

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2013.01.008

城乡居民收入变迁对经济增长影响的实证分析

王军强, 于一, 左 停
(中国农业大学 人文与发展学院, 北京 100193)

摘要: 本文根据 1985~2010 年的经济数据, 利用协整理论、误差修正模型和 Granger 因果检验等方法对城乡居民收入与经济增长之间的互动关系进行了实证分析。研究表明, 从长期来看, 农村居民收入与经济增长之间存在长期稳定的双向因果关系, 而城镇居民收入与经济增长之间只存在单向的因果关系, 而且农村居民收入增长对经济增长的促进作用强于城市居民收入增长带来的作用; 短期内农村居民收入增长对经济增长经历了先阻碍后促进的过程, 而城市居民收入增长虽不断促进经济增长, 但是促进的作用逐渐下降。因此, 在持续增加农村居民收入的同时, 也要兼顾城市居民收入的增长。

关键词: 城乡居民收入; 经济增长; 互动机制; 协整理论

中图分类号: F061.2; F224.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-626X(2013)01-0044-06

一、引言

根据凯恩斯经典的消费理论, 消费者消费量取决于他的边际消费倾向和收入水平, 由于消费者收入在一定时期内不会大增大减, 因此他们的边际消费倾向也不会出现急剧的变化, 所以消费量的变化主要受消费者收入变化的影响。我国当前正处于经济发展方式转型时期, 政府和学界对于依靠拉动内需来促进经济发展已经取得共识, 而内需的关键是居民消费, 居民消费的提高又必须以收入的提高为基础。根据消费边际效用递减原理, 通过构造一条社会的消费效用曲线(如图 1^[1]所示), 则所有的消费品都转换为一个抽象的商品 Q, 那么富人的消费数量将大于穷人的消费数量, 这样, 在社会的消费效用曲线上, 穷人的消费处于较低的位置, 而富人的消费则处于较高的位置。从图 1 可以看出, 穷人收入增加的边际效用大于富人; 一般说来, 低收入者对增加收入的消费弹性最大, 几乎每增加一元的收入都会用于消费。通过城乡居民与富人、穷人的类比可以看出, 研究城乡居民收入变迁对经济增长的

影响将有利于收入初次分配和再分配政策的制定。

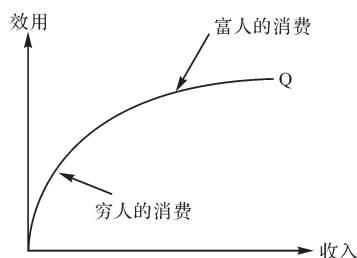


图 1 社会的消费效用曲线

当下学界对城乡居民收入与经济增长之间关系的研究较多, 一些研究者侧重于研究城乡居民收入差距与经济增长的关系, 吕炜等(2011)^[2]认为缩小城乡居民收入差距尽管在中部与西部地区能够有效促进经济增长, 特别是在西部地区, 但在东部地区反而阻滞经济增长; 司志宾等(2007)、李楠等(2008)^{[3][4]}对农村居民收入与经济增长之间关系进行了分析, 认为在确保农村居民整体收入水平提高的基础上, 适当拉开农村居民收入差距对经济增长有促进作用; 胡兵等(2005)^[5]仅研究了农村居民内部

收稿日期: 2012-10-24

作者简介: 王军强(1982-), 男, 山西永济人, 中国农业大学人文与发展学院农村发展与管理专业博士研究生, 主要从事发展质量研究; 于一(1989-), 女, 江苏沭阳人, 中国农业大学人文与发展学院社会保障专业硕士研究生, 主要从事农村社会保障研究; 左停(1964-), 男, 江苏盐城人, 中国农业大学人文与发展学院教授, 博士生导师, 主要从事农村自然资源管理与经济发展的有关政策、机构和社会经济问题的研究。

收入差距与经济增长之间的关系,得出农村居民收入差距拉大会抵消经济增长的减贫成效;喻平(2003)^[6]研究了城乡居民收入与经济发展的关系,得出农民收入的增长对经济发展与扩大内需的作用明显强于城镇居民收入的结论,但却未对城乡居民收入与经济增长之间的相互因果关系进行分析,也未对短期城乡居民收入与经济增长之间的关系进行论证;张效莉等(2006)^[7]研究了新疆城乡居民收入与经济增长之间的关系,认为初始阶段农村居民收入对经济增长的影响强于城镇居民,后期则是城镇居民收入对经济增长影响更大;而杨冬梅(2006)^[8]对城乡居民收入与经济增长之间关系的研究结果表明,经济增长仅与城镇居民收入之间存在长期动态关系并且是其原因,但经济增长与农村居民收入之间不存在长期关系,这是由于她分别对城乡居民收入分别与经济增长进行协整分析而并未对三者进行综合协整分析。基于以上研究,本文拟用协整、格兰杰因果检验和误差修正模型等方法来实证分析我国城乡居民收入变迁对经济增长的影响。

