

# 金融结构影响收入不平等的边际效应演化分析<sup>\*</sup>

刘贯春 刘媛媛

**内容提要:**现有关于金融与收入不平等研究多集中于金融发展的规模因素,忽略了金融结构的重要性。考虑到当前阶段中国仍处于“金融抑制”状态,如何将有限的金融资源分配到不同金融部门尤为关键。基于金融部门与结构特征的双重视角,在1996—2012年省级面板数据的基础上,本文实证检验了金融结构对不同区域(城镇、农村和整体)收入不平等的影响,并重点分析了其边际效应的动态演化特征。全样本估计结果发现,提升直接融资比例有利于缓解农村和整体两个层面的收入不平等,但在城镇层面不存在积极效应。同时,金融结构在不同时期的边际效应存在结构性突变,2002年后仅在农村层面存在缩小效应。进一步,面板分位数估计结果表明,伴随着收入不平等的持续恶化,金融结构在农村地区的缩小效应凸显并趋于增强,而在整体层面趋于稳定。由此可见,逐步放开金融市场管制以提升金融市场在金融体系中的相对重要性,在一定程度上有助于缓解收入不平等。

**关键词:**金融结构 收入不平等 边际效应 动态演化

## 一、问题提出

金融体系与收入不平等的关系一直是发展经济学的研究热点,近年来众多学者对两者关系进行了深入探讨。但是,以往研究多集中于金融发展的规模因素,忽略了其结构特征(金融市场和金融中介的混合比例)对收入不平等的重要性。事实上,不同金融制度安排在动员储蓄、转化社会闲散资金和信贷配置等方面各具优势和劣势,作为一国金融体系的结构特征,金融结构决定了经济发展进程中实体企业和居民面临的金融服务类型和质量(林毅夫等,2009)。通过获取公司和管理层的信息及管理跨时期和流动性风险等,银行业发展有利于提升投资效率、改进资本分配和公司治理效率(Diamond, 1984; Allen & Gale, 1999)。同时,竞争激烈的金融市场有利于搜集公司信息,并将信息有效地传递给投资者,从而有利于企业筹措资金(Boot & Thakor, 1997)。当前阶段,中国的金融资本规模十分有限,即金融资源仍旧处于“金融抑制”状态。那么,金融结构如何影响收入不平等及如何调整金融资本在不同部门之间的分配值得深入研究。

进一步,伴随着收入不平等持续恶化,不同行政区域之间呈现显著差异。以基尼系数作为收入不平等的度量指标,利用田卫民(2012)提出的非等分组测度方法,得到1996—2012年间中国城镇、农村及整体三个层面的居民收入分配情况,如图1所示。其中,城镇基尼系数由城镇居民人均可支配收入分组数据估算得到,而农村基尼系数由农村居民人均纯收入分组数据估算得到。不难看出,城镇和整体两个层面的收入不平等程度在整体上呈现上升的趋势,但在2002年后其增长速度减缓且趋于稳定,即收入不平等的持续恶化得到一定程度的遏制。同时,农村居民收入分配不平等,则在1998—2002年间呈现缓慢的上升趋势,并在此之后呈现缓慢的下降趋势。由此可见,在不同区域,收入不平等呈现差异化,且在2002年前后均存在结构性变化。换言之,对应于中国不同区域,相同的金融发展规模和结构特征对收入不平等的影响呈现差异化。因此,在研究金融体系与收入分配的关系时,应区别对待城镇和农村两个层面,以得到更为精确的估计结果并提出对应的政策建议。

<sup>\*</sup> 刘贯春,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子邮箱:liuguanchun1@126.com;刘媛媛,四川大学经济学院,电子邮箱:liuyuan123@126.com。本文为国家社会科学基金重大项目“我国经济发展新常态的趋势性特征及政策取向研究”(15ZDA008)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的意见和建议,当然文责自负。

