

经济新常态下城镇化与居民消费的实证分析

葛 蕾, 陶小马, 汪 宏

(同济大学 经济管理学院, 上海 200092)

摘要: 基于经济新常态的特点, 构建了新型城镇化对于居民消费水平影响的模型, 并利用 2012—2014 年省级面板数据进行了实证检验。研究发现, 在经济新常态的约束下, 城镇化的发展可以显著提高农村的人均消费水平而无法显著提高城镇居民消费水平。稳健性检验进一步发现, 城镇化进程可以提高沿海和内陆省份农村居民消费; 并且对于经济发展水平不同省份的农村居民消费也具有正向推动作用; 加入滞后项后城镇化发展对农村和城镇居民消费具有正向和负向的影响。

关键词: 经济新常态; 城镇化; 消费

中图分类号: F291

文献标志码: A

An Empirical Study on Urbanization and Consumption of Residents Under New Economic Normality

GE Lei, TAO Xiaoma, WANG Hong

(School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: A model was built to test the effects of new type of urbanization on both rural and urban consumption in China considering the characteristics of the new economic normality, and an empirical research was conducted with the panel data of China's provinces ranging from 2012 to 2014. It is found that under new economic normality, urbanization rather than urban consumption increases rural consumption. Moreover, the robust tests show that urbanization can improve rural consumption of both the coastal and inland provinces. Furthermore, it can also increase rural consumption of different income provinces. However, it has both positive and negative effects on rural and urban consumptions if adding lags.

Key words: new economic normality; urbanization; consumption

设是中国经济转型调整结构的重要问题。中国经济正处于特殊发展阶段, 即经济增长速度换挡期、结构调整阵痛期与前期刺激政策消化期三期叠加的阶段。经济新常态是指经济增速将保持中高速增长水平, 它是我国经济发展到一定阶段的必然结果, 是一种不可逆转的规律性现象。且经济新常态将影响到城镇化进程产业结构、技术升级、资本边际效率提升等多个方面。本文拟在经济新常态背景下, 研究经济发展新特点对于城镇化进程的影响, 分析在经济新常态的约束下, 城镇化的发展是否有利于居民消费的提高。

经济新常态影响城镇化进程的最直接因素是劳动力转移速度的减缓^[1]。因此, 经济增长新的引擎应当是注重提高国内消费需求, 给予转移劳动力同样的公共服务。对于全球化背景下产业的不断转型升级, 万广华等^[2]发现经济全球化加大了地区间的收入差距。经济新常态的另一重要特点是资本对外投资, 裴长洪^[3]提出, 经济新常态下不应当再以贸易投资数量增长作为衡量经济发展的评价标准, 应当优化贸易结构, 把服务贸易发展纳入评价体系。针对经济新常态的特点, 中国经济的转型升级要进一步挖掘经济的增长潜力, 从结构转变、提高要素配置效率、完善制度供给、发挥规模经济优势等方面入手, 让创新和市场体制建设成为经济发展的动力机制^[4]。

现阶段关于城镇化的研究主要集中在城镇化进程与产业结构的关系以及对收入差距和消费的影响上。如“工业化与城市化协调发展研究”课题组^[5]研究发现, 中国城市化并没有严重滞后于工业化的发展, 城市化的上升与非农就业率相关性较高。顾乃华^[6]认为制度变迁在省份之间的不均匀分布会导致城市服务业发展的不均衡。雷潇雨等^[7]发现城镇化发展可以推动城市消费水平, 但城镇化速度过快则

在经济新常态背景下如何高质量推进城镇化建

收稿日期: 2015-11-09

第一作者: 葛 蕾(1980—), 女, 博士生, 主要研究方向为城镇化理论。E-mail: windy_ge0905@163.com

通讯作者: 陶小马(1954—), 男, 教授, 博士生导师, 管理学博士, 主要研究方向为城市化发展, 区域经济等。E-mail: tzunitj@163.com

会阻碍消费水平增长,并且东部城市通过提高农民待遇才能促进消费增长.潘明清等^[8]认为城镇化的积聚效应能够促进居民消费.