二、变量的选取及相关关系

(一)变量的选取

为了反映经济发展实际水平,文章选取人均GDP(用 Rjgdp 表示)作为经济发展变量,考虑到数据可得性以及城乡居民实际收入水平,城镇居民收入水平变量选择城镇居民人均可支配收入(用 city 表示),^①而农村居民收入水平变量则选择农村居民家庭人均纯收入(用 farm 表示);^②为了剔除价格因素对人均GDP、城市居民人均可支配收入、农村居民人均纯收入的影响,文章分别选取居民消费价格指数、城镇居民消费价格指数以及农村居民消费价格指数对三个变量进行平减处理,所有三个变量均以1985年为基期(1985=100)。本文以1985~2010年这26年作为样本,之所以选取1985年为起点,主要是考虑到数据的可获得性和改革开放初期市场机制尚未形成、经济生活中不确定因素较多。所有原始数据都来自于各期《中国统计年鉴》。研究中的数据计量分析采用 eviews6.0 软件运算处理获得。

由表1数据可知,除1989年外,农村居民实际人均收入与人均GDP在其他年份均呈增长趋势,城镇居民实际人均收入除1988、1989年外也呈增长趋势。经计算,城乡居民实际人均收入的年均增长率为8.09%、5.59%,而实际人均国内生产总值的年

增长率为9.35%。这说明,在26年间,我国城乡居民收入增长率均未“跑赢”GDP的增长率,城乡居民收入与经济发展并未实现同步增长,因此需要进一步分析它们之间的长期相关关系。

表1 1985~2010年城乡居民实际人均收入及实际人均GDP

年份	Farm(元)	City(元)	Rjgdp(元)
1985	397.6	739.1	857.82
1986	399.4345	840.7125	904.4038
1987	410.4703	861.0451	973.2108
1988	411.5559	841.0816	1005.53
1989	380.9373	841.1377	948.1898
1990	415.6875	912.9227	995.9723
1991	419.5382	978.2277	1108.762
1992	443.4389	1073.282	1272.507
1993	458.5075	1175.687	1439.345
1994	492.3387	1275.666	1563.919
1995	541.4207	1337.939	1666.655
1996	612.6272	1389.346	1782.731
1997	648.4952	1437.046	1904.697
1998	677.5306	1519.934	2032.298
1999	703.2453	1661.605	2171.401
2000	717.6433	1768.309	2373.599
2001	747.6777	1918.229	2586.513
2002	785.4061	2175.786	2842.178
2003	818.9257	2371.65	3150.336
2004	874.9702	2553.269	3548.035
2005	948.9504	3034.829	4007.976
2006	1030.451	3350.584	4592.592
2007	1128.482	3748.084	5357.002
2008	1218.48	4051.623	5946.204
2009	1323.03	4440.934	6468.492
2010	1466.914	4783.588	7334.317

(二)变量的相关关系

相关性分析是进行实证分析的基础,只有相关程度显著,以下的分析才有意义。相关系数反映了变量之间联系的密切程度,系数越高表明两者之间的关系越紧密,相关性越高。分别使用 Farm、City 和 Rjgdp 表示农村居民实际纯收入、城市居民实际可支配收入和人均实际国内生产总值,表2和表3分别表示我国1985~2010年的 Farm 和 Rjgdp、City 和 Rjgdp 的相关分析结果。

表2 实际农村居民收入与经济增长之间的相关关系

	Farm	Rjgdp
Farm	1	0.992139
Rjgdp	0.992139	1

表3 实际城镇居民收入与经济增长之间的相关关系

	City	Rjgdp
City	1	0.998248
Rjgdp	0.998248	1

从相关系数来看, Farm 和 Rjgdp 的相关系数为 0.992, City 和 Rjgdp 的相关系数为 0.998, 可见城乡居民收入与经济增长之间均存在强相关关系, 并且城镇居民比农村居民的相关系数稍高。但具体到长期和短期, 二者对经济增长的具体影响还有待进一步论证。

