

金融发展、对外开放与行业工资收入差异

张建伟

(辽宁大学经济学院,辽宁 沈阳 110036)

[摘要] 使用省级宏观统计数据,通过对基尼系数的计算,测度了我国 2004-2013 年 10 年间 31 个省份内 19 个行业的工资收入差距,并考察了金融发展和经济开放对行业收入差距的影响。实证结果发现,在考虑了地区和年份效应后,金融发展同基尼系数呈正相关关系,即金融发展扩大了行业工资收入差异;经济开放同基尼系数呈现负相关关系,即经济开放缩小了行业工资收入差距。

[关键词] 金融发展;对外开放;行业工资收入差异;基尼系数

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2016.04.019

[中图分类号] F244

[文献标识码] A

[文章编号] 2095-3410(2016)04-0138-06

一、问题提出及文献回顾

改革开放 30 多年来,我国经济年平均增长率超过了 10%,伴随着我国经济的快速成长,行业间工资收入差距呈现不断扩大趋势。根据国家统计局公布的 2014 年数据显示,在城镇非私营单位中,就业人员平均工资最低的是农林牧渔业 28356 元,最高的是金融、保险业 108273 元,行业最高和最低平均工资差异达到 381%;在城镇私营单位中,就业人员平均工资最低的是农林牧渔业 26862 元,最高的是信息传输、计算机服务和软件业 51044 元,行业最高和最低平均工资差异达到 190%。对于大部分中低阶层的劳动者来说,工资收入是他们的主要收入来源,研究工资收入差异成因,对于我国如何进行收入分配改革、提高经济效率具有深远的意义。

部分学者通过对全国行业层面的基尼系数的计算,测度了行业收入差距。吕康银(2008)用宏观统计数据和微观调查数据,通过计算基尼系数、泰尔指数、变异系数等指标,验证并测度了全国层面行业收入差距,并通过对不同行业工资收入差距的估计,测度了个人特征对工资收入的贡献^[1]。管晓明等(2007)通过对行业基尼系数的计算,发现垄断行业相对于竞争性行业的工资溢价是导致贫富差距扩大

的重要成因^[2]。金玉国(2005)认为,在我国独特的体制转型时期,垄断行业通过行政权力的支持,更容易在非竞争市场上获得超额利润,从而使得该行业内部职工的工资提高更快。^[3]

关于工资差异的研究很多,涉及性别差异、地区差异、行业差异等引起的工资差异。部分学者从性别角度分析工资差异。李利英(2008)等认为,市场化改革改变了计划经济体制下单工资结构的现象,工资水平更能真实反映工人之间真实劳动生产率水平的差异,由于男性和女性之间存在引起真实劳动生产率差异的不可观测的变量,因此改革扩大了性别工资差异^[4]。王美艳(2008)认为,同类行业内工资差异是引起男女工资差异的主要原因,因行业分布不同而引起的性别工资差异很小^[5]。Bishop 等(2005)发现,中国改革开放以后,整体的分配不平均程度扩大了性别工资差异^[6]。周云波(2010)等借助基尼系数和泰尔指数等不平等指标对地区工资差距进行了分解和解释^[7]。金玉国(2008)等认为各行业的技术集中度、市场化程度的差异是形成行业工资差异的主要因素^[8]。王海宁(2010)等从产业空间集聚角度分析工资差异的成因,通过对全国 30 个省区的 36 个工业行业在 2004 年的空间集

[作者简介] 张建伟(1987-),男,福建莆田人,辽宁大学经济学院博士研究生。主要研究方向:宏观经济学。

聚和工资水平关系进行分析,发现产业内集聚和工资水平的提高正相关,而产业间集聚对工资的影响则不显著;对于竞争性产业,产业内集聚降低该产业工资水平,而对于垄断性产业,则产业内集聚会提高该产业工资水平^[9]。尹志超(2009)从部门所有权的性质方面研究工资差异,基于 CHNS 数据,对我国公共部门和非公共部门之间的工资差异进行了系统研究,发现 2000 年以来,相对于非公共部门,公共部门存在逐渐扩大的工资溢价^[10]。李萍(2014)通过对广东省南海区劳动者数据的调查并实证研究发现,无论是在哪个部门,劳动合同期限对工资的影响都显著为正,这种作用在制造业部门表现得更为明显,在非制造业部门表现得相对弱些;劳动合同期限具有扩大制造业和非制造业的工资差异的效应^[11]。也有学者从企业内部因素考虑工资差异的原因。Holger 等(2015)认为,随着公司规模的不不断扩大,公司内部低技术人员和高技术人员的工资收入差距将会不断被拉大。^[12]