1 理论模型

在经济新常态背景下,中国经济仍然存在有城乡二元结构现象,农村劳动力向城市工业部门和第三产业部门转移,但随着时间的推移,农村劳动力向城镇转移的速度会逐渐降低,转移劳动力也不再是无限供给.中国经济体的第三产业正在快速发展,工业经济正在向服务业经济转变.而中国经济三种产业的技术均与世界最先进技术有一定差距,为适应升级版的经济全球化趋势,中国产业经济必须继续不断引进国外先进技术.并且中国经济资本输出不断增加,不再只是商品输出.在中国,第一产业基本集中在农村经济部门,绝大部分第二和第三产业集中在城镇经济部门,为简便,假定农村经济部门只从事第一产业,城镇经济部门从事第二和第三产业.无论是对于农村经济部门还是城镇经济部门,经济增长都会受到资本、劳动力和技术的影响,因此构建经济发展受资本、劳动力和技术影响的柯布道格拉斯模型,如公式(1)所示.

$$Y_{i,t} = K_{i,t}^{\alpha} (A_{i,t} L_{i,t})^{1-\alpha} \quad (1)$$

式中: $Y_{i,t}$ 表示部门 i ($i=1,2,3,4$,分别表示第一、第二、第三和国外产业部门)在第 t 期的产出; $K_{i,t}$, $A_{i,t}$ 和 $L_{i,t}$ 分别表示部门 i 在第 t 期资本、技术和劳动力的数量; α 表示资本对产出水平的贡献, $1-\alpha$ 表示技术和劳动力对产出水平的贡献,且 $0 < \alpha < 1$.

1.1 技术要素

中国要推进三种产业部门的发展,必须引进并且利用国外的先进技术.国外先进产业的技术增长率,如公式(2)所示.

$$\dot{A}_{4,t} = a_4 L_4 A_{4,t} \quad (2)$$

式中: $A_{4,t}$ 表示国外产业部门在第 t 期的技术水平; L_4 表示国外产业部门的劳动力数量; a_4 为参数.

假定国内三种产业部门在新一轮技术变革背景下,引进并使用国外经济部门先进技术.三种产业部门的技术增长率如公式(3)所示.

$$\begin{cases} \dot{A}_{1,t} = a_1 L_1 (A_{4,t} - A_{1,t}) \\ \dot{A}_{2,t} = a_2 L_2 (A_{4,t} - A_{2,t}) \\ \dot{A}_{3,t} = a_3 L_3 (A_{4,t} - A_{3,t}) \end{cases} \quad (3)$$

式中: $A_{i,t}$ 表示第 i 产业部门在第 t 期的技术水平;

$\dot{A}_{i,t}$ 表示第 i 产业部门在第 t 期时技术增长率; a_i 表示第 i 产业部门的参数.一般而言, $a_4 L_4 > a_3 L_3 > a_2 L_2 > a_1 L_1$,表示国外产业部门的技术生产率高于国内三种产业部门,且第三产业和第二产业技术生产率高于第一产业技术生产率,同时 $0 < a_i < 1$,避免技术爆发式增长.在处理技术要素的变化时,假定资本和劳动力要素都为常数,其变化不会影响技术要素的变化.国内三种产业与国外产业的技术差距或者国内产业可以获得的技术用公式(4)来表示.

$$Z_{i,t} = \frac{A_{4,t}}{A_{i,t}} \quad (4)$$

对公式(4)取导数可以得到公式(5).

$$\dot{Z}_{i,t} = \frac{\dot{A}_{4,t} A_{i,t} - A_{4,t} \dot{A}_{i,t}}{(A_{i,t})^2} = a_4 L_4 Z_{i,t} - a_i L_i (Z_{i,t})^2 + a_i L_i Z_{i,t} \quad (5)$$

当国内产业技术引用并使用国外产业技术达到一定的均衡状态时,即 $\dot{Z}_{i,t} = 0$,可以由公式(5)得到公式(6),即

$$Z_{i,t} = \frac{A_{4,t}}{A_{i,t}} = 1 + \frac{a_4 L_4}{a_i L_i} \quad (6)$$

式中: $Z_{i,t}$ 表示第 i 产业部门在第 t 期达到均衡增长率时与国外产业部门的技术差距.

1.2 资本要素

随着商品出口的不断增长,人民币在汇率改革以来不断升值,低成本的商品生产及出口优势在逐渐变小.在经济新常态下,中国对外资本投资也在不断增加.在本文构建的生产模型中,假定三种产业经济均有对外资本投资,并分析对外投资对产出的影响.简化起见,还假定投资者只投资一期即收回收益来投资到国内生产.国内产业部门没有投资国外与投资国外的生产模型如公式(7)所示.

$$\begin{cases} Y_{i,t} = K_{i,t}^{\alpha} (A_{i,t} L_{i,t})^{1-\alpha} \\ Y_{i,t}^f = [(1-s)K_{i,t}]^{\alpha} (A_{i,t} L_{i,t})^{1-\alpha} \end{cases} \quad (7)$$

