
供给侧结构性改革下产业结构变动 对收入份额的影响分析¹

章婷婷, 赵月旭

(杭州电子科技大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

【摘要】基于多元线性回归模型,研究了供给侧结构性改革下浙江省产业结构变动对城镇居民收入份额的影响。实证结果表明,第二产业份额对城镇居民收入份额呈负相关关系,而第三产业份额与收入份额呈正相关关系。同时从供给侧结构性改革的视角对为增加浙江省城镇居民收入份额提出政策建议。

【关键词】供给侧结构性改革; 城镇居民收入份额; 产业结构变动

【中图分类号】F222.1 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1009-6043(2021)01-0042-02

DOI:10.19905/j.cnki.syjj1982.2021.01.015

一、引言

2018年12月21日闭幕的中央经济工作会议认为,我国经济运行主要矛盾仍然是供给侧结构性,必须坚持以供给侧结构性改革为主线不动摇。化解产能过剩等问题,提升社会生产力,实现经济健康稳步的发展。因此探究供给侧结构性改革下产业结构变动对收入份额的影响,对深入供给侧结构性改革,体现“以人为本”的科学发展观具有重要意义。目前越来越多的学者尝试从心理、社会流动、居民消费等不同的角度分析影响居民收入的因素。而关于产业结构对居民收入方面的影响研究结果也层出不穷,陈国强、罗楚亮^[1]认为居民收入主要受到劳动报酬份额、财政支出规模和资本深化的影响。王晓霞和白重恩^[2]研究了影响劳动收入份额格局最根本的因素可归纳为经济结构转型、有偏技术进步、产品和要素市场扭曲两个方面。黄永康、鲁志国^[3]发现第三产业就业与城镇居民收入之间存在着长期均衡关系,短期内城镇居民收入对第二产业就业的贡献较小,但随着时间的推移长期贡献逐年增长。王晓杰、王蒲生^[4]通过研究深圳二次产业发展对居民收入影响的实证分析,发现第一产业的发展对深圳经济增长的贡献率很低,第二、三产业较高的产值比重和就业人口比重以及较快的增长速度,则对经济增长和居民增收都产生了显著的推动作用。但很少有研究从供给侧结构性改革的视角来探讨产业结构对居民收入的影响,因此本文以浙江省为例,利用多元回归模型,研究了供给侧结构性改革下产业结构对居民收入的影响。

二、模型的建立

(一) 变量的选取

本文以浙江省城镇居民人均收入占浙江省人均GDP的比重作为被解释变量。选取第二产业与第二产业各自在GDP的中占比

基金项目:国家自然科学基金研究课题(61771174)。

作者简介:赵月旭(1976-),山东青岛人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向:金融统计、统计推断等。

取对数，作为衡量产业结构变动的代理变量。基于供给侧改革并参考相关文献叫通过控制开放程度、资本深化、有偏技术进步、财政支出规模以及外商直接投资这些与供给侧结构性改革有关变量，来探究对居民人均收入的影响。

表 1 变量的名称和含义

变量名称	变量含义
城镇居民人均收入份额 (y)	城镇居民人均收入占人均 GDP
第二产业份额 (x ₁)	第二产业增加值占 GDP
第三产业份额 (x ₂)	第三产业增加值占 GDP
开放程度 (x ₃)	进出口总额占 GDP
外商直接投资 (x ₄)	外商直接投资总额占 GDP
财政支出规模 (x ₅)	财政支出总额占 GDP
资本深化 (x ₆)	资本存量占总人口数取对数

注：本文选取浙江省 1986 年至 2016 年统计年鉴上的数据样本。

(二) 多元回归模型的建立

根据研究目的建立如下具体的回归模型：

$$y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + a_4 x_4 + a_5 x_5 + a_6 x_6 + \varepsilon$$

模型中变量的名称与含义详见下表 1。

二、实证分析

(一) 平稳性检验与协整检验

为防止“伪回归”问题的产生，回归分析之前要对变量进行平稳性检验和协整检验，判断变量之间是否存在协整关系。若存在，说明变量之间有长期均衡关系，则可以建立长期均衡关系的回归模型。本文采用 ADF 检验和 Engle-Granger (EG) 协整检验判断变量的平稳性和协整关系。

以下检验都是利用 Eviews 软件完成，首先对变量做平稳性检验，发现只有在 5%显著性水平是平稳序列，其余都不是。故对其余变量进行适当的差分处理，得到平稳序列，最终结果如表 2 所示：

表 2 ADF 检验结果

变量	T 统计量	显著性水平	临界值	显著性概率
y	-2.587511	1% level	-2.644302	0.0115
		5% level	-1.952473	
		10% level	-1.610211	
D (x ₁)	-2.788435	1% level	-2.647120	0.0070
		5% level	-1.952910	
		10% level	-1.610011	
D (x ₂)	-3.865704	1% level	-3.679322	0.0064

		5% level	-2.967767	
		10% level	-2.622989	
D (x ₃)	-3.723858	1% level	-2.64712	0.0006
		5% level	-1.952910	
		10% level	-1.610011	
D (x ₄)	-3.241708	1% level	-2.647120	0.0021
		5% level	-1.952910	
		10% level	-1.610011	
D (x ₅)	-4.265945	1% level	-2.647120	0.0001
		5% level	-1.952910	
		10% level	-1.610011	
D (x ₆)	-5.280227	1% level	-4.356068	0.0012
		5% level	-3.595026	
		10% level	-3.233456	