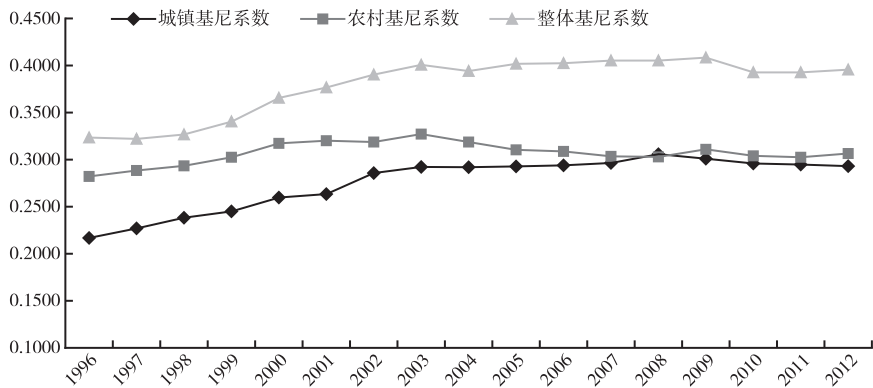


图1 1996—2012年间不同区域收入不平等的变动趋势

注:1996—2010年数据来源于田卫民(2012),2011—2012年的数据为作者根据相同方法测算得到。

Aggarwal & Goodell(2009)指出,由于大型企业在地区之间分布不均匀,“市场主导型”金融体系带来的股票市场发展更容易导致严重的收入不平等。Kpodar & Singh(2011)的研究表明,金融结构与贫困之间呈现非线性的关系。当金融发展处于初级阶段时,银行主导型金融体系有利于缓解贫困;伴随着金融发展阶段提高,市场主导型的优势更为明显。另外,通过对比不同金融部门对收入分配的差异作用,部分学者证实了金融结构对收入不平等存在显著影响。比如,Gimet & Lagoarde-Segot(2011)发现,银行业比金融市场更能有效地降低收入不平等,但Agnello et al(2012)指出,提升证券市场在金融体系中的相对重要性更为有利。就国内而言,杨俊、王佳(2012)对金融结构影响收入不平等的两条传导渠道——经济增长和劳动力市场需求进行了实证检验,结果显示,提升直接融资比例有利于缩小城镇居民收入不平等。结合现有研究可知,金融结构对收入不平等确实存在影响。然而,限于特定国家的异质性经济环境,跨国面板数据的实证结果对中国这一特定对象的参考价值有限。进一步,林毅夫等(2009)指出,在不同经济发展阶段,特有的产业结构、企业特征决定了实体经济对不同金融制度安排的需求,即最优金融结构是动态演化的。相应地,金融结构对收入不平等的影响可能是动态演化的,存在结构性变化。

有鉴于此,本文从理论层面梳理了金融结构影响收入不平等的作用机制及动态特征。进一步,利用中国省级面板数据实证检验了金融结构对不同区域居民收入不平等的影响差异。区别于以往研究,本文的主要贡献在于:不同于传统 OLS、GMM 估

计,本文采用面板分位数回归考察了金融结构对收入不平等的动态影响。同时,除了采用金融结构这一复合指标外,本文还从金融部门视角出发,通过对股票市场和银行业对收入不平等的作用系数,进而分析金融结构与收入不平等的动态关系。

## 二、金融结构影响收入不平等的机理分析

### (一)金融发展影响收入不平等的机理分析

作为资源配置的核心,一国金融体系对收入不平等的影响可以归纳为宏观和微观两个层面(Beck et al,2007a;Kim & Lin,2011;杨俊、王佳,2012):宏观层面是指金融发展通过信贷配置功能促进经济增长和提升不同技术水平的劳动力市场需求,从而对收入分配产生作用;微观层面是指伴随着金融资本规模的扩大,市场不完善程度得到克服,广泛的金融服务通过改变不同收入居民对金融资源的获取能力影响收入分配。