式中: $Y_{i,t}$ 和 $Y_{i,t}^f$ 分别表示没有投资国外与投资国外时第 i 产业部门在第 t 期的产出水平; s 表示投资者投资到国外产业的份额.投资到国外资产和国内资产到期后获得的收益如公式(8)所示.

$$\begin{cases} \Delta K_{i,t}^f = (1+r_f)sK_{i,t} \\ \Delta K_{i,t} = (1+r_d)sK_{i,t} \end{cases} \quad (8)$$

式中: $\Delta K_{i,t}^f$ 和 $\Delta K_{i,t}$ 分别表示投资国外和投资国内产业的资本回报; r_f 和 r_d 分别表示投资国内产业与投资国外产业的回报率.其中投资到国内的资产一般是企业自身,与国外产业投资收益的格式相同.一般而言,国外产业投资的收益高于国内产业投资时,企

业才会选择投资到国外产业,因此有 $(1+r_f) > (1+r_d)$,从而得到 $\Delta K_{i,t}^f > \Delta K_{i,t}$. 当第 t 期投资收益在第 $t+1$ 期时重新投入到生产时,得到的生产函数如公式(9)所示.

$$\begin{cases} Y_{i,t+1}^f = [K_{i,t+1} + (1+r_f)sK_{i,t}]^a (A_{i,t+1}L_{i,t+1})^{1-a} \\ Y_{i,t+1} = [K_{i,t+1} + (1+r_d)sK_{i,t}]^a (A_{i,t+1}L_{i,t+1})^{1-a} \end{cases} \quad (9)$$

从式(9)中可以看出, $Y_{i,t+1}^f > Y_{i,t+1}$,说明在两期投资模型中,投资到收益较高的国外产业部门能够提高企业的收益.

1.3 劳动力要素

在当前的城镇化进程中,农村劳动力向城镇转移的速度有所减慢,且不再是城镇化初期的无限供给,其增长函数是关于劳动力转移供给的凹函数. 并且在中国经济转型升级过程中,第三产业得到较快发展,不仅第一产业劳动力向第二和第三产业转移,部分第二产业劳动力也向第三产业转移,虽然这与城镇化进程速率结果无关,但与城镇化进程质量有关. 因此把劳动力在三种产业之间的转移表示为公式(10).

$$\begin{cases} Y_{1,t} = K_{1,t}^a (A_{1,t}L_{1,t})^{1-a} \\ Y_{1,t+1} = K_{1,t+1}^a [A_{1,t+1}(L_{1,t+1} - l_{12,t} - l_{13,t})]^{1-a} \\ Y_{2,t} = K_{2,t}^a (A_{2,t}L_{2,t})^{1-a} \\ Y_{2,t+1} = K_{2,t+1}^a [A_{2,t+1}(L_{2,t+1} + l_{12,t} - l_{23,t})]^{1-a} \\ Y_{3,t} = K_{3,t}^a (A_{3,t}L_{3,t})^{1-a} \\ Y_{3,t+1} = K_{3,t+1}^a [A_{3,t+1}(L_{3,t+1} + l_{13,t} + l_{23,t})]^{1-a} \end{cases} \quad (10)$$

式中: $l_{nm,t}$ 为在第 t 期期末由第 m 产业转移到第 n 产业的劳动力数量. 在城镇化进程中,第一产业的劳动力净流出,第三产业的劳动力净流入,流入的劳动力除了第一产业还有部分来自第二产业,而在经济新常态背景下,第二产业除了来自第一产业的劳动力流入,还有部分自第二产业流入第三产业,因此第二产业的劳动力净流入数量难以确定,但就目前而言,劳动力净流入更符合实际. 具体表现形式如公式(11)所示.

$$\begin{cases} l_{1,t} = -l_{12,t} - l_{13,t}; -\frac{\partial l_{1,t}}{\partial t} < 0 \\ l_{2,t} = l_{12,t} - l_{23,t}; \frac{\partial l_{2,t}}{\partial t} \geq \text{或者} \leq 0 \\ l_{3,t} = l_{13,t} + l_{23,t}; \frac{\partial l_{3,t}}{\partial t} > 0 \end{cases} \quad (11)$$

1.4 消费者效用

消费者会根据当期收入以及未来收入来调整消费,以达到对当期和未来消费效用的最大化. 假定消

费者短视,仅能根据当期收入和下一期收入来选择消费,因此消费者的效用函数如公式(12)所示.

