产业经济与企业管理

江西省城乡收入差距的实证研究

——基于产业结构合理化与高级化的视角

陈　剑

摘　要：产业结构合理化与高级化可以用来对产业结构变迁进行分析，并且通过资源的再配置以及生产资料边际报酬的变动对城乡收入差距产生影响。基于江西省 11 市 1985---2014 年的面板数据，分别检验了产业结构变迁中产业结构合理化与产业结构高级化对于城乡收入差距的影响。通过历年数据研究发现，产业结构合理化对于城乡收入差距的扩大具有抑制作用，而产业结构高级化对于城乡收入差距的扩大具有一定的促进作用。与此同时城镇化水平、对外开放程度以及经济增长水平对城乡收入差距也会产生一定的影响。

关键词：产业结构变迁；合理化；高级化；城乡收入差距

1 引言及相关文献综述

目前经济学家对于城乡收入差距这个课题做了很多研究，其研究成果表明影响城乡收入差距的因素有户籍制度、二元经济结构、相关的政府经济政策、城镇化发展水平以及城乡人力资本差异等。在影响城乡收入差距的诸多因素中,产业结构变迁是关键因素。

首先，随着社会的发展和城镇化的进程以及第二、三产业的迅猛发展，农村剩余劳动力的转移就业显著增加，提高了农民收入，缩小了城乡收入差距。其次，随着农业的发展，提高了农业的生产效率，进而影响了农民收入以及城乡收入差距。近 30 年来，由于经济的飞速发展，江西城乡居民收入水平得到大幅提升，但与此同时，城乡收入差距却不断扩大，无论是绝对收入差距还是相对收入差距都显著扩大。1978 年，江西省城镇居民人均可支配收入 305.36 元，农村居民人均纯收入 217.44 元，到 2015 年，江西省城镇居民人均可支配收入达到 26500 元，农村居民人均可支配收入 11139 元，城乡收入比从 1981 年的 2.10 增加到 2013 年的 2.58，城乡收入分配问题成为我国学界研究的重要课题。

对于产业结构变迁对城乡收入差距的影响，我国经济学家已经取得一定的研究成果。陈晓毅、潘文轩（2010）认为第二、三产业的发展在短期内对于城乡居民收入差距的扩大起到了一定的促进作用，但长期来看却是抑制城乡居民收入差距的扩大。高霞（2011）通过实证研究表明，非农产业占比的加重对于收入差距扩大起到了明显的促进作用。刘叔申、吕凯波（2011）研究表明工农业主要集中在农村和郊区，它有利于扩大农民就业以及提高农民收入，而服务业主要分布在城市，它对于城市居民的就业就有明显的促进作用，因此服务业占比高有利于扩大城乡收入差距，而工农业占比高则有利于缩小城乡收入差距。马晓河等（2005）研究表明工业的发展与农业的关系对城乡收入的影响。傅振邦、陈先勇（2012）研究指出由于产业结构的变动和就业结构的变动存在严重的偏离度，使得劳动生产率的差距扩大，由此便引起了城乡收入差距的扩大。张文、郭苑（2012）研究了就业结构与城乡收入差距的关系，指出第一、二、三产业中就业结构的优化对城乡收入差距的扩大起到了一定的促进作用，在短期来看只有服务业的就业结构变动没有对城乡收入差距产生影响。

本文作者：陈剑，江西财经大学产业经济研究院研究生　研究方向：产业结构调整研究

综上所述，现有学者对于产业结构变迁与城乡收入差距的关系研究主要从以下几个方面进行：工业结构与就业结构的变动以及产业结构偏离度等。但是现有学者对于产业结构变迁中“合理化与高级化” 两维度对城乡收入差距有何影响并没过多研究。因而，本文将就江西省城乡收入差距，在合理化与高级化的视角下进行研究。这对于城乡收入差距的研究具有一定的现实意义。

2 模型、变量与数据

本文旨在研究产业结构合理化与高级化对江西省城乡收入差距的影响，因而解释变量为产业结构合理化和高级化，被解释变量为城乡收入差距。模型的建立参考了李亮（2010）以及陆铭、陈钊在（2004）的城市化、城市倾向的经济政策与城乡的收入差距的研究，实证研究模型如下所示：

$$\ln DIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SDEV_{it} + \beta_2 \ln STSR_{it} + \sum \beta_i \ln x_{it} + u_{it}$$

模型中，下标 i 和 t 分别表示第 i 个地区和第 t 年；μ 为服从 N（0，δ2）正态分布的随机扰动项。DIS 表示城乡收入差距的指标，鉴于数据的可得性本文选择用城镇居民人均可支配收入与农村人均纯收入的比来作为衡量指标。SDEV 表示产业结构合理化，产业结构合理化指的是在社会生产过程中各产业部门搭配的合理程度。产业结构合理化的衡量指标为产业结构偏离度，其公式为：

$$SDEV = \sum_{i=0}^{3} \left| \frac{Y_i / L_i}{Y / L} - 1 \right| = \sum_{i=0}^{3} \left| \frac{Y_i / Y}{L_i / L} - 1 \right|$$