三、实证分析

(一) 协整分析

为了避免数据的波动以及消除异方差的影响, 分别对三个变量取自然对数形式, 这种变换不会影响变量的长期稳定关系。取对数后三个变量的形式表现为: 人均 GDP 的对数形式 (InRjgdp)、城镇居民人均可支配收入的对数形式 (InCity)、农村居民人均纯收入的对数形式 (InFarm)。

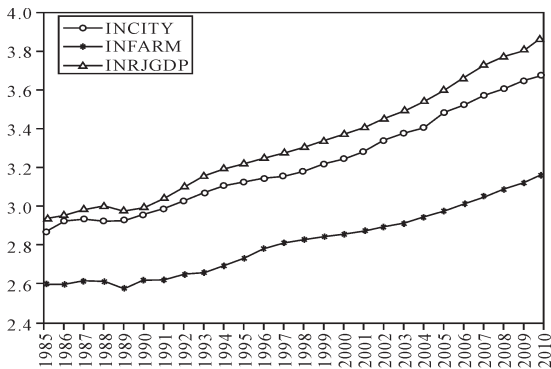


图2 InFarm、InCity、InRjgdp 的水平值趋势图

由图2可以看出, InRjgdp、InCity、InFarm 序列具有相同的随时间上升的趋势, 可以直观地认为这三个序列是非平稳的。为此, 我们对其做一阶差分变换, 得到如图3所示的数据趋势图。可以看出, 经过一阶差分的三个序列不再具有完全一致的变化趋势, 表现出平稳的特征。为了验证这一判断, 下面对时间序列 InRjgdp、InCity、InFarm 进行单位根检验。

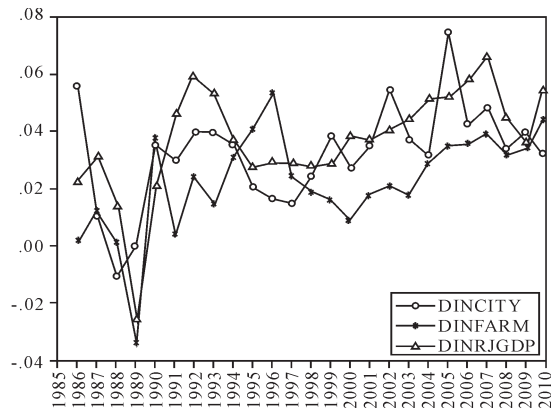


图3 InFarm、InCity、InRjgdp 一阶差分趋势图

由于三个变量均为时间序列变量, 为避免出现伪回归的问题, 本文采用 Dicky 和 Fuller 于 1976 年提出的 ADF 检验方法对每个变量的时间序列的水平一阶差分形式进行平稳性检验, 检验的结果见表4。由表4可见, InRjgdp、InCity 和 InFarm 水平序列的 ADF 检验值均大于 5% 的显著性水平下的临界值, 表明上述三个变量都是非平稳序列。经过一阶差分后的序列 D(InRjgdp)、D(InCity) 和 D(InFarm) 含常数项和时间趋势项的 ADF 值在 5% 的显著性水平下均小于所对应的临界值。这表明在 5% 的显著性水平下, 三个变量的一阶差分都是平稳序列, 即变量 InRjgdp、InCity 和 InFarm 都是 I(1), 对一阶单整的时间序列可以进行进一步的变量间的协整分析。

表4 ADF 的单位根检验 (由 Eviews6.0 计量)

变量	检验形式 (c, t, k)	ADF 检验值	5% 临界值	1% 临界值	结果
InRjgdp	(c, t, 2)	-2.300774	-3.622033	-4.416345	非平稳
D(InRjgdp)	(c, t, 1)	-4.882478	-3.622033	-4.416345	平稳**
InCity	(c, t, 0)	-1.011204	-3.603202	-4.374307	非平稳
D(InCity)	(c, t, 0)	-4.435260	-3.612199	-4.394309	平稳**
InFarm	(c, t, 2)	-2.629509	-3.622033	-4.416345	非平稳
D(InFarm)	(c, t, 0)	-4.226630	-3.612199	-4.394309	平稳*