关于金融发展,学者们更多的是讨论金融发展和经济发展、城乡收入差距的关系。俞立平(2012)基于我国改革开放以来的数据的实证研究发现,金融规模对经济增长具有促进作用,金融调控手段在调节经济的同时,对经济增长也有微弱的促进作用^[13]。孙永强(2011)基于省份面板数据建立面板协整与误差修正模型发现,长期内金融发展和对外开放均显著扩大了城乡居民收入差距;对外开放不仅是影响城乡收入差距的显著因素,还是重要的中介因素;对外开放程度越高的地区,金融发展对城乡居民收入差距的扩大效应越显著^[14]。Michael(2010)通过对德国制造业的分析发现,出口贸易会提升高技术人员的工资,但是出口贸易有助于缩小性别和种族原因引起的工资收入差异^[15]。朱彤等(2007)等通过对中国 23 个行业的对外贸易与金融发展的相关数据进行检验,发现金融发展通过外部融资支持,提高了对外部融资需求较大的技术密集型企业比较优势。^[16]

那么,代表着行业工资差距的基尼系数和经济开放度、金融发展水平到底有什么关系呢?金融发展与经济开放如何影响行业工资收入差距?影响途径是什么?影响程度有多大?目前尚没有很明确的

研究结论。本文使用省级宏观统计数据,通过对基尼系数的计算,测度了我国 2004-2013 年 10 年间 31 个省份内 19 个行业的工资收入差距,并考察了金融发展和经济开放对行业收入差距的影响。

本文使用基尼系数来衡量行业工资差异,基尼系数越大代表着行业工资差异越大。在对计量模型进行估计之前,首先观察基尼系数和本文关心的两个核心解释变量,即金融发展和经济开放之间的基本相关关系。图 1 和图 2 分别为测算出来的基尼系数和经济开放程度、金融发展水平的线性拟合图。图 1 和图 2 的纵坐标都表示基尼系数,图 1 的横坐标代表着经济开放程度,图 2 的横坐标代表着金融发展水平。由图 1 和图 2 初步发现,基尼系数和经济开放度存在比较弱的正相关,当金融发展水平较低时,金融发展和基尼系数的相关性很低;当金融发展水平较高时,金融发展水平和基尼系数正相关。由于散点图反映的仅是两个变量的简单相关关系,不能完全作为各变量与行业工资差异指标基尼系数之间关系的度量。

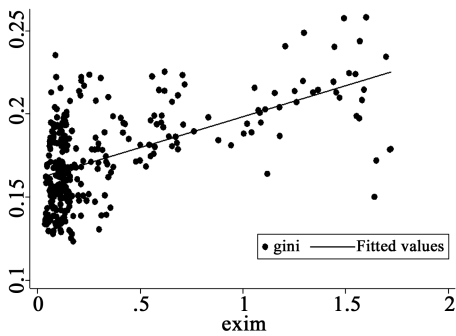


图 1 基尼系数和经济开放程度的线性拟合

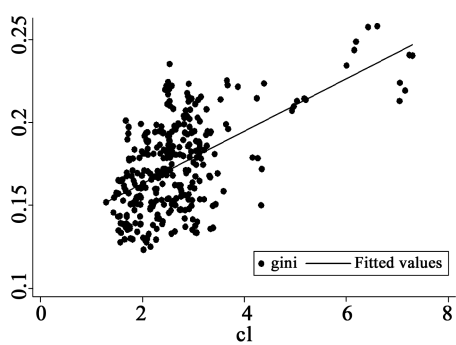


图 2 基尼系数和金融发展水平的线性拟合

二、模型设定、研究方法与变量说明

本文使用的数据来自于 2004-2013 年间我国历年统计年鉴、各省市历年统计年鉴、中国人民银行

网站数据,覆盖全国31个省份、直辖市、自治区。样本中涉及的19个行业为农林牧渔业、采矿业、制造业、电力热力燃气及水生产和供应业、建筑业、批发和零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿和餐饮业、信息传输软件和信息技术服务业、金融业、房地产业、租赁和商务服务业、科学研究和技术服务业、水利和环境 and 公共设施管理业、居民服务和修理和其他服务业、教育、卫生和社会工作、文化和体育和娱乐业、公共管理和社会保障和社会组织。

