

我国区域金融发展水平与居民收入不平等*

——基于初次分配的路径研究

何秋琴 顾文涛 王利萍

【摘要】本文提出金融发展通过初次分配这一宏观意义上的收入分配路径来影响微观意义上的居民收入分配的重要论断。基于该论断,本文重新测算省际基尼系数和劳动收入份额,并运用省际面板数据实证研究了金融相关率(金融发展水平)如何通过劳动者报酬占比(初次分配)对基尼系数(收入不平等)产生影响。研究结果表明:(1)现阶段金融发展会扩大居民收入差距,而提高我国劳动收入份额则有助于降低基尼系数;(2)金融发展通过初次分配路径影响收入分配的效应显著,区域金融发展水平由低到高,其劳动收入占比缩小居民收入差距的能力由强转弱。本文通过建立金融发展的初次分配路径效应模型,从作用路径这一新的视角将宏观的初次分配和微观的居民收入不平等有机的结合起来进行分析,为深入研究金融改革对收入的内在影响机制提供新的思路。另外,本文的研究结论表明金融发展带来的区域金融发展不仅通过财产性收入等方面直接影响居民收入不平等,还通过初次分配这一路径来间接影响居民收入不平等,这为进一步深化金融改革缩小收入差距提供政策启示。

关键词:收入不平等 金融发展 初次分配

JEL 分类号:D33 D63 G01

一、引言及文献综述

自改革开放以来,我国经济创造了世界瞩目的“增长奇迹”。但是,在经济增长规模与速度取得丰硕成果的同时,居民收入差距全方位扩大的问题也日渐突出。国家统计局发布数据显示,2003-2016年期间,我国居民收入的基尼系数均超过了0.4的警戒线,2008年更是达到0.491的最大值(如表1所示)。收入差距的不断扩大和各方利益冲突的激化给我国经济社会发展带来了巨大挑战,同时也引起了政府的高度重视。党的十九大报告把提高人民收入水平放在十分突出的地位,明确提出要拓宽居民劳动收入和财产性收入路径,履行好政府再分配调节职能,缩小收入分配差距。金融发展作为影响收入分配的一个重要原因(林毅夫,2012),研究其对收入不平等影响的内在机制,以此为进一步深化金融改革缩小收入差距提供政策启示,具有重要的理论与现实意义。

从已有文献来看,金融发展对收入分配的影响主要包括对宏观层面上的功能性收入分配和微

* 何秋琴,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所,博士后研究人员;顾文涛,浙江工商大学统计与数学学院,副教授;王利萍,浙江工商大学统计与数学学院,硕士研究生。本文得到浙江省一流学科A类(浙江工商大学统计学)和国家社会科学基金“收入分布动态演变及其成因分析——基于经济效率视角的统计分析”(项目编号:11CTJ009)的资助。

观层面上的规模性收入分配的影响。宏观层面上的功能性收入分配影响主要是指金融发展通过改善资本配置效率影响初次分配格局。有学者认为我国以国有银行为主导的金融体系存在着较强的金融抑制倾向,这使得中小企业面临较严重的融资约束,大量企业因此发展内源性融资,为增加资本累计企业往往选择挤占劳动者报酬(汪伟等,2013),因此金融深化(国有银行扩张)对宏观意义上的劳动收入份额具有显著的影响效应(白重恩和钱震杰,2010)。

微观层面上的规模性收入分配的影响主要是指金融发展通过增加金融可得性、促进经济增长等影响居民收入分配格局。关于金融发展对居民收入分配的影响效应归纳来看主要有三种观点。第一种观点认为金融发展将通过增加金融可得性(放松信贷约束)、促进经济增长、降低贫困率以及提高劳动力市场需求等路径改善收入分配格局(Cl Clarke,2006)。第二种观点认为金融发展将拓宽富人获得信贷支持的路径,从而比穷人获得更多的投资回报,加深贫富差距程度(Rajan and Zingales,1996),而且金融发展将作用于劳动力市场,拉大不同技能劳动力的工资收入差距,从而扩大收入不平等(Jerzmanowski,2013)。第三种观点认为金融发展与收入不平等之间呈非线性复杂关系(主要是倒U型关系)。这种观点的持有者主要从金融中介门槛及信贷市场均衡利率角度考虑,认为随着经济的不断发展,金融中介规模由小到大,从而导致收入分配不平等状况先上升后下降(Greenwood and Jovanovic,1990)。

关于微观层面上的影响效应中国的经验证据结论也不尽相同。杨俊等(2008)认为中国整体金融发展在短期内缓解了全国贫困状况并改善了贫困人口收入分配情况,但从长期看,它没有成为促进贫困减少的重要因素。陈志刚和王皖君(2009)基于1986-2005年经验证据指出,金融规模的扩张扩大了全国居民收入基尼系数和城乡收入比率,而金融效率的提高则缩小了城乡收入比率。胡德宝和苏基溶(2015)基于省级动态面板数据的经验证据表明,现阶段我国金融发展与收入分配间不存在倒U型关系,同时金融发展能缩小收入差距,有利于提高低收入家庭的相对收入,并存在地区差异性。

这些实证研究结果存在不一致性,意味着改革开放以来中国金融发展水平对中国收入不平等的影响存在着内在的复杂的正向和负向效应机制。对于错综复杂的影响效应机制,仍需要更多崭新视角进行深度解读,一个重要的视角就是,作为收入分配的两个维度,居民收入分配和初次分配两者之间存在的重要内在联系。已有学者对初次分配和居民个体收入分配的联系建立了理论分析框架(Daudey and Garcia-Pealosa,2007; Checchi and Garcia-Pealosa,2008; Atkinson,2009),并通过实证研究证实了初次分配格局是居民收入不平等的重要影响因素(李稻葵,2009; García-Peñalosa and Orgiazzi,2013; 郭庆旺和吕冰洋,2012; 周明海和杨粼炎,2017)。然而,目前金融发展对收入分配的影响效应研究主要是对居民收入分配和初次分配分别开展,并没有将两者有机地结合起来。