$$\begin{aligned} \max E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \lambda^t u(t) \right\} \\ \text{s. t. } C_{t+1} = (1+r)(W_t - C_t) + W_{t+1} \end{aligned} \quad (12)$$

式中: λ 表示折旧参数; $u(t)$ 为消费者的效用函数,递增,严格凹性,并且 $u'(0) = \infty$; C_t 表示消费者在第 t 期的消费水平; W_t 表示消费者在第 t 期的收入水平; r 为利率. 根据公式(12)可以到劳动力转移后消费者的消费函数公式,见公式(13).

$$C = \frac{1+r}{2+r}W_t + \frac{1}{2+r}W_{t+1} \quad (13)$$

为对比消费者转移后三种产业劳动者的消费情况,需对比劳动力转移前后工资收入水平. 公式(14)给出了劳动力转移前后一期消费者的工资收入情况. 对于第一产业部门,从公式无法直接判定消费者的收入情况,如果资本的增加和技术的提高可以弥补劳动力净流出对产出的影响,则工资水平将会提高;对于第二产业,如果处于劳动力净流入的状态,则工资水平会提高;而第三产业由于技术提高、资本增加以及劳动力的净流入,消费者收入会提高,从而消费也会比劳动力转移进来之前高.

$$\begin{cases} W_{1,t} = \frac{\partial Y_{1,t}}{\partial L_{1,t}} = (1-\alpha)K_{1,t}^a A_{1,t}^{1-a} L_{1,t}^{-a} \\ W_{1,t+1} = (1-\alpha)[K_{1,t+1} + (1+r_f)sK_{1,t}]^a \cdot \\ \quad \left[\left(1 + \frac{a_4 L_4}{a_1 L_1}\right) A_{1,t+1} \right]^{1-a} (L_{1,t+1} - l_{12,t} - l_{13,t})^{-a} \\ W_{2,t} = \frac{\partial Y_{2,t}}{\partial L_{2,t}} = (1-\alpha)K_{2,t}^a A_{2,t}^{1-a} L_{2,t}^{-a} \\ W_{2,t+1} = (1-\alpha)[K_{2,t+1} + (1+r_f)sK_{2,t}]^a \cdot \\ \quad \left[\left(1 + \frac{a_4 L_4}{a_2 L_2}\right) A_{2,t+1} \right]^{1-a} (L_{2,t+1} + l_{12,t} - l_{23,t})^{-a} \\ W_{3,t} = \frac{\partial Y_{3,t}}{\partial L_{3,t}} = (1-\alpha)K_{3,t}^a A_{3,t}^{1-a} L_{3,t}^{-a} \\ W_{3,t+1} = (1-\alpha)[K_{3,t+1} + (1+r_f)sK_{3,t}]^a \cdot \\ \quad \left[\left(1 + \frac{a_4 L_4}{a_3 L_3}\right) A_{3,t+1} \right]^{1-a} (L_{3,t+1} + l_{13,t} + l_{23,t})^{-a} \end{cases} \quad (14)$$

2 实证模型与数据

本文研究的主要内容是在经济新常态下,城镇化进行的发展对居民消费的影响. 为此构建了如下回归方程:

$$C_{i,t} = a + \beta X_t + \gamma D_{i,t} + \varepsilon_t \quad (15)$$

式中: $C_{i,t}$ 表示在第 t 期 i 部门的居民消费水平; X_t

表示第 t 期的城镇化率; $D_{i,t}$ 是城镇化率的滞后项,在稳健性检验中包含此变量; α 是回归常数项; β 为城镇化率的回归系数,用来衡量城镇化进程对居民消费的影响; γ 表示城镇化滞后期的回归系数,用来衡量城镇化对居民消费的后续影响; ε_t 是回归误差项。

本文的数据来源于《中国统计年鉴》(2006—2015)。在确定数据的时间跨度时,一般认为经济新常态开始于 2012 年,此时中国经济增长速度开始放缓。因此,利用 2012—2014 年的数据作了实证检验,并且利用 2005—2014 年的数据做了稳健性检验。数据类型为面板数据,包括中国 31 个省、市、自治区的样本数据,具体的统计性描述如表 1 所示。