(一)模型设定

1.在仅考虑经济开放对工资收入差异的影响时,构建计量模型一:

$$gini_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 exim_{i,t} + \alpha_2 lnrgdp_{i,t} + \alpha_3 edu_{i,t} + \alpha_4 msOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

2.在仅考虑金融发展对工资收入差异的影响时,构建模型二:

$$gini_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 cl_{i,t} + \alpha_2 lnrgdp_{i,t} + \alpha_3 edu_{i,t} + \alpha_4 msOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

3.同时考虑经济开放和金融发展对工资差异的影响时,可得模型三:

$$gini_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 exim_{i,t} + \alpha_2 cl_{i,t} + \alpha_3 lnrgdp_{i,t} + \alpha_4 edu_{i,t} + \alpha_5 msOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

4.在综合考虑经济开放和金融发展对工资差异的影响的基础上,考虑金融发展的中介效应,即金融发展是否通过促进贸易部门的发展,从而拉大了行业间的工作差距,构建模型四:

$$gini_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 exim_{i,t} + \alpha_2 cl_{i,t} + \alpha_5 exim_{i,t} \times cl_{i,t} + \alpha_4 lnrgdp_{i,t} + \alpha_3 edu_{i,t} + \alpha_6 msOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中,exim和cl分别表示经济开放和金融发展,lnrgdp和edu分别表示人均实际GDP和教育水平。

(二)研究思路

本文采用面板回归方法考察变量之间的关系。面板数据模型与时间序列数据模型有很大的不同,它在回归时需要采用检验方法来判断是应该采用随机效应模型还是采用固定效应模型。本文采用两个步骤:首先对混合模型进行F检验,若不拒绝原假设则采用混合模型,若拒绝则继续进行Hausman检验;若拒绝Hausman检验的原假设则使用固定效应模型,若不拒绝则采用随机效应模型。

(三)变量定义及数据说明

1.行业收入差距指标(gini)

我国行业收入差距的不均衡程度逐渐扩大,而行业收入差距主要体现在高收入行业和低收入行业的两端的工资收入变化。本文参考已有研究通常的算法,采用基尼平均差法计算的基尼系数来衡量我国各省份的行业工资收入差距,该方法计算出的基尼系数适用于分配问题和均衡程度的分析,其定义和计算方法如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_i - y_j|}{2n^2 \mu_p}$$

其中,n=19,μ_p是19个行业工资收入的均值,y_i和y_j分别代表19个行业中任意一个行业中用全国CPI指数进行平减后的城镇单位就业人员实际平均工资。

2.金融发展(cl)

本文采用的数据是省级面板数据,根据数据的可获得性,本文采用金融相关率来衡量金融发展。其中金融相关率为各地区金融机构存贷款余额与GDP的比值。

3.经济开放(exim)

经济开放可能促进出口企业的技术升级,改变企业的劳动力需求结构,增加对高技能劳动力的需求,从而使高技能劳动力和低技能劳动力的相对工资收入差距拉大。此外,不同的外贸企业对融资需求依赖性、可获得性的不同,使得金融发展对不同类型的外贸企业发展的促进效果不同。技术密集型产业可能由于产业政策因素,更容易获得金融支持,从而提高了高技术人员的工资。因此在模型三中加入了金融发展和对外开放的交互项来衡量对外开放对行业工资收入差距的中介效应。经济开放度,按经营单位所在地货物进出口总额占GDP的比重来衡量,其中货物进出口总额按当年人民币兑美元汇率中间价的平均值汇率折合成人民币。

解释变量金融发展(cl)和对外开放(exim)作为本文的核心解释变量,除此之外,我们还考虑了其他一些重要的控制变量,主要包括:(1)教育水平(edu)。采用各省统计年鉴人口抽样调查中高中学历以上人口占总人口的比重来衡量教育水平。(2)

经济发展水平 (lnrgdp)。采用各省人均实际 GDP 的对数值来衡量各个地区的经济发展水平,以捕捉省份经济增长可能存在的趋同效应。(3)国有企业的垄断程度 (msoe)。为了衡量国有企业的垄断对行业工资差异的影响,采用规模以上工业企业主营业务收入中国有及国有控股企业的占比来衡量。其中人均实际 GDP 采用各省的当年 GDP 值经过每个省份各自的 GDP 平减指数进行平减。