可喜的是,已有学者在做这方面的尝试,崔艳娟和孙刚(2012)采用1978-2010年中国各省的面板数据检验金融发展对贫困减缓的作用,研究结论表明金融发展可以通过收入分配途径提高穷人的收入水平,但由于该文选用城乡收入比衡量收入分配,存在指标选取过于简单,对内在机制揭示存在不足的问题。为进一步剖析金融发展对收入分配的内在影响机制,在上文启示下,本文提出并有待检验的命题是:金融发展、初次分配和居民收入分配之间存在内在影响机制,即金融发展水平不仅直接影响居民收入不平等,还将通过初次分配这一路径来间接影响居民收入不平等。需要特别指出的是,关于本文提出和研究的金融发展水平通过初次分配这一路径来最终影响微观收入的不平等,其中的金融对初次分配的影响是宏观层面的,而最终影响的是微观层面的基尼系数,因而本文认为初次分配在金融发展对收入不平等的影响中起到了一个重要的桥梁(路径)作用。一个有意思的问题是在中国的实际情况下,数据能否支持这个路径效应的存在性?如果存在这一效应的话,那么其效果是什么?本文在实证部分将通过省级面板计量模型的构建来回答这些问题。

本文通过引入初次分配这一宏观路径,试图对其影响的内在机制进行剖析,期望构建一个从宏观到微观的收入不平等影响分析机制,并结合中国的省级面板数据来进行实证分析。与已有文献相比,本文的主要贡献体现在以下两个方面:(1)从理论上提出金融发展作为重要的金融宏观调控目标是通过初次分配这一宏观意义上的收入分配路径来影响微观意义上的居民收入分配。(2)基于上述论断,本文利用我国省级面板数据,结合分层分析,门槛回归等计量方法,建立金融发展的劳动收入份额路径效应模型,研究不同金融发展水平对居民收入不平等的初次分配路径传导效应,为进一步深化金融改革,缩小收入不平等提供政策启示。

表1 2003-2016年我国居民收入基尼系数

年份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
基尼系数	0.479	0.473	0.485	0.487	0.484	0.491	0.490
年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
基尼系数	0.481	0.477	0.474	0.473	0.469	0.462	0.465

数据来源:国家统计局。

二、理论框架及模型设定

(一)理论框架

自20世纪80年代改革开放以来,中国金融改革的主要目标是迈向市场化和国际化,建立一个规范化、专业化的银行和金融市场体系。经过三十多年的发展,目前我国金融结构主要包括以大银行为主导的间接融资和以股市为主的直接融资。进一步深化改革的目标之一是要加强地区性、中小金融体系的建设,来服务实体经济,促进充分就业,保护出资人应有的回报。深化金融改革对我国金融发展水平和居民收入水平都有重要的影响作用,而研究金融发展对收入不平等的作用机制为我国进一步深化金融改革同样有重要的政策启示。本文首先通过对已有文献的回顾,总结了金融发展水平通过初次分配这一宏观路径影响收入不平等的三个内在作用机制,具体如下。

第一,金融服务的普及性。在金融发展初期,金融市场整体发展是欠完善的,充斥着诸如准入门槛高、交易信息不对称等问题,只有有限的高收入群体可以享受到金融服务带来的便利,这种针对性会加剧收入不平等。但是随着金融市场日臻成熟,金融服务和金融产品越来越丰富,不同收入群体都能公平便捷地进入金融市场、接受金融服务,增加投资选择和收益,从而改善收入不平等。在这个过程中,初次分配中资本收入份额高的地区往往普及较快,获得的服务较为完善,然后影响资本收入份额低的地区。同时,金融发展程度越高,代表着金融机构间的竞争也越激烈,会无形中迫使其不断提高金融服务质量、刺激金融工具创新,增加服务的普及程度。

第二,金融信贷的门槛。从融资门槛-人力资本投资-职业选择的影响路径来看,在金融发展初期,信贷市场的不完善意味着借贷困难且成本高昂。从而初始财富很大程度上决定了个体是否有能力进行人力资本投资,进而影响职业选择,即成为企业家或被迫成为雇佣工人。初始财富以这种方式拉大了收入不平等,并限制了企业家精神的具体实现。但是随着金融市场的日臻成熟,准入门槛不断降低,初始资源配置对个体的投资决策的影响会逐渐弱化,越来越多的人能够通过信贷融资和风险投资进行人力资本投资,不断提高自身的劳动力素质,得到更高的劳动工资或者能通过风险投资等方式实现自己办企业创新致富的理想,这样就形成了先富带动后富的机制,平衡收入分配

格局。在这个过程中,对有严格金融管控的发展中国家如中国而言,会受到金融抑制的影响。而这种影响的程度一般会与区域发展程度相关,对初次分配中资本收入份额高的地区产业发展往往规模大,潜力高,对企业和个人而言,受到金融抑制而扭曲的负面影响会较少。

第三,宏观经济增长是金融发展和收入差距间的传导中介,金融发展能直接促进经济增长,然后提高收入水平,从而间接缩小收入差距。由于金融体系的信息收集功能、风险分担功能降低了交易成本,通过利率等手段影响储蓄率和资本配置效率,促进了经济增长,并由经济增长造成劳动力市场需求扩大,劳动者就业更充分,均衡工资得以提高,从而影响收入分配状况。换言之,金融发展提高了社会总产出,在初次分配中让劳动力的份额增长,从而影响居民的收入水平。

本文提出的金融发展通过初次分配这一宏观经济的路径在微观层面上对居民收入分配的影响是基于以下两个经济学理论模型的扩展:

1. 基于道迪等(Daudey et al,2007)的要素禀赋模型的扩展

假定一个经济中有资本存量 K 和劳动力 L 两种生产要素,总产出为 $Y = F(K, L)$ 。同时假定个体 i 的劳动收入为 w_i ,拥有的资本量为 K_i ,资本回报率为 r , ρ 为金融发展水平指标,那么个体 i 的收入为:

$$Y_i = w_i + r(\rho)K_i \quad (1)$$

其中金融发展水平将直接影响资本回报率。 y_i 为个体 i 的收入与整个经济中平均收入之比, $y_i = \frac{Y_i}{Y}$ 。那么相对收入比可表示为:

$$y_i = LS(\rho)\omega_i + (1 - LS(\rho))k_i \quad (2)$$

其中, $\omega_i = \frac{w_i}{w}$,表示个体工资与平均工资之比,反映其劳动禀赋状况; $k_i = \frac{K_i}{K/L}$,表示经济中个人资本与人均资本之比,反映其相对资本禀赋; $LS(\rho) = 1 - \frac{r(\rho)\bar{K}L}{Y}$,表示总产出中的劳动份额,在这里是金融发展水平 ρ 的函数。

从式(2)可知个人收入分配依赖于三个要素:个人的劳动禀赋(工资)状况 ω_i 、个人的资本禀赋状况 k_i 和总产出在劳动和资本两大要素间的分配比例 $LS(\rho)$ 。显然,如果资本收入的分配比劳动收入分配更不合理,那么劳动收入份额的增长应该可以缓解居民收入不平等,并且金融发展水平通过要素禀赋的分配比例这一路径来影响收入不平等。

2. 基于切奇等(Checchi et al,2008)的收入分配理论模型的扩展

假设经济中存在以下三种类型的劳动者:第一种是失业者,占总人数的比例为 u ,接受失业补助 B 。第二种是低技能劳动者,占总人数的比例为 l ,赚取的工资为 w_u 。第三种为高技能劳动者,占总人数的比例为 s ,其中占比 $s - k$ 的劳动者只有劳动工资 w_s ,剩余的 k 为“工人资本家”,既作为高技能劳动者获得劳动工资 w_s ,又作为资本家获得利润 π ,令 ρ 为金融发展水平指标,由于金融发展水平降低了信贷和投资门槛,影响了个体的投资水平,可以认为“工人资本家”比例 k 是 ρ 的函数。显然有 $u + l + s = 1$ 。

设人均产出为 y ,注意这里 y 实际上是 ρ 的函数,劳动收入份额可被定义为 $\theta(\rho) = (w_s s + w_u l)/y$,则工人资本家获得利润为 $\pi(\rho) = (1 - \theta)\frac{y}{k(\rho)}$ 。设政府对就业人员征税税率为 τ ,作为失业补助的融资。故高技能和低技能劳动者的净工资分别为 $\tilde{w}_s = (1 - \tau)w_s$, $\tilde{w}_u = (1 - \tau)w_u$;失业人员获得的失业补助金为 $B = \tau\theta Y/u$,理论上三者的关系为 $\omega_s > \omega_u > B$ 。

利用非等分组基尼系数公式计算不同组群间的收入不平等程度:

$$Gini = \frac{1}{2y} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_i - y_j| n_i n_j \quad (3)$$

其中, y_i 表示子群 i 的收入, n_i 表示子群 i 占总人数的比例, N 表示子群数, 最后得到:

$$Gini = (1 - k) [1 - \theta(\rho)] + ls \frac{\tilde{w}_s - \tilde{w}_u}{y} + u(1 - u) \frac{\tilde{w} - B}{y} \quad (4)$$

$w = (w_s s - w_u l) / (s + l)$ 为总体平均工资。由上式可以看出基尼系数是人口比例 (s, l, u) 、资本所有者比例 $k(\rho)$ 、劳动收入份额 $\theta(\rho)$ 、工资差距 $\tilde{w}_s - \tilde{w}_u$ 和失业补助金 B 的函数。该模型显示, 劳动收入份额是基尼系数的重要组成部分, 两者存在理论上的负向关系。劳动收入份额与利润份额此消彼长, 劳动收入份额提高意味着利润份额的降低, 相当于减少了富裕阶层的收入, 有助于缩小居民收入差距, 而金融发展水平则同样通过劳动收入份额来影响收入微观的收入差距水平。

这两个经济模型主要从理论上说明了金融发展水平是如何通过初次分配来影响最终的收入分配。切奇等人的理论模型还无法直接应用到实证中来验证初次分配是缩小或扩大收入差距, 因为其中的一些因素的测度, 比如个人禀赋及对低技术工人和高技术工人的市场需求的测度等等非常困难。本文则基于上述的理论, 提出金融发展是通过初次分配这一宏观路径来影响收入分配的观点, 并应用省际的面板数据对具体影响效应做了测度和统计分析。同时由于初次分配的变化也可能会带来金融发展的变化, 比如劳动份额的增多有助于繁荣金融市场, 因而初次分配带来的经济变化也可能会反作用于金融的发展, 这种复杂的相互影响究竟是否在实际情况中有体现? 如果有需要如何去测度其影响? 本文将通过实证研究来探讨这些问题。综上所述, 本文有待检验的命题可以用图 1 进行表示。