在上述公式中，SDEV 代表的是产业结构偏离度，Y 代表的是产出，L 代表的是就业，i（i=1、2、3）代表的第一、二、三产业。从上面的公式可以看出就业（L）与产业结构偏离度（SDEV）成反比关系。当结构偏离度（SDEV）的值较大时（正偏离），说明了该产业的的劳动生产率低；反之，则说明该产业的劳动生产率高。另外，劳动力的转进还是转出取决于产业结构偏离度是正偏离还是负偏离。当我们对产业结构偏离度取绝对值时，绝对值越大，则产业结构越失衡；绝对值越小、或趋向于 0，则产业结构越均衡。STSR 代表的是产业结构高级化，产业结构高级化的一般衡量指标是非农产业的比重，但是随着经济技术的进步，第三产业不断增强，因而本文采用第三产业与第二产业的产值比作为产业结构高级化(STSR)的衡量指标,这个度量指标能够更好地表现出第三产业的发展。由此指标我们可以知道，当产业结构高级化（STSR）的值越来越大时，则说明产业结构由第二产业向第三产业转移升级。通过下图 1 我们可以知道江西省产业结构合理化和高级化在 1978----2013 年期间的变化情况。

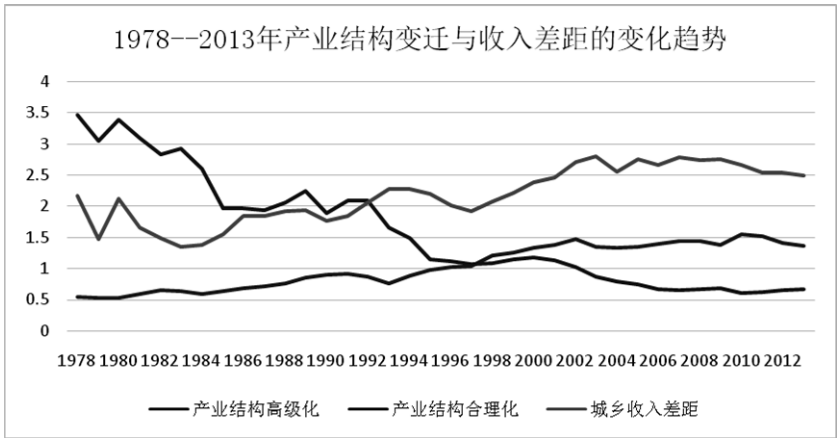

图 1 1978—2013 年产业结构变迁与收入差距的变化趋势

注： 数据来源于历年江西省统计年鉴

从图 1 可以看出，总体上，产业结构合理化指数日渐趋走低的，说明产业结构与就业结构逐步在走向均衡。通过前文的研究我们可以知道，江西省城乡收入差距的特点是不断放大的，由上图我们可以直观的发现产业结构合理化呈现下降趋势，而产业结构高级呈不断上升的趋势。因此，我们可以知道江西省产业结构合理化与城乡收入差距呈负相关，然后产业结构高级化与城乡收入差距呈正相关。通过上文的研究我们可以得到如下假设：

假设 1，江西省产业结构变迁的合理化对当地城乡收入差距的扩大起到抑制作用。

假设 2，江西省产业结构变迁的高级化对当地城乡收入差距的扩大起到促进作用。

X 代表一系列控制变量，而 βi 代表一系列控制变量的系数，我们在研究中控制的其他变量包括：（1）经济发展。对于经济发展我们可以用国内人均生产总值（PGDP）来表示，随着经济的发展收入差距的发展趋势会呈现出先扩大后变小的现象，因而，此变量的系数符号要由实证研究结果给出。（2）城镇化发展水平（URB）。对于城镇化发展水平指标我们用城镇人口占总人口的比重这个指标来进行衡量，由前所述，城镇化的发展水平对城乡收入差距的影响既有扩张作用也有缩小作用。因而，此变量的系数符号要由实证研究结果给出。（3）外商直接投资（FDI）。外商投资的衡量指标我们用外商实际资本投资额除以国内生产总值作为指标来进行衡量，由于外商直接投资主要有利于城镇居民收入水平的提高，因而，此变量的系数符号为正。（4）政府干预度（GOV）。用地方财政支出占国内生产总值的比重来衡量，由于认为地方政府的财政支出可能带有明显的城市倾向，因此预计这个变量的符号为正。