本文主要采用了 2004–2013 年我国 31 个省、自治区、直辖市的面板数据。本文的数据全部来自历年《中国统计年鉴》、《中国对外贸易年鉴》、各省统计年鉴和中国人民银行发布的报告。为了抑制解释变量之间可能存在的异方差和多重共线性,同时使回归系数能够明确表达为变量间的弹性关系,本文对非比值的变量取对数。数据的统计性描述如表 1 所示。

表 1 变量的统计性描述						
变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
gini	310	0.1737282	0.0276643	0.1234153	0.2580621	0.1711099
exim	310	0.3383423	0.4217572	0.0357199	1.721473	0.1352462
cl	310	2.668641	0.9997094	1.288188	7.302485	2.521247
lnrgdp	310	9.880283	0.6403642	8.324315	11.57368	9.821724
edu	310	0.134624	0.04312	0.0190892	0.2673332	0.1326022
msoe	310	0.4311175	0.2050194	0.0263338	0.9384776	0.4202909

三、实证结果及说明

本文使用 STATA12.0 软件,对数据进行回归分析。F 检验拒绝了混合面板回归,但作为参考系,本文一并列出。首先进行混合面板回归,结果见表 2。Hausman 检验得到的 p 值小于 0.01,拒绝了采用随机效应,而应该选择固定效应的回归结果。本文在后面将随机效应的结果也罗列了出来,以供参考,固定效应回归结果见表 3。

表 3 中,第一列为模型三的回归结果,可以看出,经济开放的回归系数为负值,且在 5%的显著性水平下显著。金融发展的回归系数在模型一、二和四中都为正值,且都在 5%的显著性水平下显著,说明金融发展在 2004–2013 年间,对我国行业工资收入差距的扩大有推动作用,而经济开放有助于缩小我国行业工资收入差距。模型三中,货物进出口总额与 GDP 的比值每提高一个百分点,基尼系数将缩小 0.0257 个百分点。该结论符合斯托尔帕–萨缪尔森定理 (S–S 定理)。我国的对外开放使得我国相

表 2 混合回归结果				
	(1) gini	(2) gini	(3) gini	(4) gini
exim	0.0310 *** (0.00787)	0.0482 *** (0.00976)	0.0453 *** (0.0130)	
cl	0.0130 *** (0.00301)	0.0191 *** (0.00232)	0.0169 *** (0.00542)	
lnrgdp	−0.000801 (0.00746)	0.00757 (0.00824)	0.00198 (0.00667)	−0.00145 (0.00721)
edu	−0.250 ** (0.0940)	−0.286 ** (0.112)	−0.167 (0.0941)	−0.231 ** (0.0961)
msoe	−0.0253 (0.0193)	0.00292 (0.0222)	−0.0397 ** (0.0158)	−0.0241 (0.0190)
eximcl	−0.00454 (0.00412)			
cons	0.181 ** (0.0679)	0.120 (0.0775)	0.143 ** (0.0605)	0.174 ** (0.0661)
N	310	310	310	310
R-sq	0.509	0.411	0.426	0.516

注:括号内的数字表示标准误差;*表示 10%显著水平,**表示 5%显著水平,***表示 1%显著水平。

表 3 固定效应回归结果				
	(1) gini	(2) gini	(3) gini	(4)
exim	−0.0257 ** (0.0116)	−0.0192 (0.0127)	−0.00348 (0.0200)	
cl	0.0153 ** (0.00656)	0.0129 ** (0.00602)	0.0180 ** (0.00679)	
lnrgdp	−0.0302 (0.0325)	−0.0460 (0.0355)	−0.0249 (0.0352)	−0.0338 (0.0323)
edu	0.00470 (0.123)	−0.0246 (0.130)	−0.0234 (0.138)	0.0102 * (0.121)
msoe	0.0231 (0.0264)	0.0368 (0.0231)	0.0386 (0.0276)	0.0260 (0.0268)
eximcl	−0.00830 (0.00470)			
常数	0.410 (0.311)	0.590 (0.341)	0.352 (0.338)	0.438 (0.311)
年份效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
样本个数	310	310	310	310
R-sq	0.339	0.305	0.318	0.345