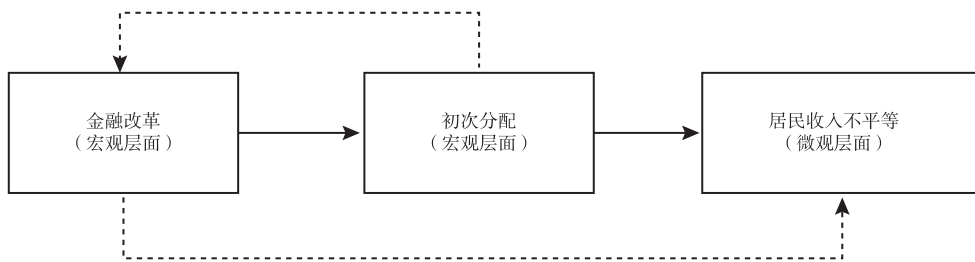


图 1 本文逻辑路线图

资料来源:作者整理。

(二) 模型设定

1. 基准模型

基准模型设定如下, 此模型仅考虑金融发展的直接效应:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 LIS_{it} + \beta_2 FIR_{it} + \alpha' CV_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $Gini$ (基尼系数) 为被解释变量, FIR (金融相关率) 和 LIS (劳动收入份额) 为核心解释变量, CV_{it} 为控制变量, 根据已有文献本文选取 $\ln GDP_{it}$ (人均 GDP 取对数)、 $OPEN_{it}$ (对外开放程度)、 EDU_{it} (人力资本) 和 $Urban_{it}$ (城市化率)。下标表示省 i 份, t 表示年度; μ_i 表示无法被观测的个体效应; ε_{it} 为随机误差项。

2. 路径效应模型

为了进一步研究金融发展是否通过劳动收入份额这一路径来间接地影响收入分配, 引入二者

的交互项 $LIS_{it} * FIR_{it}$ ，构建路径效应模型：

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 LIS_{it} + \beta_2 FIR_{it} + \beta_3 LIS_{it} * FIR_{it} + \alpha' CV_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

该模型先通过对回归结果中交叉项系数的显著情况来验证路径作用的存在性，并根据其正负号来分析具体的影响效果。在相互作用显著的情况下，还将通过分组检验法对交互影响作用做进一步的研究。本文的分组检验法是指采用线性分割方法，事先人为确定核心变量的分离点和区间，据此对分组数据分别进行回归分析。

3. 金融发展门槛回归模型(模型稳健性检验)

为了检验上述模型的稳健性，我们采用了不同的模型，即下面的金融发展的门槛回归模型来做验证：

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 LIS_{it} * I(FIR_{it} \leq \gamma) + \beta_2 LIS_{it} * I(FIR_{it} > \gamma) + \alpha' CV_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

由于路径效应模型的分组检验具有一定的主观性，为了验证路径效应的合理性，以及更好地说明金融发展通过初次分配这一路径对收入分配效应的复杂的非线性，本文采用了汉森(Hansen)提出的静态面板门槛回归模型(Non-dynamic threshold panel regression model)方法作为模型稳健性的检验，利用自抽样法寻找结构突变点，通过验证门槛的存在性来说明非线性的效果。这种方法具有数据驱动的特点，一定程度上可以弥补路径效应模型的不足。

三、指标再测算和变量说明

(一) 指标再测算

1. 省际基尼系数

考虑到省际数据的实际可得性和可比性限制，本文借鉴陈昌兵(2007)和田卫民(2012)对基尼系数的研究方法，即先利用非等分组基尼系数计算公式分别算出城镇和农村居民收入基尼系数，再使用桑德姆(Sundrum)提出的分层加权法求得省际城乡居民混合收入基尼系数。

非等分组基尼系数计算公式：

$$Gini = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^N \sum_{j=i}^N p_i |y_i - y_j| p_j \quad (8)$$

其中， μ 为总体收入均值。按照收入水平高低将人口分为 N 组，各组收入均值为 y_i ，各组人口占比为 p_i 。

分层加权法城乡混合基尼系数计算公式：

$$G = P_1^2 \frac{\mu_1}{\mu} G_1 + P_2^2 \frac{\mu_2}{\mu} G_2 + P_1 P_2 \left| \frac{\mu_1 - \mu_2}{\mu} \right| \quad (9)$$

其中， μ_1 、 μ_2 、 μ 分别是城镇、农村及城乡人均收入， P_1 、 P_2 分别是城镇、农村人口比重， G_1 、 G_2 分别是城镇、农村基尼系数。由此可计算出我国 1995-2013 年 27 个地区的省际基尼系数(不包括西藏、海南、吉林、山东和港澳台)。

2. 省际劳动收入份额

首先，采用要素成本增加值法，用劳动者报酬与利用收入法扣除生产税净额所计算的 GDP 的比重来代表初次分配格局中劳动要素的收入，即：

$$LIS = \frac{\text{劳动者报酬}}{GDP(\text{收入法}) - \text{生产税净额}} \quad (10)$$

其次，统一劳动者报酬口径。将 2004 年之前和 2004-2007 年这两种口径的劳动者报酬调整至与最新口径(2008 年-至今)一致。统一口径需要将 2004 年之前自雇佣者的资本收入从总体劳动

者报酬中减去,同时将2004-2007年间自雇佣者的劳动收入加入到总体劳动者报酬。具体需要两种数据:自雇佣者的混合收入和劳动资本间的分劈比例。

自雇佣者的混合收入主要参考了李琦(2012)及徐蔼婷(2014)对GDP生产系统内劳动者报酬测算的思路。分劈比例采用C-D生产函数 $Y = AL^\alpha K^\beta$ 的劳动产出弹性 α 近似代替个体经济的劳动收入份额。其中, Y 、 L 、 K 分别表示第 t 年个体经济的实际混合收入(GDP指数缩减)、雇主人数和固定资产投资存量。固定资产投资存量 K 按张军(2004)的计算方法求得。

表2 劳动者报酬的不同口径及含义

口径	统计内涵
SNA(1993)	雇员报酬
2004年之前	雇员报酬 + 农户混合收入 + 自雇佣者混合收入
2004-2007年	雇员报酬 + 农户混合收入
2008-至今	雇员报酬 + 农户混合收入 + 自雇佣者劳动收入