本文研究中所涉及的数据主要来源于《江西省统计年鉴》、中经网统计数据库、中国城市统计数据库等。由于本文实证研究中江西省实际利用外商直接投资额的数据在 1985 年以前有所缺失，故本文研究使用 1986—2014 年的江西省市级面板数据进行实证研究。对于个别指标在有些年份数据缺失的情况下本文采用数据滑动平均来进行处理。

3 实证结果

3.1 面板单位根检验

在进行协整之前，首先应对城乡收入差距（DIS）、产业结构合理化（STSR）、产业结构高级化（SDEV）、经济发展水平（PGDP）、城镇化水平（URB）、外商直接投资（FDI）、政府干预度（GOV）进行单位根检验，以确保其平稳性。

表 1 面板单位根结果

变量	LLC 值	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
Lndis	-2.26424***	-0.66411***	24.4153***	41.6636***
Lnsdev	-0.25801	1.20144	16.035	13.0822
Lnstsr	-3.22173	-0.62818	21.3510	19.3669
Lnpgdp	-0.26763	4.48145	3.06789	2.04210
Lnfdi	-17.0856***	-10.9318***	102.041***	96.4055***
Lnurb	2.64673	3.66180	3.00209	2.92594
Lngov	-2.61954	1.61903	16.9921	20.3548

注：*、**、***、分别表示统计量值在 10%、5%、以及 1%的水平上显著。

从表 1 我们可以知道，四种方法的检验结果表明变量序列除了 LNDIS、LNFDI 是 0 阶单整平稳外，其余序列存在单位根是不平稳的，但是一阶差分后的检验结果表明拒绝原假设，是一阶单整序列。也就是，变量序列 DIS、STSR、SDEV、PGDP、URB、FDI、GOV 为一阶单整。因而，可以进一步对其

做协整分析。

3.2 面板协整检验

本文采用的面板协整方法是 Engle-Granger 二步法检验基础上的面板协整检验，主要有 Pedroni 检验和 Kao 检验。我们首先估计回归方程：

$$\ln DIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SDEV_{it} + \beta_2 \ln STSR_{it} + \sum \beta_i \ln x_{it} + u_{it}$$

获得残差序列，然后利用辅助回归检验残差序列是否为平稳序列，辅助回归为 $u_{it}=y_i u_{it-1}+v_{it}$ 由 Engle-Granger 二步法可知，在原假设下即变量之间不存在协整关系的条件下，残差序列为非平稳序列，所以，Pedroni 检验的原假设为 H0：yi=1，序列不存在协整关系。Kao 检验和 Pedroni 检验的区别在于 Kao 检验将原回归方程设定为每一个截面个体有不同的截距项和相同的系数，当然 Kao 检验所构造的检验统计量和 Pedroni 检验是不一样的，面板协整结果如下表 2：

表 2kao 和 pedroni 面板协整检验结果

检验方法	统计量名	统计量值
Kao 检验	ADF	-3.149010 (0.0008)*
Pedroni 检验	Panel V	-2.276057 (0.0000)*
	Panel rho	3.693881 (0.0189)**
	Panel PP	-2.830210 (0.0023)*
	Panel ADF	0.426038 (0.0001)**

注：括号内的值为统计量的伴随概率；*、**分别代表在 1%和 10%的显著性水平下拒绝不存在协整关系的原假设。

从上表可见，各统计量分别在 1%和 10%的显著性水平下拒绝了变量间不存在协整关系的原假设，即变量间存在长期均衡关系，可以建立面板数据的协整模型。

3.3 模型设定检验

为了检验固定效应与随机效应，Hausman 于 1978 年提出了一种行之有效的统计方法，因而又叫 Hausman 检验方法。在进行 Hausman 检验时，我们应该先假设此模型为随机效应模型 H0，然后检验该模型是满足个体影响与解释变量不相关的假设。如果满足，则将模型设定为随机效应模型；否则，为固定效应模型。本文通过 Hausman 检验，其检验结果如下表：

表 3Hausman 固定效应与随机效应影响检验

假设	Chi-Sq 统计量	Chi-sq 自由度	P 值
横载面为随机效应	27.881807***	6	0.0001

注：*、**、***、分别表示统计量值在 10%、5%、以及 1%的水平上显著。

由上表可知，在 1%的显著性水平下，Hausman 检验均强烈的拒绝了原假设，因此，我们选择固定效应模型。

3.4 模型的估计

通过前文我们对于数据的实证分析，我们可以知道变量序列存在一阶单整关系和协整关系，并且符合面板数据协整模型的要求，可以进行参数估计，各变量估计结果如下表所示。

表 4 面板模型的回归结果

Lndis	系数值	标准差	t 值	P 值
C	1.6229	0.1769	9.1735	0.0000
Lnsdev	0.0471	0.0259	1.8121	0.0000
Lnstsr	0.2155	0.0355	6.0632	0.0420
Lnpgdp	0.0602	0.0146	4.1121	0.0001
Lngov	0.0339	0.0215	1.5797	0.1163
Lnfdi	0.0431	0.0101	4.2703	0.0000
Lnurb	-0.0349	0.0186	-1.8754	0.0627
R-squared=0.9035　Obs=783　F=204.4160　P =0.0000				