注: * 表示在 5% 的显著性水平下平稳, ** 表示在 1% 的显著性水平下平稳; c, t, k 分别表示常数项、趋势项和滞后阶数; D 表示一阶差分。

(二) 城乡居民收入与经济增长的长期均衡关系分析

通过 ADF 平稳性检验得知,lnRjgdp、lnCity 和 lnFarm 都是一阶单整序列,由此可进一步对三者进行协整检验,此处采用 Johanson 和 Juselius(1990)提出的基于 VAR 模型的 Johansen 协整检验方法构建 VAR 模型,根据 AIC 和 SC 最小化准则,确定最理想的滞后期为 3,分析结果见表 5。

在 VAR 模型基础上,采用 Johansen 极大似然估计法,判断 lnRjgdp、lnCity、lnFarm 的长期均衡关系,检验结果如表 6 和表 7 所示,无论是迹检验还是最大特征值检验,在 5%的显著水平下,拒绝了不存在协整关系($r=0$)的零假设,接受了至少存在一个协整关系($r \leq 1$)的零假设,这充分表明 lnRjgdp、lnCity 和 lnFarm 三个序列之间存在而且仅存在 1 个协整关系。

根据表 8,我们得出三者的长期协整方程 $\ln Rjgdp=0.591 * \ln City+0.724 * \ln Farm+0.609$,从长期来看,城市居民可支配收入和农村居民纯收入与人均 GDP 呈同向变动,即城乡居民收入都影响经济增长。

(三) 城乡居民收入与经济增长的短期波动关系分析

协整分析表明,城乡居民收入变迁与经济增长之间存在长期的均衡关系,但若明确各变量之间的短期动态均衡关系,探讨各变量偏离其共同随机趋势的调整度,必须建立误差修正模型。由此建立如下误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta \ln Rjgdp &= 0.788ECM + 0.08\Delta \ln Rjgdp(-1) - \\ &\quad (0.31686) \quad (0.24601) \\ &+ 1.173\Delta \ln Rjgdp(-2) - 0.158\Delta \ln Farm(-1) + \\ &\quad (0.32718) \quad (0.15902) \end{aligned}$$

$$0.41\Delta \ln Farm(-2) + 0.919\Delta \ln City(-1) + \\ (0.16815) \quad (0.18126)$$

$$0.342\Delta \ln City(-2) + 0.033 \\ (0.19271)$$

其中误差修正项为: $ECM = \ln RjGDP - 0.591 * \ln CITY - 0.724 * \ln FARM - 0.609$ 。

$$R^2 = 0.807341 \quad R^2_{adj} = 0.717434$$

$$AIC = -6.052988 \quad SC = -5.658033$$

以上模型结果说明了城乡居民收入对经济增长的短期影响以及两者偏离长期均衡的影响。ECM 为均衡误差修正项,反映了城乡居民收入施加的短期影响结束后,从非均衡状态调整到均衡状态的调整力度。该模型的误差修正项 ECM 的系数为正数,说明这种修正具有正向的调节作用。ECM 的系数的估计值为 0.788,说明长期均衡趋势误差修正项对经济增长的调整幅度约为 78.8%,即在 1985~2010 年当短期内城乡居民收入变迁与经济增长的波动偏离长期均衡时,将以 0.788 的调整力度将非均衡状态拉回均衡状态。需要指出的是,虽然前面的分析表明,从长期来看,城乡居民收入对经济增长的作用均为正向的,但是误差修正模型表明,滞后一期的农村居民收入对经济增长的作用为负向,城市居民收入对经济增长的作用为正向,不过农村居民收入的负向影响作用小于城市居民收入的正向作用;而在滞后二期时城乡居民收入对经济增长均具有正向作用,而且农村居民收入的正向作用大于城市居民收入的正向作用,这是很好理解的,即短期内增加农村居民收入对经济增长经历了先阻碍后促进的过程,这说明只有促进农村居民收入的持续增长才能促进经济增长的不断增长;而尽管城镇居民的收入增长在一期和二期均促进了经济增长,

表 5 VAR 模型滞后期选择标准

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	89.99185	NA	1.04e-07	-7.564509	-7.416401	-7.527260
1	204.0002	188.3616	1.14e-11	-16.69567	-16.10324	-16.54667
2	215.3148	15.74210	9.78e-12	-16.89694	-15.86019	-16.63620
3	244.5895	33.09315*	1.90e-12*	-18.65996*	-17.17888*	-18.28747*