在宏观层面上,金融发展通过信贷配置功能对劳动力市场需求产生作用,进而决定人口在城市和农村地区之间的分布(Gine & Townsend,2004;Townsend & Ueda,2006)。进一步,在土地规模报酬递减的经济约束条件下,农村剩余劳动力能否有效转移到城市,对农村居民人均收入的影响巨大,并最终影响居民收入的分配状况。如果金融发展有利于城市化进程的推进,城镇劳动力市场竞争增加的同时将减少农村剩余劳动力,依据要素价格均等化的准则,城乡收入差距趋于缩小(陆铭、陈钊,2004;陈斌开、林毅夫,2013)。Demirgüç-Kunt & Levine(2009)指出,如果金融发展增加了经济活力,并提升了低技术劳动力的市场需求,收入不平等程度将得

到缓和。Beck et al(2007b)考察了美国银行业放松管制对收入不平等的影响,强调放松金融管制提升了非熟练工人的市场需求,进而降低了居民收入分配的不平等。进一步,Aghion & Bolton(1997)提出的“涓滴效应”表明,伴随着金融发展,优先发展起来的地区和群体通过消费、就业等方面惠及贫困阶层,带动其发展和富裕,即金融发展带来的经济增长会使穷人利益均沾,改善收入不平等的状况。

微观层面上,金融发展通过提供更广泛的金融服务影响不同阶层居民的信贷可获得性,进而对收入分配产生影响。一方面,穷人可以通过信贷进行人力资本投资,有利于职业技能的培训和新事业的开创,低收入阶层的居民收入得到快速提升,进而降低收入不平等程度(Banerjee & Newman, 1993)。另一方面,金融体系不完善时,信息不对称、交易成本的存在不利于缺乏抵押品、信用记录和社会关系的穷人获得平等的信贷机会,富人对金融资源的获取能力处于相对优势地位,收入分配不公平程度不断加深(Banerjee & Newman, 1993; Galor & Zeira, 1993)。Greenwood & Jovanovic(1990)通过理论模型指出,金融发展与收入不平等的关系呈现倒“U型”的非线性关系,并得到 Bacarreira & Rioja(2008)、Kim & Lin(2011)的经验支持。具体而言,当金融体系处于初级发展阶段时,富人对金融资源的可获得能力具有明显优势,收入不平等程度持续扩大;随着金融体系得到不断完善和快速发展,穷人对金融资源的利用能力伴随着抵押品的增加而不断提升,收入不平等程度趋于缩小。不同的是,Banerjee & Newman(1993)、Galor & Zeira(1993)构建的数理模型发现,金融发展与收入不平等之间仅存在简单的线性关系,并得到 Hamori & Hashiguchi(2012)、Batuo et al(2014)的实证支持。

## (二)金融结构影响收入不平等的机理分析

作为金融体系的重要组成部分,银行业和金融市场对收入不平等的影响存在显著差异。对于银行业而言,其发展对收入不平等的影响存在两方面的作用:当信贷市场不发达时,家庭财富决定了金融资源的可获得性(Banerjee & Newman, 1993)。此时,对资金信贷需求最大的穷人难以获得公平的机会,经济增长放缓,收入不平等加深(Rao, 2006)。与之相对应,信贷市场发达带来的相互竞争提升了金融机构的资源配置效率,并依据预期收益筛选项目拓宽了创业机会(Demirgüç-Kunt & Levine, 2009)。进一步,银行业发展能够平滑家庭的消费和储蓄决

策行为,进而影响收入波动性和人力资本投资。然而,垄断的市场结构、银行管理者与政策制定者之间的关联等均会造成信贷市场不完善,从而降低风险系数较低的家庭和企业对金融资源的获取概率。此外,事前的道德风险限制了金融资源可获得性,低收入个人需要更多信贷去实现项目的投资,致使投资回报率、投资动机下降(Banerjee & Newman, 1993)。此外,银行业危机通过两个渠道影响收入分配(Ferreira, 1999)。如果高收入的家庭和企业危机来临之前提取拥有的资本,那么只有脆弱的代理机构受到冲击,收入不平等将加大。如果高收入的家庭和企业同样受到金融危机的影响,收入不平等可能会暂时缩小,但随后的企业破产和裁员会对脆弱的家庭产生重大影响,从而致使收入不平等恶化。