由表 1 可以看出,在 2012—2014 年经济新常态阶段,省级面板数据统计得到的城镇化率为 54.5%。

北京、上海和天津三大直辖市的城镇化率远远高于其他省份,北京和上海的城镇化率在 2014 年底接近 90%;其他一些省份如辽宁、江苏、浙江、福建和广东的城镇化率也都超过了 60%;除西藏外,贵州、云南和甘肃的城镇化率也相对较低,约为 40%左右。对于消费水平,城镇消费水平普遍高于农村消费水平。其中上海和北京的城镇消费水平远高于其他省份,上海 2014 年城镇人均消费超过 35 000 元;贵州、云南、西藏和甘肃的城镇人均消费水平低于 10 000 元。2014 年农村消费水平最高的省份仍是北京和上海,接近 15 000 元,贵州、云南、西藏和甘肃农村消费水平仍然处于末位。在经济新常态背景下,城镇消费水平的均值和中值仍远高于农村消费水平的均值和中值。对比 2005—2014 全部样本,结果与 2012—2014 年的样本统计结果基本一致。

表 1 变量统计性描述

Tab.1 Statistical description of variable

变量	时间段/年	均值	中值	最小值	最大值	方差	偏度	峰度	观测值
城镇化率	2012—2014	54.5%	52.6%	22.8%	89.6%	189.2	0.733	3.906	93
	2005—2014	50.3%	48.0%	20.9%	89.6%	220.9	0.855	3.740	310
农村消费	2012—2014	11 849.3 元	8 898.2 元	3 098.2 元	35 182.4 元	4.52×10^7	1.073	4.004	93
	2005—2014	6 657.3 元	4 703.3 元	1 532.0 元	35 182.4 元	2.98×10^7	2.064	7.928	310
城镇消费	2012—2014	16 651.1 元	16 581.0 元	4 822.1 元	41 464.0 元	5.86×10^7	0.812	3.812	93
	2005—2014	14 116.3 元	12 795.7 元	4 822.1 元	41 464.0 元	4.00×10^7	1.407	5.427	310

表 2 农村和城镇人均消费与城镇化的回归结果

Tab.2 Regressions of rural and urban consumption and urbanization

消费部门	城镇消费	城镇消费	农村消费	农村消费
时间段/年	2012— 2014	2005— 2014	2012— 2014	2005— 2014
城镇化率	-4 066.1*** (625.6)	607.8*** (64.8)	4 579.8*** (446.2)	895.0*** (55.7)
常数项	238 157*** (34 087.7)	-16 451*** (3 269.3)	-237 642*** (24 311.5)	-38 357*** (2 806.5)
R^2	0.280 4	0.461 7	0.332 5	0.343 2
F 检验	2.05	3.58	3.70	6.55
Hausman 检验	48.89	23.47	93.60	162.87
P 值	0	0	0	0
观测值	93	310	93	310
组数	31	31	31	31

注:1 Hausman 检验说明回归均采用 FE 检验;2 括号内数值为标准差;3*, **, *** 分别表示通过了 10%、5% 和 1% 置信水平检验;4 Hausman 检验的零假设是 FE 与 RE 估计系数无系统性差异;5 常数项为回归之后的截距数值。下同表 3~8。

3 实证检验结果及分析

3.1 回归结果

表 2 是 31 个省份 2012—2014 年与 2005—2014 年农村和城镇人均消费对城镇化进程的回归结果,通过 Hausman 检验来判断采用固定效应(FE 检验)还是随机效应(RE 检验)估计更加适合样本回归。

结果显示,在 2012—2014 年经济新常态背景下,随着城镇化的推进,农村人均消费有显著上升,而城镇人均消费有显著下降。这与 2005—2014 年的样本回归结果不一致,2005—2014 年样本回归结果显示,随着城镇化进程的发展,农村和城镇的人均消费均随着城镇化的发展而提高。经济新常态下城镇消费水平并未有显著提高。2005—2014 的样本回归结果与多数其他文献结论一致,即城镇化的发展提高了城镇和农村的居民消费水平。

3.2 稳健性检验

利用稳健性检验,验证省份的地理位置、经济发展差异及城镇化的后续影响对回归结果的影响。

表 3 是 2012—2014 年沿海省份与内陆省份城镇化发展对居民消费的影响。从回归结果可以看出,城镇化的发展对沿海省份和内陆省份的农村居民消

表 3 分区域稳健性检验

Tab.3 Robust tests of coastal and inland provinces

区域	沿海省份	沿海省份	内陆省份	内陆省份
消费部门	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费
检验方法	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验
城镇化率	-5 371.6*** (1 646.6)	5 400.1*** (1 042.5)	-3 646.9*** (567.0)	4 316.433*** (465.0)
常数项	358 609*** (103 848.4)	-326 117*** (65 745.9)	196 331*** (28 216.1)	-204 326*** (23 138.7)
R ²	0.251 1	0.350 1	0.180 2	0.223 3
F 检验	1.57	2.99	2.88	4.54
Hausman 检验	12.10	23.84	47.19	78.02
P 值	0.000 5	0.074 4	0	0
观测值	33	33	60	60
组数	11	11	20	20