资料来源:作者整理。

3. 金融相关率指标

金融相关率指标,即戈氏指标,最早由Goldsmith(1969)提出,指某一时期内全部金融资产与经济总量之比,表示经济货币化的程度。戈氏指标可用公式 $FIR = (M2 + L + S)/GDP$ 表示,其中, $M2$ 为广义货币供应量, L 表示各类贷款, S 表示有价证券。戈氏指标的提出开创了比较金融学的新局面。这一指标符合我国目前以银行业为主导的间接金融发展的现状,国内学者多采用金融机构存贷款总额/名义GDP来近似代替。所以本文中的FIR定义为:

$$FIR = \frac{\text{金融机构存贷款总额}}{\text{名义GDP}} \quad (11)$$

(二) 控制变量说明

1. 经济发展水平($\ln GDP$)。库兹涅茨提出收入分配与经济发展水平有关,本文采用各地区的人均GDP来控制经济发展水平对收入的重要影响,并将原始序列取对数。

2. 对外开放程度($OPEN$)。经济全球化通过国际贸易和国际要素流动等渠道影响收入水平,被认为是造成收入不平等的重要原因(胡昭玲,2004)。本文采用外贸依存度指标,即各地区进出口贸易总额占GDP的比重衡量。进出口总额数据单位为万美元,故先根据当年平均汇率将地区生产总值折算成同样单位(万美元)再计算。

3. 人力资本(EDU)。教育对收入不平等有着重要的影响(白雪梅,2005),教育水平会影响人力资本投资和就业能力,进而影响收入分配。本文利用6岁及6岁以上人口平均受教育年限来衡量,具体算法为:

$$\frac{(\text{小学文化程度人口数} \times 6 + \text{初中} \times 9 + \text{高中} \times 12 + \text{大专及以上学历} \times 16)}{\text{6岁以上抽样人口}} \quad (12)$$

4. 城市化率($Urban$)。陆铭等(2004)认为,城市化进程的推进代表着资本、人力和政策的不断集中,可以为低收入的农民提供更好的教育和就业机会,进而提高低收入群体的收入水平。本文用人口层面的城市化水平,即城市人数占总人数的比重来衡量。

(三) 数据来源

本文实证分析所用数据为全国27个省市自治区(由于数据的可得性问题,本文研究样本中不包括西藏、吉林、山东、海南和港澳台)19年(1995-2013年)共包含513个观测值的面板数据。选

取该样本区间的主要原因为中国的金融改革在 80 年代处于我国国民经济向市场经济转轨的早期,该时期金融市场领域改革的主要任务是引进市场经济金融体系的基本结构,市场还未成熟,特别是证券市场还未建立,而本文更关注金融市场真正建立以后对收入的影响。虽然中国股市在 1990 年正式开启,但直到 1993 年国务院颁布了《股票发行与交易管理暂行条例》及 1994 年正式颁布实施了《中华人民共和国公司法》,市场的监管法制才成型,因而起始点取在 20 世纪 90 年代中。另外,中国的金融政策在 2014 年后有较大的变化,如存款利率浮动上限达到 50%,人民币兑美元交易价每天浮动幅度由 3%逐步扩大至 2%,同年还推出了沪港通,实现了上海证券交易所和香港联交所的互联互通(周小川,2015)等等。对于近年来的这些金融的进一步深化改革措施,和前期的金融改革有较大的差异,适合进行独立研究,因而本文把实证数据的时间点截止在 2013 年。

金融相关率数据来自历年《中国金融年鉴》,劳动收入份额部分数据来自《中国国内生产总值核算历史资料 1995-2004》。如无特殊说明,其他数据均来自于历年《中国统计年鉴》和各地区统计年鉴及《新中国 60 年统计资料汇编》。另外,个别缺失数据及重庆市 1995 和 1996 年部分数据采用回归法补全。

四、实证分析

(一)模型估计结果

1. 基准模型估计结果如表 3 所示。在基准模型的检验中,首先只考虑了初次分配和金融发展两个关键因素,其次,再加入一些控制变量。由于 Hausman 检验拒绝随机效应模型,本文的回归采用固定效应面板回归模型。为了结果的稳健性,还采用 Drisc-Kraay 的稳健标准差估计做对比,结果显示关键变量的显著性及其影响方向都一致。对控制变量的结果分析如下。

(1)对外开放程度(*OPEN*)这一变量的估计系数显著为正,说明经济开放程度提高扩大了居民之间的收入差距,主要是经济全球化引起了生产要素的相对需求变化,改变了劳动、资本及技术等生产要素的预期报酬率,进而影响到收入分配。斯托尔帕-萨缪尔森定理(S-S 定理)从发展中国家的劳动力需求增加进而劳动要素价格上涨的角度分析,得出对外贸易将有助于降低收入不平等的结论。可很多学者认为,考虑到发展中国家的贸易开放往往伴随着政治、经济和社会等各领域的改革,它对收入分配的影响机制变得非常复杂。古尔登等(Gourdon et al.,2008)就指出,一方面,对外开放为新兴国家的企业提供了机遇,促使其不断提高技术生产力进军国际市场,导致发展中国家企业对熟练劳动力的需求增加;另一方面,经济全球化意味着国内企业的经营风险增加,对劳动力的需求不稳定,不利于非熟练劳动力的就业。同时,资本、原材料和劳动力在全球范围内流动频率加快,工人尤其是非技术工人的可替代性上升,缺乏竞争力的劳动者谈判力量被削弱。对外开放产生了对劳动力的连锁负面作用,加剧了收入不平等。

(2)人力资本(*EDU*)的估计系数显著为正,说明提高劳动者的平均受教育年限会起到加剧收入不平等的作用。在其他条件不变的情况下,人均受教育年限每提高一年,基尼系数平均增加近 0.0166。教育程度对收入不平等的影响在文献中结果并不一致,一般认为更高的人力资本水平,意味着更高的劳动生产率,有更多的人可以就业于高收入部门,人们之间的收入差距就应该是缩小的(见杨娟等,2015 等)。然而我们的研究结果显示我国人力资本提升反而拉大收入差距,与另一部分的文献结果相一致(Jiminez,1986;Sylwester,2003;熊广勤和张卫东,2010)。原因可以结合奈特(Knight)的观点进行分析,他们认为二元经济结构中存在着教育的结构效应和工资压缩效应,即人力资本积累初期,随着教育水平的提高,高学历群体规模不断增大,收入不平等程度会增加;但当高学历群体规模增加到一定程度,教育收益率会下降,劳动工资会因为供过于求而下降,从而降低不