同样地,金融市场发展对收入不平等主要存在两方面的作用。一方面,证券市场发展降低了贴现率,并提供实体部门额外的金融资源,提升了投资水平。通过将财富由债权人转移到借贷者,收入分布将会变得更加平等(Aghion & Bolton, 1997)。如果将市场参与者按照收入水平进行划分,证券估值的上升或下降将对不同收入群体产生不对称的影响。同时,低贴现率将提升证券的净现值,当现金流不用于投资实体部门再投资而是被个人持有时,收入不平等将加深(Das & Mohapatra, 2003)。同时,由于大型企业在地区之间分布不均,市场主导型金融体系带来的股票市场发展将带来更多的收入不平等(Aggarwal & Goodell, 2009)。此外,金融市场的微观结构同样会对收入不平等产生影响。如果缺乏适当的信息效率,股票价格将会偏离其内在价值,证券市场发展带来的收益将会被裙带机构和寻租个人所掌握,进而扩大收入不平等。另一方面,资本账户可兑换对收入分配同样具有重大影响。长期资本流动缓解了当地项目的融资约束,进而对经济增长、劳动力市场需求产生影响。与之对应的是,外商直接投资往往提升对熟练劳动力的市场需求,在人力资本分布不均等的典型事实下,将提升熟练劳动力的工资并加剧收入不平等。进一步,当缺乏一定的效率水平时,金融一体化更青睐于向区域内部提供国际资本,此时资本离岸账户呈现出财政损失、投资降低和再分配不足(Claessens & Perotti, 2007)。

结合上述分析可知,金融发展整体规模对收入不平等存在显著影响,且在不同金融发展阶段可能呈现非线性关系。更为重要的是,银行业和证券市场不同收入居民的财产、人力资本投资、劳动力市

场需求等存在异质性影响,即不同金融部门影响收入不平等的作用机制呈现差异化。考虑到金融结构衡量的是金融市场和银行业之间的混合比例,因而金融结构决定了实体企业和居民面临的金融服务类型与质量,进而影响收入分配。在有限金融资本的前提下,农村居民通过银行业获得借贷资金,以实现人力资本质量的提升,进而从事高技术水平的工作并获得较高工资(Galor & Zeira, 1993)。同时,扩大银行业规模在一定程度上能够缓解非国有企业的融资约束,提升对低技术劳动力的市场需求(Beck et al, 2007b)。为此,提升银行业资本规模有利于缩小城乡收入差距。然而,资本市场规模的缩小可能会降低现代生产部门对低技术劳动力的市场需求,从而加剧收入不平等(Kim & Lin, 2011)。因此,金融结构对收入不平等的影响取决于银行业和金融市场的相对作用,是两者与收入不平等作用关系的综合表现。更为重要的是,不同金融部门及金融结构在不同经济发展阶段呈现出动态演化的变动趋势,致使其对收入不平等的影响同样存在动态特征。此外,由于不同地区(城镇、农村和整体)居民的财富、人力资本等初始要素禀赋存在显著差异,金融结构对其收入分配状况应存在差异化的影响。

### 三、模型设定、估计方法与变量选取

#### (一) 检验策略与模型设定

分两步检验:第一,通过对比不同金融部门(银行业和股票市场)对收入不平等的影响系数,对金融结构与收入不等的关系进行判别。例如,若银行业发展对收入不平等的缩小效应大于股票市场,不难推断提升银行业在金融体系中的相对重要性显得尤为关键。第二,利用股票市场和银行业的混合比例构建金融结构的度量指标,直接估计金融结构对收入不平等的影响。本文重点采用面板分位数回归以分析收入不平等走向中金融结构的动态演化影响。