注:沿海的省份有辽宁、河北、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西和海南。

费均有正向影响,并且回归结果显著;而对于城镇消费水平具有负向影响作用,说明在经济新常态背景下,沿海省份和内陆省份的城镇化无法推动城镇消费。另外,沿海省份多数为经济较发达的省份,城镇

人均消费已经达到较高的水平,城镇化推动城镇消费的边际贡献较小,城镇消费水平不再随着城镇化进程发展而显著提高。

表 4 是按照 2014 年底人均收入水平把各省分为收入高、中、低 3 组的回归结果。对于人均收入较高、适中以及较低的省份,城镇化的发展对于农村的人均消费均有显著的正向推动作用,而对于 3 组的城镇消费水平具有显著的负向影响。这与前文的研究结论一致。不同之处在于城镇化对于不同人均收入省份的边际推动作用,对人均收入最高省份的边际推动作用最大,收入适中省份其次,最小为收入较低省份。并且对于城镇居民的消费水平边际推动均大于农村的边际消费水平。在城镇化过程中,人均收入较低的省份也多是人口净流出的省份,而人均收入较高的地区,如北京和上海等,多是人口净流入的省份,因此城镇化的发展对经济发达省份的消费推动更加显著,边际效用也更大。

表 4 人均收入分组稳健性检验

Tab.4 Robust tests of high, middle and low income provinces

区域	人均收入 最高省份	人均收入 最高省份	人均收入 适中省份	人均收入 适中省份	人均收入 较低省份	人均收入 较低省份
消费部门	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费
检验方法	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验
城镇化率	-6 675.7*** (2 331.5)	6 510.1*** (1 587.0)	-4 080.9*** (708.7)	4 637.5*** (565.9)	-3 260.2*** (543.2)	3 953.4*** (27.4)
常数项	485 013*** (161 595.5)	-434 755*** (109 996.5)	227 417*** (36 955.4)	-231 716*** (29 509.6)	153 876*** (23 429.4)	-161 179*** (17 956.6)
R ²	0.157 1	0.253 7	0.021 9	0.052 4	0.001 2	0.076 4
F 检验	1.24	2.15	3.80	7.01	3.92	8.53
Hausman 检验	9.00	15.28	33.67	70.07	38.22	88.86
P 值	0.002 7	0.000 1	0	0	0	0
观测值	30	30	30	30	33	33
组数	10	10	10	10	11	11

注:2014 年人均收入较高的省份有天津、上海、北京、江苏、浙江、内蒙古、广东、辽宁、福建、山东;收入适中的省份有吉林、重庆、湖北、河北、陕西、宁夏、黑龙江、山西、新疆、湖南;较低的省份有青海、河南、江西、四川、广西、安徽、甘肃、云南、贵州、海南和西藏。

接下来的回归加入了城镇化率滞后一阶、二阶和三阶变量,以观察城镇化进程是否对居民消费具有后续影响。表 5 显示了 2012—2014 年样本的回归结果,当包含城镇化率一阶滞后项时,城镇化进程对城镇和农村居民消费水平具有负向影响,且城市的负向影响结果显著;一阶滞后项对城镇和农村居民消费具有正向影响。当包含城镇化率一阶和二阶滞后项时,城镇化率的当期发展和二阶滞后项对农村消费具有显著正向影响作用,对城镇消费具有显著负向影响,一阶滞后项对农村居民消费具有负向影

响,对城镇消费具有正向影响。当包含三阶滞后项时,城镇化率当期、第二期和第三期滞后项对农村居民具有正向影响作用,而对城镇消费具有负向影响作用,而一阶滞后项对农村消费的影响为负值,对城镇居民的消费水平影响显著为正值。