平等。如果他们的理论成立,那么我国目前正处于教育投资回报率上升的人力资本积累初期。另外,我国的城乡二元经济造成人力资本和教育资源分布严重不平衡,优质的教育资源主要集中在城镇地区,有效提升了发达地区的人力资本积累。而广大农村地区教育资源始终停留在较低水平,既不利于农村地区人力资本积累,又难以吸引和支撑高技能劳动力就业。受教育机会不平等也是导致收入不平等的因素之一。

(3)城市化率(*Urban*)系数显著为负,表明我国城镇化进程的快速推进有助于缩小居民收入差距。城市化暗含了生产要素的流动情况,较高的城市化率一般意味着文化程度较高、能力较强的劳动力和大量闲散资金向城市聚集。程开明(2011)认为城市化率的提高会产生聚集效应,进而对城乡收入差距产生影响。城市聚集效应一来可以使大量生产活动越来越集中,产业优势越来越明显,规模效益使城市生产效率更高,居民收入提高更快。二来城市聚集效应推动了农村剩余劳动力的转移,提高了农村劳动生产率和人均资源拥有量,农村劳动力市场的均衡工资水平得以上升,农民收入增加自然有助于缩小城乡收入差距。

表 3 基准模型回归结果

	(1)	(2)	Drisc/Kraay 标准差
劳动收入份额(<i>LIS</i>)	-0.2180 ^{***} (0.0236)	-0.1130 ^{***} (0.0254)	-0.1130 ^{**} (0.0352)
金融相关率(<i>FIR</i>)	0.0285 ^{***} (0.0032)	0.0094 ^{**} (0.0039)	0.0094 (0.0060)
对外开放程度(<i>OPEN</i>)		0.0429 ^{***} (0.0107)	0.0429 ^{***} (0.0120)
人力资本(<i>EDU</i>)		0.0166 ^{***} (0.0048)	0.0166 ^{**} (0.0070)
城市化率(<i>Urban</i>)		-0.0968 ^{***} (0.0160)	-0.0968 ^{***} (0.0074)
经济发展水平(<i>LnGDP</i>)		0.0060 (0.0048)	0.0060 (0.0102)
截距项	0.4330 ^{***} (0.0167)	0.2620 ^{***} (0.0290)	0.2620 ^{***} (0.0785)
样本数	513	513	513
调整后 R 方	0.2420	0.3600	0.3998

注:括号中为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

数据来源:作者计算整理。

2. 路径效应模型估计结果如表 4 所示。表 4 直接给出的是在 Drisc-Kraay 的稳健标准差下的估计结果。本文对 *FIR* 和 *LIS* 的分组区分采用了对样本数据的三等分法。在路径效应的估计结果中,模型(2)的结果显示交互项的系数显著,表明了初次分配对金融发展影响居民收入分配的路径效应存在。其系数为正,表明了金融发展水平越高,劳动要素缩小收入差距的能力越低。模型(3)-(5)通过对金融发展不同水平的分层来考察初次分配路径效应的强弱。具体来说,当金融发展程度较低时,劳动要素收入缩小收入差距的能力最强。在其他变量不变的情况下,劳动收入份额每提高 1 个百分

点,基尼系数会降低 0.0014。随着金融发展程度的上升,系数变得不显著,表明 *FIR* 的作用并不明显,这有可能是主观划分金融发展水平导致的。在金融发展程度高的情况下,劳动收入份额缓解收入不平等的作用重新变得显著。不过此时,在其他变量不变的情况下,劳动收入份额每提高 1 个百分点,基尼系数只会降低 0.0007。相较于低水平的金融发展水平,劳动要素降低不平等的能力下降了 50%,原因可能是金融发展程度更高,要素市场更完善,资本和技术的获得难度降低有助于提高劳动生产率,并替代劳动要素的部分作用,从而导致劳动要素对基尼系数的重要性降低。上述分析表明,金融发展通过初次分配的路径效应的确存在。更进一步说,随着金融发展的不断提高,劳动要素缩小收入差距的能力逐渐减弱。模型(6)-(8)则是考察不同的初次分配水平会不会反向影响金融发展对收入不平等的影响,结果显示金融因素在分层下变得不显著,因而实证数据并不支持初次分配带来的经济变化反作用于金融发展变化这一机制,而更倾向于金融发展通过初次分配这一路径来间接影响居民收入分配。

表 4 路径效应检验 (Drisc/Kraay 标准差)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	路径效应检验		FIR 低	FIR 中	FIR 高	LIS 低	LIS 中	LIS 高
金融相关率 (<i>FIR</i>)	-0.1130*** (0.0352)	-0.3890*** (0.0922)				0.0072 (0.0057)	-0.0203 (0.0155)	0.0214* (0.0105)
劳动收入份额 (<i>LIS</i>)	0.0094 (0.0059)	-0.0531*** (0.0141)	-0.1430* (0.0682)	0.0300 (0.0368)	-0.0702* (0.0310)			
对外开放程度 (<i>OPEN</i>)	0.0429*** (0.0117)	0.0468*** (0.0124)	0.1260 (0.1070)	0.0821*** (0.0135)	0.0450*** (0.0089)	0.0532*** (0.0094)	0.1050** (0.0346)	-0.1100 (0.0947)
人力资本 (<i>EDU</i>)	0.0166** (0.0070)	0.0147** (0.0065)	0.0214 (0.0160)	0.0197* (0.0093)	0.0223** (0.0075)	0.0028 (0.0090)	0.0279*** (0.0077)	0.0169** (0.0062)
城市化率 (<i>Urban</i>)	-0.0968*** (0.0075)	-0.0900*** (0.0095)	-0.0122 (0.0173)	-0.2030*** (0.0128)	-0.0794** (0.0256)	-0.0930*** (0.0277)	0.4050*** (0.0777)	-0.1440*** (0.0140)
经济发展水平 (<i>LnGDP</i>)	0.0060 (0.0103)	0.0040 (0.0095)	-0.0015 (0.0114)	0.0129 (0.0117)	0.0009 (0.0103)	0.0193 (0.0119)	-0.0346** (0.0111)	0.0056 (0.0091)
交叉项 (<i>FIR * LIS</i>)		0.1180*** (0.0277)						
截距项	0.2620*** (0.0785)	0.4390*** (0.1000)	0.2960** (0.1240)	0.1610 (0.0964)	0.2360** (0.0760)	0.1260 (0.0710)	0.3470*** (0.0765)	0.2510*** (0.0683)
样本量	513	513	171	171	171	171	171	171
调整的 R 方	0.3998	0.4206	0.4273	0.4391	0.4486	0.4560	0.5309	0.4127