表 6 迹检验

协整方程数 r(零假设)	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
$r=0^*$	0.667598	41.75405	29.79707	0.0013
$r \leq 0^*$	0.430258	16.42162	15.49471	0.0362
$r \leq 2$	0.140506	3.482464	3.841466	0.0620

注: * 表示在 5%的置信水平下拒绝原假设。

表7 最大特征值检验

协整方程数 r(零假设)	特征值	最大特征值	5%临界值	P 值
$r=0^*$	0.667598	25.33243	21.13162	0.0121
$r \leq 1$	0.430258	12.93915	14.26460	0.0801
$r \leq 2$	0.140506	3.482464	3.841466	0.0620

注：*表示在5%的置信水平下拒绝原假设。

表8 Johanson 协整检验参数结果(括号内数字为标准差)

lnRjgdp	lnCity	lnFarm	C
1	-0.590608	-0.723579	0.608899
	(0.05602)	(0.07069)	
似然比	240.2400		

但促进作用有递减的趋势(0.342<0.919),因此我们在关注增加农村居民收入增长的过程中也不可忽略城镇居民收入的增长,这一点也与长期城乡居民收入在促进经济增长作用的稳定关系相吻合。

(四)Granger 因果检验

协整检验表明各变量之间存在长期稳定的均衡关系,但由于时间序列经常出现伪回归问题,使得在实际上几乎没有联系的序列得到较大的相关系数,所以必须对相应变量进行因果关系检验,以保证模型设定的合理性。利用 eviews6.0 统计软件,根据赤池信息值(AIC)准则,并参照施瓦茨值(SC)准则确定各变量的滞后期为3期,检验结果如表9所示。

根据表9的Granger检验结果,从长期来看,在5%的显著性水平下,农村居民收入增长是经济增长的原因,经济增长也是农村居民收入增长的原因,但城镇居民收入增长与经济增长之间却是单向因果关系;另一方面,农村居民收入增长不是城市居民收入增长的原因,但城市居民收入增长是农村居民收入增长的原因。这说明格兰杰因果检验结果与长期协整分析结果一致,也从另一方面证明了选取农村居民纯收入(lnFarm)与城市居民人均可支配收入(lnCity)作为解释变量、人均国内生产总值(lnRjgdp)作为被解释变量来建立模型是合理的。

四、结论及建议

第一,我国城乡居民收入与经济增长之间具有

长期的协整关系,对经济增长均具有促进作用。1985~2010年间,农村居民纯收入每增长1个单位可以促进人均GDP增长0.724个单位,而城镇居民可支配收入每增长1个单位仅可以促进人均GDP增长0.591个单位。这说明就消费拉动内需而言,从长期来看,农村居民比城镇居民收入提高后带动消费拉动经济增长的作用更强。

第二,从短期来看,农村居民人均纯收入增长经历了先阻碍后促进经济增长的过程,而城镇居民人均可支配收入尽管持续促进经济增长,但是促进作用开始下降;两者对经济增长的影响都存在一定的时滞效应。

第三,从因果关系来看,首先农村居民收入与经济增长之间存在双向的因果关系,即农村居民收入增长是经济增长的原因,经济增长亦是农村居民收入增长的原因。其次城镇居民收入与经济增长之间仅存在单向的因果关系,即城镇居民收入变化是经济增长变化的原因,而经济增长却不是城镇居民收入变化的原因,这跟以上短期内城镇居民收入促进经济增长趋势开始下降比较符合。再次城镇居民收入增长是农村居民收入增长的原因,而农村居民收入增长不是城市居民收入增长的原因,这说明城乡居民由于相关的社会保障措施以及收入来源不同而导致了他们之间的收入差距,进而产生了对彼此商品需求程度的不同。

表9 Granger 因果关系检验

零假设	最优滞后期	F 统计量	P 值	结论
lnCity does not Granger Cause lnRjgdp	3	3.11524	0.0556	拒绝
lnRjgdp does not Granger Cause lnCity	3	0.22243	0.8794	接受
lnFarm does not Granger Cause lnRjgdp	3	3.68692	0.0343	拒绝
lnRjgdp does not Granger Cause lnFarm	3	7.94626	0.0018	拒绝
lnFarm does not Granger Cause lnCity	3	0.79516	0.5143	接受
lnCity does not Granger Cause lnFarm	3	3.26786	0.0488	拒绝