为分析金融市场和银行业对收入不平等的影响差异,以收入不平等作为被解释变量,不同金融部门的发展规模作为主要解释变量,并纳入其他控制变量,构建基准动态面板数据模型(Beck et al, 2007a; Demirgüç-Kunt et al, 2013):

$$\begin{aligned} INEQ_{it} = & \alpha_0 + \alpha_i + \gamma INEQ_{i,t-1} + \beta_1 Bank_{it} \\ & + \beta_2 Stock_{it} + \beta_3 EG_{it} + \beta_4 UD_{it} \\ & + \beta_5 GE_{it} + \beta_6 TO_{it} + \beta_7 SOE_{it} \\ & + \beta_8 EDU_{it} + \eta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别代表地区和时间; $INEQ$ 表示收入不平等,具体细分为城镇、农村和整体3个层面的不同子指标; $Bank$ 和 $Stock$ 分别表示银行业和股票市场的发展规模。(1)式中, $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 分别刻画了银行业和股票市场发展对收入不平等的差异影响。进一步,为控制不同省份之间差异化的宏观经济环境和社会发展状况对收入不平等的影响,引入6个主要控制变量,具体包括经济增长 $EG$ 、城市化水平 $UD$ 、政府支出 $GE$ 、对外开放 $TO$ 、国有化率 $SOE$ 及教育程度 $EDU$ 。同时,遵循学界标准将因变量的滞后项 $INEQ_{i,t-1}$ 加入模型右侧,以刻画解释变量和被解释变量之间的动态效应。此外,模型还考虑了个体固定效应 $\alpha_i$ 、时期固定效应 $\eta_t$ 及随机扰动项 $\epsilon_{it}$ 。

进一步,以不同金融部门的混合比例(股票市场与银行业的占比)作为金融结构的代理指标,构建动态面板数据模型(2):

$$\begin{aligned} INEQ_{it} = & \alpha_0 + \alpha_i + \gamma INEQ_{i,t-1} + \beta_1 FS_{it} \\ & + \beta_2 FD_{it} + \beta_3 EG_{it} + \beta_4 UD_{it} \\ & + \beta_5 GE_{it} + \beta_6 TO_{it} + \beta_7 SOE_{it} \\ & + \beta_8 EDU_{it} + \eta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $FS$ 和 $FD$ 分别表示金融结构和金融发展规模; $\beta_1$ 衡量了金融结构对收入不平等的影响,是本文关注的重点。当 $\beta_1$ 显著大于0时,提升直接融资比例有利于缩小收入不平等;当 $\beta_1$ 显著小于0时,提升银行业在金融体系中的相对重要性有利于缩小收入不平等;当 $\beta_1$ 在统计层面不显著时,金融结构对收入不平等并不存在显著影响。值得指出的是,当利用金融结构这一复合指标时,需要将金融发展规模作为控制变量纳入计量模型,以控制金融体系的规模因素带来的收入不平等。

#### (二) 估计方法

一般情况下,可采用传统OLS估计得到相关参数。然而,在经济问题研究中,动态面板数据模型经常会出现内生性问题。最主要的原因在于,本文侧重于从供给导向论出发分析金融结构对收入不平等的影响,而依据需求跟进论可知收入不平等亦会对金融结构的形成起反作用,因而金融结构与收入不平等相互影响、相互关联。另外,变量单位根的存在、个体效应和时间效应等均会导致面板数据模型存在内生性问题。此时,采用传统OLS和GLS估计得到的实证结果存在偏差,结果可信度不高。就本文而言,为克服模型的内生性问题,采用动态GMM方法进行参数估计。由于中国不同省份间的

法律、政治制度没有较大差异,难以利用法律制度解决金融结构的内生性,本文采用模型右侧主要解释变量的滞后1~2期作为工具变量。在估计过程中,动态矩估计采用横截面权重法和稳健标准差形式,以消除观测值偏小可能带来的异方差。此外,考虑到收入不平等在不同行政区域存在显著差异(见图1),为刻画不同区域金融结构影响收入不平等的差异模式,在此同时对城镇、农村和整体3个层面金融结构的边际效应进行测算,以消除地域因素引起的实证结论偏差。