另外,利用 2005—2014 年的数据样本进行了稳健性检验,简要对比分析经济新常态与总体样本的异同。

表 6 是 2005—2014 年城镇化率对内陆省份和沿海省份居民消费的影响。回归系数的正负号与多

表 5 加入滞后期城镇化与消费关系稳健性检验

Tab.5 Robust tests of consumption and urbanization with lags

消费部门	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费
检验方法	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验
城镇化率	-4 288.9** (2 109.3)	5 059.3*** (1 503.1)	-4 759.8** (2 071.7)	5 355.5*** (1 487.3)	-4 600.3** (2 130.5)	5 058.6*** (1 519.1)
城镇化率 一阶滞后	213.4 (1 927.5)	-459.1 (1 373.5)	5 407.7* (3 203.4)	-3 726.4 (2 299.9)	5 416.1* (3 227.1)	-3 742.0 (2 301.0)
城镇化率 二阶滞后			-4 412.2** (2 202.7)	2 775.3* (1 581.4)	-4 195.8* (2 293.9)	2 372.4 (1 635.6)
城镇化率 三阶滞后					-331.4 (890.8)	617.0 (635.1)
常数项	238 912*** (35 037.4)	-239 267*** (24 968.1)	217 685*** (35 794.3)	-225 915*** (25 698.3)	214 092*** (37 329.2)	-219 226*** (26 616.6)
R ²	0.280 4	0.332 3	0.276 6	0.337 6	0.276 0	0.339 5
F 检验	2.01	3.62	2.19	3.45	2.15	3.44
Hausman 检验	48.56	94.02	53.02	90.89	48.30	90.23
P 值	0	0	0	0	0	0
观测值	93	93	93	93	93	93
组数	31	31	31	31	31	31

表 6 2005—2014 年分区域稳健性检验

Tab.6 Robust tests of coastal and inland provinces from 2005 to 2014

区域	沿海省份	沿海省份	内陆省份	内陆省份
消费部门	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费
检验方法	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验
城镇化率	778.7*** (67.4)	1 094.7*** (110.5)	532.6*** (67.4)	807.2*** (62.0)
常数项	-29 051*** (8 334.8)	-56 390*** (6 551.5)	-11 677*** (3 069.2)	-30 956*** (2 825.2)
R ²	0.435 4	0.327 6	0.366 5	0.286 0
F 检验	3.97	8.09	3.03	6.27
Hausman 检验	9.27	63.75	19.96	109.83
P 值	0.002 3	0	0	0
观测值	110	110	200	200
组数	11	11	20	20

数文献的研究结果一致,均为正向,说明城镇化发展提高了农村和城镇居民消费;与经济新常态阶段结果的不同在于经济新常态阶段城镇化进程对城镇消费具有负向影响作用,一定程度上说明经济新常态阶段城镇化不像之前对城镇消费具有显著正向推动作用。

表 7 是 2005—2014 年城镇化发展对收入不同省份的影响。城镇化对农村消费的回归系数符号与经济新常态阶段一致,而对于城镇消费的回归系数负向相反。

表 8 是 2005—2014 年城镇化及其滞后项对居民消费的影响。与经济新常态时期的回归结果类似的是,2005—2014 年城镇化及其滞后项对城镇和农村消费均出现了正向和负向的影响作用。

表 7 2005—2014 年人均收入分组稳健性检验

Tab.7 Robust tests of high, middle and low income provinces from 2005 to 2014

区域	人均收入 最高省份	人均收入 最高省份	人均收入 适中省份	人均收入 适中省份	人均收入 较低省份	人均收入 较低省份
变量	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费
检验方法	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验
城镇化率	907.4*** (168.2)	1 200.1*** (139.4)	548.3*** (92.1)	806.5*** (81.8)	466.7*** (76.6)	774.5*** (67.7)
常数项	-40 524*** (11 073.6)	-69 222*** (9 181.5)	-13 988*** (4 423.0)	-33 150*** (3 926.5)	-6 715** (2 957.0)	-24 790*** (2 614.7)
R ²	0.350 4	0.270 8	0.105 0	0.241 8	0.104 2	0.232 8
F 检验	3.68	6.94	3.18	5.91	2.86	8.17
Hausman 检验	11.66	49.59	25.11	75.75	24.69	102.65
P 值	0.000 6	0	0	0	0	0
观测值	100	100	100	100	110	110
组数	10	10	10	10	11	11

表 8 2005—2014 年加入滞后期城镇化与消费关系稳健性检验
Tab.8 Robust tests of consumption and urbanization with lags from 2005 to 2014