3.5 结果分析

从上表 4 我们可以知道，由于 R-squared=0.9035 拟合优度趋于 1，故估计效果合理。又由上表的实证结果我们可以发现产业结构合理化（lnsdev）的系数为 0.0471 以及产业结构高级化（lnstsr）的系数为 0.2155，通过上文指出的产业结构合理化与产业结构高级化的定义。我们由此可以知道，产业结构合理化对于江西省城乡收入扩大有抑制作用，相反产业结构高级化对江西省城乡收入差距的扩大有促进作用。又通过实证结果我们可以发现，在控制变量中经济发展水平（PGDP）的系数是 0.0602；政府财政支出（GOV）的系数为 0.0339 以及外商直接投资（FDI）的系数为 0.0431，因而，经济发展水平，政府财政支出以及外商直接投资与江西省城乡收入差距成正比例关系只是程度大小不一，但是控制变量中城镇化水平（URB)的系数为-0.0349，因而，城镇化水平与江西省城乡收入差距的影响成反比关系。

4 结论与政策建议

通过本文的研究，我们实证检验了产业结构合理和高级化对江西省城乡收入差距的影响。由上文的研究我们可以知道，产业结构变迁的合理对于收入差距的缩小起到了一定的促进作用，然而产业结构变迁的高级化对城乡收入差距的扩大起到了一定的促进作用。又由于控制变量中经济发展（PGDP）以及政府干预度（GOV）和外商直接投资（FDI）对城乡收入差距的扩大有一定的促进作用，但是城镇化水平（URB）对与城乡收入差距的缩小有一定的促进作用。由此，我们可以到以下一些政策建议。

第一，推进产业结构的合理化。为了使得农村剩余劳动力可以充分就业，我们应该调整经济发展方式，运用比较优势的产业发展政策和战略。具体而言，我们应该做好一下几点：首先，我们应该大力发展农业，在农业生产方式上我们应该走劳动集约型农业发展道路，使得农业产业化经营，以便农村剩余劳动力能够得到就业。其次，推进现代服务业的发展，通过现代服务业的发展增加社会就业机会，以便有利于农村剩余劳动力的转移就业。最后，推进轻工业的发展，由于轻工业一般都是劳动密集型产业有利于增加就业，有利于农村剩余劳动力的就业，从而减小城乡收入差距。

第二，提高农民工的素质和技能。随着经济和社会的不断发展，原有产业的生产方式已经发生了很大的变化，如果农民工的素质和技能能不随着时代而变化将无法满足现在企业的要求。所以，我们应该通过加大培训来提高农民工的素质和技能，以期满足现在企业的生产方式，从而提高农民工的就业率，减小城乡收入差距。

第三，推进城镇化发展。城镇化发展的表现形式为第二，三产业的比重的提高。随着第二，三产业比重的提高，其吸收农村剩余劳动力的水平也会提高，进而会促进城镇化的进程，缩小城乡收入差

距。而且，通过城镇化的发展，建立产业集群网络可以在一定程度上带动周边农村的发展，提高农民的收入，从而减小城乡收入差距。

参考文献：

[1]Lewis W.A. Economic Development with Unlimited Supply of Labor [J].Maiichesto School of Economic and Social Studies, 1954 (5).

[2]Rostow W.W. The Stages of Economic Growth: a Non-Communist Manifecto [M], London; Cambridge University Press, 1960

[3]程莉，刘志文．农业现代化与城乡收入差距［J］．财经科学，2013(7)：99-109.

[4]陈晓毅．城市化、工业化与城乡收入差距——基于 SVAR 模型的研究［J］．经济经纬，2010(6)：21-24.

[5]潘文轩．城市化与工业化对城乡居民收入差距的影响［J］．山西财经大学学报［J］．2010(4)：20-29.

[6]高霞．产业结构变动与城乡收人差距关系的协整分析［J］．数学认识与实践，2011(12)：120-128.

[7]马晓河，蓝海涛，黄汉权．工业反哺农业的国际经验及我国的政策调整思路［J］．管理世界，2005(7)：55.

[8]傅振邦，陈先勇．城市化、产业结构变动与城乡收人差距——以湖北省为例［J］．中南财经政法大学学报，2012(6)：8-14.

[9]张文，郭苑．城乡收入差距演化与就业结构转化的关系研究———基于中国经验数据的协整与因果分析［J］．经济体制改革，2012(3)：168-172.

[10]陆铭，陈钊．城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差别［J］．经济研究，2004(7)：50-58.