注:括号中为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

数据来源:作者计算整理。

3. 面板门槛回归模型估计结果如表 5-7 所示。这一模型是为了检验路径模型的稳健性,从而来佐证金融发展通过初次分配的路径来影响收入分配。由表 5 可知,*FIR* 通过了单一门槛值检验。表 6 列出了门槛估计值及 95% 置信区间。在确定了单一门槛效应显著后,表 7 列出了门槛回归模型的参数估计结果,并与模型(1)的固定效应结果进行比较分析。

门槛回归的结果显示,不同金融发展水平下,劳动收入份额的系数均显著为负,说明劳动收入份额降低不平等的能力十分稳健。但是数值大小存在差异,与路径效应模型的结果类似,在金融发展水平较低时,劳动要素收入缓解不平等的能力可达 0.1267,而一旦跨越了门槛值,提高劳动者报

酬对收入差距的缩小作用将明显减弱至 0.0901,这个结论和上述路径模型结论是一致的。金融发展通过收入分配的路径效应确存在明显的阈值,与收入不平等之间的非线性关系显著。同时这一结果也从侧面说明了路径效应模型中分成三个区域可能过多了,因而中区域的系数变得不显著。

表 5 门槛效应检验

门槛变量	模型	F 值	BS 次数	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
	单一门槛	32.0700*	500	45.9240	33.1029	28.8379
	双重门槛	10.8700	500	36.9538	25.6492	21.4534

数据来源:作者计算整理。

表 6 门槛阈值及 95% 置信区间

	门槛估计值	95% 置信区间
单一门槛模型(FIR)	1.9011	[1.8841, 1.9185]

数据来源:作者计算整理。

表 7 模型估计结果比较

变量	门槛回归模型	固定效应模型
$LIS(FIR < 1.9011)$	-0.1267*** (0.0247)	
$LIS(FIR > 1.9011)$	-0.0901*** (0.0244)	
劳动收入份额(LIS)		-0.1130*** (0.0254)
对外开放程度(OPEN)	0.0458*** (0.0045)	0.0429*** (0.0107)
人力资本(EDU)	0.0164*** (0.0045)	0.0166*** (0.0048)
城市化率(Urban)	-0.0988*** (0.0156)	-0.0968*** (0.0160)
经济发展水平(LnGDP)	0.0061 (0.0047)	0.0060 (0.0048)
金融相关率(FIR)		0.0094** (0.0039)
常数项	0.2969*** (0.0245)	0.2620*** (0.0811)

注:括号中为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

数据来源:作者计算整理。

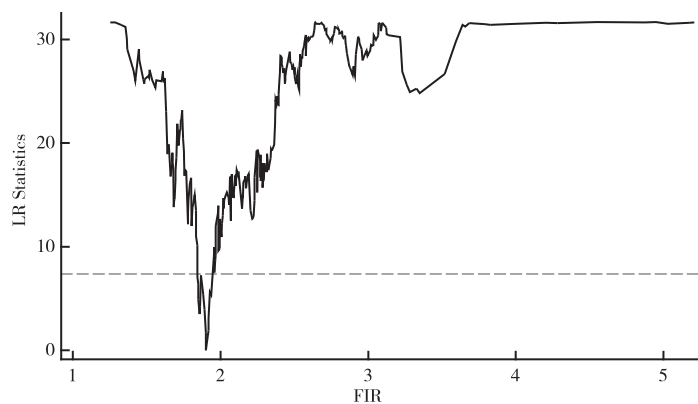


图 2 FIR 门槛估计值及置信区间

资料来源:作者计算整理。

五、结论和建议

第一,本文实证结果显示,初次分配对居民收入影响显著。提高劳动收入份额会显著降低基尼系数,劳动收入份额每提高1%,基尼系数平均可下降0.0011。现阶段我国工资性收入仍是低技能劳动力最重要的收入来源,劳动收入份额的下降意味着低收入群体受影响更大,扩大收入差距水平。虽然理论上工资水平取决于劳动力供求关系,但现实中的劳动工资往往受到劳资双方签订契约的制约,与劳动和资本议价能力有关。我国劳动力资源相对丰裕,当国际化和全球化生产活动越来越倚重资本和技术时,劳动需求的减少和工资收入的下降几乎成了必然。因而在政策层面,除了实施为劳动者提供基本保障的最低工资制度等外,提升劳动者素质和产业结构改革以提供更多较高收入的就业机会变得尤其重要。

第二,基准模型和路径效应模型检验了金融发展影响收入不平等是否通过初次分配的路径来实现。模型的实证结果显示我国目前金融发展所带来的效果是扩大收入不平等,这一点和门槛板模型的结果一致。在路径模型的进一步分析中,按照金融发展水平由低到高的分层分析的结果显示为劳动收入份额缩小居民收入差距的能力由强转弱,即随着金融发展水平的不断提高,劳动要素缩小收入差距的能力逐渐减弱,这也是本文提出的金融发展通过初次分配这一路径来间接影响居民收入分配论断的重要支撑证据。结果中值得注意的是,若按照劳动收入份额由低到高进行分层分析时,金融发展对收入不平等的效应变得不显著,这意味着实证数据并不支持初次分配反向影响金融发展水平。