第四,应该持续增加农村居民的收入从而间接增加其消费水平,最终达到长期拉动经济增长的目的。我国城镇居民的消费倾向比较低,一般在 0.75 以下,农村居民的消费倾向比较高,一般在 0.8 以上;^[9]按照凯恩斯经典消费理论,我国应该不断提高农村居民的收入。通过对比 1994 年至 2010 年农村居民纯收入来源的贡献率(见图 4),可以看到工资性收入和家庭经营收入对农村居民纯收入的贡献大部分时间高于财产性收入和转移性收入,但工资性收入和家庭经营性收入的贡献率并不稳定。

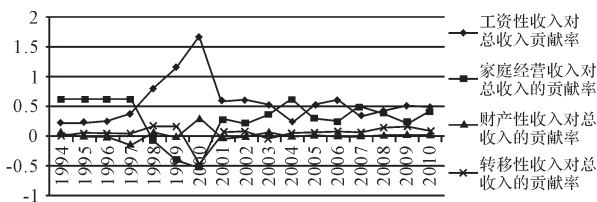


图 4 1994-2010 年农村居民纯收入来源的贡献率^③

因此,在我国经济增长过程中,政府应创造条件稳定提高农村居民的工资性收入和家庭经营收入并应在逐渐提高对农村居民转移支付力度的同时增加农村居民的财产性收入,如现阶段社会普遍关注的提高农村居民在集体土地增值收益中的分配比例等。

第五,在增加农村居民收入增长的同时需要稳定城镇居民收入的增长。由格兰杰因果关系检验可知,当前我国经济增长惠及了农村居民,是其收入增长的原因,但却不是城镇居民收入增长的原因,这与我国近年来各项政策不断向农村倾斜有关。因此,今后在增加农村居民收入增长的同时需要稳定

城镇居民收入的增长。

注 释:

- ① 城镇居民收入增长指标选取的是城镇居民家庭人均可支配收入,这一指标是指被调查城镇居民家庭在支付个人所得税之后所余下的实际收入。
- ② 农村居民人均纯收入是指在总收入中扣除从事生产和非生产经营费用支出、生产性固定资产折旧、缴纳税款和上交承包集体任务金额后剩余的,可直接用于生产性、非生产性建设投资、生活消费和储蓄的那一部分收入。
- ③ 资料根据《中国农村统计年鉴》数据计算整理得到。

参考文献:

- [1] 李绍光.深化社会保障改革的经济学分析[M].北京:中国人民大学出版社,2006.22.
- [2] 吕炜,储德银.城乡居民收入差距与经济增长研究[J].经济学动态,2011,(12):30.
- [3] 司志宾,张东辉.地区收入差距与经济增长[J].东岳论丛,2007,(5):65.
- [4] 李楠,胡建兰.改革开放 30 年农村居民收入差距变动及经济影响[J].求索,2008,(12):1.
- [5] 胡兵,胡宝娣,赖景生.经济增长、收入分配对农村贫困变动的影响[J].财经研究,2005,(8):89.
- [6] 喻平.农民收入增长与经济发展之间关系的实证研究[J].中国软科学,2003,(8):53.
- [7] 张效莉,赵箭.新疆城、乡居民收入与经济增长的互动关系[J].统计与决策,2006,(8):83.
- [8] 杨冬梅.经济增长与城乡居民收入[J].价值工程,2006,(8):1.
- [9] 丘京南.城乡收入差距对经济发展的影响[J].中国统计,2007,(7):54.

(责任编辑:许桃芳)

An Empirical Analysis on the Impact from the Income Change of Urban and Rural Residents to Economic Growth

WANG Jun-qiang, YU Yi, ZUO Ting

(College of Humanities and Development, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

Abstract: Based on economic data from 1985 to 2010, by using co-integration theory, error correction model and Granger causality test, the article does an empirical analysis of the interaction between urban and rural residents' income and economic growth. Studies have shown that there is a long-term stability and two-way causal relationship between the rural residents' income and economic growth, while only one-way causal relationship between the urban residents' income and rural residents' income growth in promoting economic growth is stronger than that of urban residents' income growth; In short-term, the rural residents' income growth experienced a process of first hindering and then promoting economic growth, however, the urban residents' income growth continue to promote economic growth, but the role begins gradually declining. Finally, the article drew a conclusion that the government must also take into account the growth of the income of urban residents while increasing the income of rural residents.

Key words: urban and rural income; economic growth; interaction mechanism; co-integration theory