注:括号内的数字表示标准误差;*表示 10%显著水平,**表示 5%显著水平,***表示 1%显著水平。

对丰裕的劳动密集型产品大量出口,外国对我国劳动密集型产品需求提高,我国低技能劳动力成本提高,从而缩小了与高技术行业人员的工资差距。

在模型三中,存贷款余额与 GDP 的比值每提高一个百分点,基尼系数将扩大 0.0153 个百分点。可见在我国金融发展可能更多地使高收入行业如信息技术服务业、金融业等高收入行业的劳动者受益,低收入行业如农林牧渔业、批发和零售业、住宿和餐饮业更多受到金融抑制,无法充分利用金融市场获得

低成本的融资并通过对高收益项目的投资而获益。此外,金融发展也未能通过促进低工资收入者获取融资支持,低工资行业劳动者不能进行有效的人力资本投资,从而低收入行业劳动者很难进入高收入的技术密集型行业,这进一步扩大了行业间工资差距。金融发展对扩大行业工资收入差距的影响程度要小于经济开放对缩小工资收入差距的影响。

经济发展水平和地区总体受教育水平总体为负值,大都不显著,只有教育水平在模型四中在 10% 水平下显著,但是系数较小,说明经济发展水平和地区总体教育水平的提升有助于缩小行业工资差距,但是缩小程度很有限。国有企业的垄断程度对行业工资差异的影响系数为正,但是不显著,说明国有企业的垄断本身不会对收入差异产生较大影响^[17]。由于劳动者教育背景的不同,劳动者的知识水平和结构不同,导致劳动力与物质资本的替代性、互补性不同,因而人力资本溢价也不同。表 3 中的(2)和(3)分别是对模型一和模型二的回归结果,其中经济开放和金融发展的回归系数分别为负值和正值,回归系数的符号和模型一的估计相同。

表 3 中的(4)是对模型四的回归结果,重点关注交互项。交互项的系数为负值,说明随着经济开放程度的提高,金融发展将缩小行业工资收入差距。但是因为该系数不显著,所以对外开放的中介效应不明显。

表 4 随机效应回归结果				
	(1) gini	(2) gini	(3) gini	(4) gini
exim	0.0269 *** (0.00649)	0.0273 *** (0.00682)	0.0171 (0.0137)	
cl	0.00869 ** (0.00359)	0.0130 *** (0.00387)	0.00688 (0.00456)	
lnrgdp	-0.00514 (0.00795)	0.00129 (0.00715)	-0.0107 (0.00740)	-0.00542 (0.00798)
edu	-0.180 (0.110)	-0.179 (0.120)	-0.0986 (0.104)	-0.182 * (0.110)
msoe	0.00656 (0.0232)	0.0277 (0.0216)	-0.00763 (0.0214)	0.00356 (0.0239)
eximcl	0.00305 (0.00387)			
常数	0.214 ** (0.0765)	0.164 * (0.0700)	0.261 *** (0.0698)	0.223 ** (0.0798)
样本个数	310	310	310	310
R-sq	0.5196	0.2887	0.2128	0.5086

注:括号内的数字表示标准误差;*表示 10% 显著水平,**表示 5% 显著水平,***表示 1% 显著水平。

四、结论与政策含义

本文基于我国 2004-2013 年 10 年间 31 个省份内 19 个行业的工资收入数据,通过对基尼系数的计算,测度了行业工资收入差距,并考察了金融发展和经济开放与行业工资收入差距的关系。实证结果发现,在考虑了地区和年份差异后经济开放同基尼系数呈负相关关系,即经济开放缩小了行业工资收入差距。实证结果说明了现阶段经济开放水平的提高,主要还是增加了劳动密集型产品的出口,从而增加了对非熟练劳动力的需求,进而降低了劳动密集型行业和技术密集型行业工资收入不平等的程度。金融发展和基尼系数呈正相关关系,即金融发展对我国行业工资收入分配具有负面影响。在现阶段我国不太完善的金融市场中,金融发展拉大了我国行业工资收入的差距。