从表 2 可以看出为零阶单整，其余的变量都是一阶单整变量。注意到变量之间是同阶单整的，可以进行协整检验。另外如果变量个数多于两个，即解释变量个数多于一个，被解释变量的单整阶数不能高于任何一个解释变量的单整阶数；其次解释变量的单整阶数高于被解释变量的单整阶数时，则必须至少有两个解释变量的单整阶数高于被解释变量的单整阶数。故本文的变量符合上诉要求，可以做协整检验。

选用 EG 协整检验来检验变量之间的协整关系。用 FMOLS 估计法得到因变量与自变量和控制变量的协整关系。如表 3：

利用 EG 协整检验，T 统计量所对应的 P 值小于 0.05，故变量之间存在长期的协整关系。

（二）回归分析

通过平稳性检验以及协整检验可知，变量间存在长期均衡关系，故可以直接用 FMOLS 估计得出的协整回归方程（表 4），分析变量之间的长期稳定的关系。

表 3 协整方程

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
x ₁	-0.395332	0.315519	-1.252959	0.2223
x ₂	0.710436	0.306420	2.318506	0.0293
x ₃	-0.133127	0.041618	-3.198806	0.0039
x ₄	1.457743	0.461628	3.157832	0.0043
x ₅	0.123251	0.35700	0.345242	0.7329
x ₆	-0.267563	0.041457	-6.454015	0.0000
C	1.410470	0.163237	8.640627	0.0000
R-squared	0.979582	Mean dependent var		0.685362
Adjusted R-squared	0.974477	S.D. dependent var		0.126454
S. E. of regression	0.020202	Sum squared resid		0.009795

表 4 回归模型

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
x ₁	-0.395332	0.315519	-1.252959	0.2223
x ₂	0.710436	0.306420	2.318506	0.0293
x ₃	-0.133127	0.041618	-3.198806	0.0039
x ₄	1.457743	0.461628	3.157832	0.0043
x ₅	0.123251	0.35700	0.345242	0.7329
x ₆	-0.267563	0.041457	-6.454015	0.0000
C	1.410470	0.163237	8.640627	0.0000
R-squared	0.979582	Mean dependent var		0.685362
Adjusted R-squared	0.974477	S. D. dependent var		0.126454
S. E. of regression	0.020202	Sum squared resid		0.009795

由表 4 可知, 第一产业份额对于城镇居民收入份额的影响不显著, 这可能是由于浙江第二产业份额长期比较稳定, 波动幅度小。第二产业份额增长对于城镇居民收入份额增长的影响是显著。由于三大产业份额之和是固定的, 因此第二产业份额增加, 会导致第一产业份额或第二产业份额减少。对于控制变量, 开放程度对于浙江省城镇居民收入份额增长起到的是负面作用, 这可能是由于出口占进出口总额的比重大。外商直接投资对浙江省居民收入份额的增长的正面影响不显著, 外商直接投资整体上会增加职工收入份额, 从而增加了城镇居民收入份额。财政支出规模对于浙江省城镇居民收入份额的影响是不显著的, 这说明浙江省财政支出对于居民收入的提高作用不大。资本深化对浙江省居民收入份额是起到显著的负面作用, 这说明收入分配制度具有一定的滞后性, 需要协调好资本要素与其他要素的分配关系。

四、结论

根据分析结果可知, 产业结构调整对浙江省城镇居民的收入影响存在显著的关系, 因此增加第二产业的份额, 适当减少第一产业份额与第二产业份额, 将会增加城镇居民的收入。本文将从供给侧结构性改革的视角对为增加浙江省城镇居民收入份额提供以下建议:

农业方面, 适当降低农业占比, 减少散户种植, 减少低收益农产品, 提高土地利用效率; 做强具有相对优势且对增收突出的农产品, 如水产养殖、竹木、蚕桑等。利用浙江省优秀的互联网资源, 发展互“联网+”农业模式。

工业方面, 整治产能落后、产能过剩的企业, 同时浙江是制造业的大省, 随着经济与科技的发展, 先前传统的制造业终会遇到瓶颈, 影响到城镇居民的收入, 因此加快传统制造业的升级转型是刻不容缓的, 利用高科技技术结合浙江省优秀的信息技术实现制造业的改造, 高效率地提供保质保量的产品。

服务业方面, 服务业占比的增加应当是经济发展的必然趋势, 目前服务业已是浙江经济第一大产业, 对地方经济的带动和支撑作用明显增强, 因此对于服务业的供给侧结构性改革尤其重要。浙江省应当凭借其发达的信息技术, 创造服务业发展的新动能, 特别是近几年移动互联网、大数据、物联网等新一代信息技术在经济社会各个领域广泛渗透, 出现了互联网金融、新零售等新的商业模式, 为浙江省服务业的发展提供了理想的市场背景。

参考文献

- [1] 陈国强, 罗楚亮. 我国城乡居民人均收入占 GDP 比重的影响因素分析——基于时间与地区的视角 [J]. 北京工商大学

学报(社会科学版),2015(30): 116-126.

[2] 王晓霞, 白重恩. 劳动收入份额格局及其影响因素研究进展 [J]. 经济学动态, 2014(3): 107-115.

[3] 黄永康, 鲁志国. 第三产业就业对城镇居民收入影响的实证分析 [J]. 统计与决策, 2018(6): 88-91.

[4] 王晓杰, 王蒲生. 深圳三次产业发展与居民收入增长的关系研究 [J]. 统计与决策, 2013(6): 107-110.

[5] 胡慧芷. 产业结构调整对劳动收入占比的影响研究 [J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版), 2018(45): 126-132.