从理论分析框架中的金融中介的成本效应和人力资本投资这两个角度来看,我国的金融改革应该还处于初级阶段,体现出较强的加剧居民收入不平等的结果。其原因可能来自于我国长期以来金融资源配置不均及银行主导的信贷偏向的国情,城乡间金融资源配置极不合理,城市金融资源丰富,乡镇则非常欠缺。为了满足农村地区金融需求,民间借贷等非法融资行为大量滋生,这导致农村正规金融发展举步维艰,从而造成城乡收入差距不断扩大。另一方面,信贷偏向使中小企业缺少金融政策支持,难以扩大生产经营,不利于企业发展。面临融资约束的企业不得不进行内源性融资,不管是减少劳动力需求还是压低现有员工收入,都会进一步扩大收入差距。因而金融改革的进一步深化非常重要,普惠金融的发展将会降低金融中介的成本效应;而更加多样化的融资市场,比如公共债券市场的建立或许会缓解中小企业的融资约束,从而促进经济发展。当金融促进经济更加繁荣时,其带来的效果或许会从现在的扩大收入不平等转为减小收入不平等,即金融发展水平对收入不平等的效用可能符合库兹涅兹曲线,存在先扩大再减小的过程,而普惠金融的发展及金融的直接融资市场(股、债券市场)的进一步深化可能会加快其拐点的到来,这为我国进一步深化金融改革提供政策启示。

参考文献

- 白雪梅(2004):《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》,第6期。
- 白重恩、钱震杰(2010):《劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据》,《世界经济》,第12期。
- 陈昌兵(2007):《各地区居民收入基尼系数计算及其非参数计量模型分析》,《数量经济技术经济研究》,第1期。
- 陈志刚、王皖君(2009):《金融发展与中国的收入分配:1986-2005》,《财贸经济》,第5期。
- 程开明(2011):《聚集抑或扩散——城市规模影响城乡收入差距的理论机制及实证分析》,《经济理论与经济管理》,第8期。
- 崔艳娟、孙刚(2012):《金融发展是贫困减缓的原因么?——来自中国的证据》,《金融研究》,第11期。
- 郭庆旺、吕冰洋(2012):《论要素收入分配对居民收入分配的影响》,《中国社会科学》,第12期。
- 胡德宝、苏基溶(2015):《金融发展缩小收入差距了吗?——基于省级动态面板数据的实证研究》,《中央财经大学学报》,第

10期。

胡昭玲(2004):《经济全球化与收入不平等》,《经济学家》,第4期。

李稻葵、刘霖林、王红领(2009):《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》,第1期。

李琦(2012):《中国劳动份额再估计》,《统计研究》,第10期。

林毅夫(2012):《完善收入分配改革需深化金融结构改革》,《中国新闻网》,2012年11月18日, <http://www.chinanews.com/cj/2012/11-18/4337250.shtml>。

陆铭、陈钊(2004):《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》,第6期。

田卫民(2012):《省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析》,《经济科学》,第2期。

汪伟、郭新强、艾春荣(2013):《融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费》,《经济研究》,第11期。

熊广勤、张卫东(2010):《教育与收入分配差距(20):中国农村的经验研究》,《统计研究》,第11期。

徐蕊婷(2014):《劳动收入份额及其变化趋势》,《统计研究》,第4期。

杨娟、赖德胜、邱牧远(2015):《如何通过教育缓解收入不平等?》,《经济研究》,第9期。

杨俊、王燕、张宗益(2008):《中国金融发展与贫困减少的经验分析》,《世界经济》,第8期。

张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》,第10期。

周明海、杨胤炎(2017):《中国劳动收入份额变动的分配效应:地区和城乡差异》,《劳动经济研究》,第6期。

周小川(2015):《金融改革发展及其内在逻辑》,《中国金融》,第19期。

Atkinson, A. (2009): "Factor Shares: The Principal Problem of Political Economy?", *Oxford Review of Economic Policy*, 25, 3-16.

Checchi, D. and C. García-Peñalosa (2008): "Labour Market Institutions and Income Inequality", *Economic Policy*, 23, 601-664.

Clarke, G., L. Xu and H. Zou (2006): "Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us?", *Southern Economic Journal*, 72, 578-596.

Daudey, E. and C. García-Peñalosa (2007): "The Personal and the Factor Distributions of Income in a Cross-Section of Countries", *Journal of Development Studies*, 43, 812-829.

García-Peñalosa, C. and E. Orgiazzi (2013): "Factor Components of Inequality: A Cross-Country Study", *Review of Income & Wealth*, 59, 689-727.

Goldsmith, R. (1969): *Financial Structure and Development*, Yale University Press.

Gourdon, J., N. Maystre and J. Melo (2008): "Openness, Inequality and Poverty: Endowment Matter?", *Journal of International Trade & Economic Development*, 17, 343-378.

Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990): "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107.

Jerzmanowski, M. and M. Nabar (2013): "Financial Development and Wage Inequality: Theory and Evidence", *Economic Inquiry*, 51, 211-234.

Jimenez, E. (1986): "The Public Subsidization of Education and Health in Developing Countries: A Review of Equity and Efficiency", *World Bank Research Observer*, 1, 111-129.

Rajan, R. and L. Zingales (1996): "Financial Dependence and Growth", *Social Science Electronic Publishing*, 88, 559-586.

Sylwester, K. (2003): "Enrolment in Higher Education and Changes in Income Inequality", *Bulletin of Economic Research*, 55, 249-262.

(责任编辑:周莉萍)