以上结论说明,在我国各个省份、直辖市,金融发展更多地使高收入行业的劳动者受益,大量技术密集型行业的低收入行业劳动者,无法享受到金融发展带来的好处。因而应该加快金融发展,提高金融效率,有效降低进入金融市场的门槛,降低融资成本。由于我国金融配置不均衡,广大农村和偏远地区无法获得有效的金融服务,这成为拉大农村地区低端行业和城市地区高端行业间工资收入差距地重要因素。短期内通过向农村地区提供必要的政策性服务,使得低收入行业如农林牧渔业、采矿业等,能够获得技术升级所需要的融资支持。长期内降低金融资源配置的不平等,更多地需要依靠金融市场的完善。加大对低技能行业劳动者的教育和培训,有利于提高劳动者的生产效率,从而提高低技术行业劳动者的工资水平,进而缩小行业工资差距。通过金融支持,使得企业能够更多地进行人力资本上的投资。由于人力资本更多地表现出规模报酬递增的趋势,进而加大对人力资本的投资,成为提升劳动者工资收入的重要因素。

经济开放程度的提高,意味着本地市场与外部市场的联系得到增强,市场竞争程度的提高有利于劳动者工资收入的增加。在我国中西部地区,经济开放程度还是偏低,通过发展外向型经济,可以降低行业工资收入差距。

参考文献:

[1] 吕康银,王文静.我国行业间工资差异的测度与分解[J].求索,2008,(07).

[2] 管晓明,李云娥.行业垄断的收入分配效应——对城镇垄断部门的实证分析[J].中央财经大学学报,2007,(03).

[3] 金玉国.工资行业差异的制度诠释[J].统计研究,2005,(04).

[4] 李利英,董晓媛.性别工资差异中的企业效应[J].经济研究,2008,(09).

[5] 王美艳.中国城市劳动力市场上的性别工资差异[J].经济研究,2005,(12).

[6] Bishop J., F. Luo, F. Wang. Economic transition, gender bias, and the distribution of earnings in China [J]. Economic Transition, 2005, 13, (2).

[7] 周云波,高连水,武鹏.我国地区收入差距变动特征与影响因素分析[J].中央财经大学学报,2010,(05).

[8] 金玉国,崔友平.行业属性对劳动报酬的边际效应及其细部特征——基于分位数回归模型的实证研究[J].财经研究,2008,(07).

[9] 王海宁,陈媛媛.产业集聚效应与地区工资差异研究[J].经济评论,2010,(05).

[10] 尹志超,甘犁.公共部门和非公共部门工资差异的实证研究[J].经济研究,2009,(04).

[11] 李萍,谌新民,谢斌.劳动合同期限对制造业与非制

造业部门工资差异的影响——基于广东省南海区劳动力调查的数据[J].中国工业经济,2014,(04).

[12] Holger, M. Mueller, Paige P. Ouiment, Elena Simintzi. Wage inequality and firm growth[R]. NBER Working Paper, No. 20876, 2015.

[13] 俞立平,燕小青,熊德平.金融规模、金融调控与经济增长——基于中国改革开放以来的实证研究[J].山西财经大学学报,2012,(08).

[14] 孙永强,万玉琳.金融发展、对外开放与城乡居民收入差距——基于1997-2008年省际面板数据的实证分析[J].金融研究,2011,(01).

[15] Michael W. Klein, Christoph Moser, Dieter M. Urban. The contribution of trade to wage inequality: The role of skill, gender, and nationality [R]. NBER Working Paper, No. 15985, 2010.

[16] 朱彤,郝宏杰,秦丽.2007 中国金融发展与对外贸易比较优势关系的经验分析——一种外部融资支持的视角[J].南开经济研究,2007,(03).

[17] 褚敏,靳涛.政府悖论、国有企业垄断与收入差距——基于中国转型特征的一个实证检验[J].中国工业经济,2013,(02).

(责任编辑:宋 敏)

Financial Development, Opening-up and the Wage Disparity among Industries

ZHANG Jianwei

(School of Economics, Liaoning University, Shenyang 110036, China)

Abstract: Using the provincial panel data from 2004 to 2013, this paper calculates the Gini coefficient and displays the wage disparity among 19 industries in 31 provinces, and also makes an empirical analysis of the influence of financial development and opening-up on the wage disparity among industries. The results show that taking into account of the effects of regions and years, there is a positive relation between financial development and Gini coefficient and a negative relation between opening-up and Gini coefficient, which means the financial development widens the industry income gap but opening-up reduces it.

Key Words: Financial development; Opening-up; Wage disparity among industries; Gini coefficient