消费部门	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费	城镇消费	农村消费
检验方法	FE 检验	FE 检验	RE 检验	FE 检验	FE 检验	FE 检验
城镇化率	874.7* (451.9)	-41.2 (381.2)	532.4 (452.5)	14.6 (401.0)	738.3 (527.8)	-51.4 (427.4)
城镇化率 一阶滞后	-352.6 (458.1)	1 060.4*** (386.5)	815.7* (667.6)	-213.2 (555.1)	991.9 (708.3)	-187.9** (573.5)
城镇化率 二阶滞后			-1 029.2** (435.3)	1 392.7*** (405.2)	-559.4 (701.1)	540.1 (567.8)
城镇化率 三阶滞后					-1 065.8* (541.9)	1 132.8** (438.8)
常数项	-12 279*** (3 885.6)	-43 551*** (3 277.9)	-2 569.9 (1 823.2)	-50 910*** (3 894.1)	6 458 (6 049.8)	-61 476*** (4 899.1)
R ²	0.468 8	0.344 3	0.471 7	0.345 5	0.132 0	0.343 2
F 检验	2.77	6.48	—	6.56	2.17	6.17
Hausman 检验	8.48	159.98	3.36	178.10	7.85	157.01
P 值	0.014 4	0	0.339 8	0	0.097 3	0
观测值	279	279	248	248	217	217
组数	31	31	31	31	31	31

4 结论

本文构建了经济新常态背景下,城镇化进程对居民消费水平影响的模型,并且利用 2012—2014 年省级面板数据进行了实证检验,发现在经济新常态的约束下,城镇化发展可以提高农村居民的消费水平,而无法显著推动城镇居民的消费水平. 城镇化进程对沿海省份和内陆省份农村居民消费均有正向推动作用,而无法显著推动沿海省份和内陆省份城镇居民的消费水平. 对于经济发展程度不同的省份,城镇化对农村消费具有正向影响作用,而对于城镇消费具有负向影响作用,这与城镇居民消费水平已经达到较高水平有关. 加入城镇化率滞后阶变量后进行回归发现,城镇化进程对城镇和农村居民消费均出现了显著的负向影响作用,说明劳动力转移速度变慢对经济会产生一定的负向影响. 利用 2005—2014 年样本数据做实证检验,得到部分类似结果.

参考文献:

[1] 蔡昉. 城市化与农民工的贡献——后危机时期中国经济增长潜力的思考[J]. 中国人口科学, 2010, 136(1): 2.
CAI Fang. How migrant workers can further contribute to the urbanization: potentials of China's growth in post-crisis era [J]. Chinese Journal of Population Science, 2010, 136(1): 2.
[2] 万广华, 陆铭, 陈钊. 全球化与地区间收入差距: 来自中国的证据[J]. 中国社会科学, 2005, 153(3): 17.
WAN Guanghua, LU Ming, CHEN Zhao. Globalization and

regional inequality: Chinese evidence [J]. Social Science in China, 2005, 153(3): 17.
[3] 裴长洪. 经济新常态下中国扩大开放的绩效评价[J]. 经济研究, 2015, 50(4): 4.
PEI Changhong. The effect evaluation on Chinese expansion openness under economic new normal [J]. Economic Research Journal, 2015, 50(4): 4.
[4] 任保平. 新常态要素禀赋结构变化背景下中国经济增长潜力开发的动力转换[J]. 经济学家, 2015(5): 13.
REN Baoping. Power conversion of the development of China's economic growth potential under the background of the new normal factor endowment structure change [J]. Economist, 2015(5): 13.
[5] “工业化与城市化协调发展研究”课题组. 工业化与城市化关系的经济学分析[J]. 中国社会科学, 2002, 134(2): 44.
The Coordinated Development of Industrialization and Urbanization Research Team. An economic analysis of the relationship between industrialization [J]. Social Sciences in China, 2002, 134(2): 44.
[6] 顾乃华. 城市化与服务业发展: 基于省市制度互动视角的研究 [J]. 世界经济, 2011, 34(1): 126.
GU Naihua. Urbanization and the development of service industry: based on the perspective of interaction between provinces and cities [J]. The Journal of World Economy, 2011, 34(1): 126.
[7] 雷潇雨, 龚六堂. 城镇化对于居民消费的影响: 理论模型与实证分析[J]. 经济研究, 2014, 49(6): 44.
LEI Xiaoyu, GONG Liutang. The effect of urbanization on the household consumption rate: theoretical and empirical analysis [J]. Economic Research Journal, 2014, 49(6): 44.
[8] 潘明清, 高文亮. 我国城镇化对居民消费影响效应的检验与分析[J]. 宏观经济研究, 2014, 182(1): 118.
PAN Mingqing, GAO Wenliang. Inspection and analysis of the effect of urbanization on the consumption of residents in China [J]. Macroeconomics, 2014, 182(1): 118.