的就业岗位吸纳农民,从而有利于缩小城乡收入差距.

从理论上讲,面板回归方程截距项度量解释变量URB、LGPGDP、LGGOV、INS引起被解释变量GAP变化的基础效应(自发增长水平).截距项数值的大小反映URB、LGPGDP、LGGOV、INS引起GAP变化的基础效应强度的不同与差距,截距项数值愈大,基础效应愈强,截距项数值愈小,基础效应则愈弱.由表4可知,模型的公共截距项为14.37031,各市的截距项均为正值,芜湖市、宣城市、马鞍山市、黄山市与池州市分别偏离公共截距项0.425926、0.293153、0.083252、-0.247015、-0.555316.5个城市的截距项显然不同,即5个城市的城镇化发展对城乡居民收入差距的个体影响具有明显的分异性,按照从大到小的顺序依次为:芜湖市14.796236、宣城市14.663463、马鞍山市14.453562、黄山市14.123295、池州市13.814949.

4 结论与建议

本文运用EViews9.0软件,基于2014—2020年皖南地区(除铜陵市外)5个城市的面板数据,经F检验和Hausman检验,选取变截距固定效应模型,实证探讨城镇化发展对城乡收入差距的影响.结果表明,皖南地区5个城市城镇化发展URB、经济发展水平LGPGDP、政府干预LGGOV、产业结构INS与城乡收入差距GAP之间存在着长期稳定的均衡关系,城镇化发展能够显著缩小城乡收入差距,5个城市的城镇化发展对城乡收入差距的个体影响具有明显的分异性.政府干预、产业结构显著缩小了城乡收入差距,经济发展水平显著拉大了城乡收入差距.基于此,本文提出以下建议:

第一,加快城镇化发展,缩小城乡收入差距.首先,坚持城乡统筹发展,科学配置各类城乡资源,继续深化改革户籍制度,约束城乡人口自由流动的各项制度,努力实现城乡居民均等化的基本公共服务与社会福利保障待遇,积极推动工业反哺农业,充分发挥城镇化的市场需求效应与辐射效应,逐步建立以工促农、以城带乡、城乡一体化发展的新型城乡关系,以有效舒缓城乡不均衡发展问题,从而迈向共同富裕;其次,皖南地区经济发展相对滞后,城镇化水平相对偏低,各市应以产业联动为基础,坚持“一外围多中心”的城镇群发展模式,坚持开放与动态的产业关联式的城镇网络化途径,以大中城市为依托带动周围的中小城镇,进而辐射广大的农村地区,促进城乡协调发展与缩小城乡收入差距;最后,从皖南地区的地理环境看,其地形地貌以山地丘陵为主,地广人稀,适宜以小城镇为载体,不断完善基础设施,积极扩大乡镇企业规模,将大中城市的科技方法与知识信息由小城镇传递到农村,吸纳农村剩余劳动力的迁移,当条件成熟后,还可进一步转移至大中城市,逐步消除城乡二元结构^[14].

第二,优化产业结构,推动区域经济增长.二三产业对GDP的比值可衡量产业结构高级化程度.二三产业的协调发展与优化升级,可创造更多的就业岗位,吸纳更多的乡村富余劳动力,必将促进区域经济增长,最终越过库兹涅茨拐点而缩小城乡收入差距.依据皖南地区的经济状况和资源禀赋,应重点发展中小企业和乡镇企业,提升工业化程度,大力发展现代服务业,拓展服务产业链条.皖南地区的长江、黄山、

九华山、徽商文化,以及以棠樾牌坊群为代表的古牌坊举世闻名,应充分利用自身的资源优势,有效发挥旅游业对农村剩余劳动力的巨大吸收能力;皖南地区乡村风景优美,新四军与皖南红军革命事迹众多,以西递、宏村为代表的古村落与以胡氏宗祠为代表的古宗祠蜚声省内外,天然适宜发展乡村旅游和红色旅游,助力乡村振兴,从而缩小城乡收入差距。

第三,合理配置财政支出,促进农民收入增长。首先,结合各市实际情况,加强农村公路及农田水利等基础设施建设,扩大大型农业机械和配套机具的财政补贴,推广实用农业生产技术及农业机械实际操作能力,改善农业生产条件与生产方式,促进农业生产发展与农民收入增长。其次,进一步完善新型农村医疗保险制度,努力构建覆盖城乡居民的社会保障体系,提高土地征用补偿标准,以保证农民分享城市化发展过程中的土地增值收益。最后,构建农民工技术技能培训平台,加强技术技能培训与职业教育,提升农民工的综合素质,增强农民工在城镇就业的自信心和竞争力;搭建适于农民工求职的公共服务平台,提供适合农民工的就业信息,提高农民工的就业率;确保农民工与城镇职工同工同酬,保证在城镇务工的农民工能够获得诸如子女受教育、医疗保险和基本养老保险等基本公共服务;建立与完善农民工公租房与廉租房等保障性住房政策,切实提高农民工群体的整体福利。

参考文献:

- [1] 刘赛红,朱建.金融发展、城镇化与城乡居民收入差距关系实证[J].经济地理,2017,37(8):46-52.
- [2] 柴洪,李滋婷,杨林娟.甘肃省新型城镇化对城乡收入差距的影响研究[J].技术创新与管理,2020,41(1):91-97.
- [3] 王翌秋,刘蕾.南京市金融发展、城镇化与城乡居民收入的实证分析[J].江苏农业科学,2016,44(3):491-495.
- [4] 刘呈庆,任玲.城镇化、房价与城乡收入差距[J].经济与管理评论,2021(4):58-69.
- [5] 曾珠,胡通伟.城镇化对城乡居民收入差距影响的区域差异性分析[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2018(1):20-28.
- [6] 马强,王军.城镇化缩小城乡收入差距的机制与效应——基于中国271个城市面板数据的分析[J].城市问题,2018(10):12-19.
- [7] CLARKE G, XU L C, ZOU H F. Finance and income inequality: What do the data tell us[J]. Southern Economic Journal, 2006 (72): 578-596.
- [8] 吕雁琴,赵斌.数字普惠金融与城乡居民消费差距[J].金融与经济,2019(11):76-81.
- [9] 唐德祥,王琛,唐弋夫.金融发展对城乡收入差距的地区异质性研究[J].重庆理工大学学报(社会科学),2017,31(7):48-57.
- [10] 孙敬水,马淑琴.计量经济学[M].北京:清华大学出版社,2018:419-421.
- [11] 王荣德,查建华,刘艳云,等.新型城镇化背景下智慧城市建设研究——以浙江省湖州市为例[J].湖州师范学院学报,2017,39(3):12-15.

The Influence of Urbanization on Urban – rural Income Gap

——Empirical Analysis Based on Panel Data in Southern Anhui

LIU Jiong, NIU Zicheng, WU Haijun

(Department of Tourism and Commerce, Xuancheng Vocational and Technical College, Xuancheng 242000, China)

Abstract: Using the panel data of five cities in southern Anhui except Tongling City from 2014 to 2020, this paper empirically discussed the Influence of urbanization on urban – rural income gap. The results show that there is a long – term and stable equilibrium relationship between the urbanization development and the urban – rural income gap in the five cities in southern Anhui. The urbanization development of the five cities has significantly reduced the urban – rural income gap, and has different individual effects. Accelerating the development of urbanization, optimizing the industrial structure and increasing financial support for agriculture are conducive to narrowing the urban – rural income gap in the five cities in southern Anhui.

Keywords: urbanization; Urban – rural income gap; variable intercept fixed effect model; southern Anhui

[责任编辑 高俊娥]