然而,传统的OLS、GMM等估计方法得到的仅是金融结构对收入不平等的平均影响,无法判断在收入不平等不同阶段金融结构对收入不平等影响的趋势。为刻画金融结构影响收入不平等的边际效应是如何动态演化,在传统计量方法的基础上,运用面板分位数回归技术对上述模型进行参数估计。其基本思想在于,将因变量看作一个函数分布,基于最小化加权的残差绝对值求和,对自变量在因变量的条件分位数点处的影响进行估计。通过观测相应系数的变动趋势,可以得到样本区间内金融结构对收入不平等的动态演化边际效应,进而探究何种金融结构更有利于地区收入分配的合理化。与OLS、GMM估计方法相比,面

板分位数回归具有两个优点:(1)特别适用于存在异方差的模型,同时残差绝对值求和方法的估计结果不易受异常值影响,估计结果具有更强的稳健性;(2)能够捕捉分布的尾部特征,当自变量对不同条件分位数点因变量的影响存在差异时,面板分位数回归能够更加全面地刻画自变量对因变量影响的分布特征。

### (三)变量选取与数据来源

结合现有文献,本文涉及的变量及度量方式见表1。对于收入不平等的度量,沿用田卫民(2012)提出的非等分组测算方法对城镇、农村和整体居民收入基尼系数进行度量,以刻画不同阶层居民收入分配的不平等程度。该值越大,贫富差距越大,反之越小。对于金融结构而言,Levine(2002)从规模、活动及效率3个层面进行表示。限于数据可获得性,本文分别采用股票市场资本形成总额和金融机构贷款余额与地区GDP的占比作为银行业和股票市场的代理指标,并利用两者的比值衡量不同省区的金融结构,以反映金融市场和金融中介在金融体系中的相对重要性。该值越大,说明对应的金融体系越隶属于“市场主导型”,反之越隶属于“银行主导型”。控制变量包括金融发展规模等7个指标,具体见表1。

表1 指标选取与度量方式

符号	变量内涵	度量方式	
因变量	UG	城镇居民收入不平等	城镇居民收入基尼系数
	RG	农村居民收入不平等	农村居民收入基尼系数
	HG	整体居民收入不平等	整体居民收入基尼系数
自变量	Bank	银行业规模	金融机构贷款余额/地区GDP
	Stock	股票市场规模	股票市场资本形成总额/地区GDP
	FS	金融结构	股票市场资本形成总额/金融机构贷款余额
控制变量	FD	金融发展规模	(股票市场资本形成总额+金融机构贷款余额)/地区GDP
	EG	经济增长	人均实际GDP的增长率(折算到2000年价格)
	UD	城市化水平	非农业人口/总人口
	GE	对外开放	进出口总额/地区GDP
	TO	政府支出	政府财政支出/地区GDP
	SOE	国有化率	国有单位职工人数/就业总人数
	EDU	教育程度	高中及以上的人口/总人口

本文采用1996—2012年间中国省级面板数据作为研究样本。由于部分省份(天津、吉林、山东、湖南、海南、重庆、云南、西藏)的居民收入分组数据缺失,导致无法有效估算基尼系数,在此并未将其纳入回归样本。同时,由于2014年大多省份《统计年鉴》

未给出收入分布的抽样调查户数,无法得到2013年各省不同行政区域居民收入基尼系数,因此研究样本仅更新至2012年。换言之,本文的研究对象为其他23个省、自治区及直辖市,共计391个观测值。其中,除股票市场资本形成总额由Wind数据库获取外,其

他数据均来源于各省历年《统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国人口年鉴》及《中国国内生产总值核算历史

资料(1995—2004)》，并由笔者进一步计算、整理得到。表 2 汇报了所有变量的描述性统计结果。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
UG	391	0.275	0.274	0.377	0.135	0.041
RG	391	0.307	0.308	0.415	0.184	0.044
HG	391	0.379	0.382	0.491	0.228	0.059
Bank	391	0.497	0.229	18.801	0.027	1.351
Stock	391	0.973	0.928	2.224	0.492	0.301
FS	391	1.469	1.187	20.731	0.599	1.534
FD	391	0.410	0.262	9.745	0.041	0.693
EG	391	0.100	0.098	0.231	-0.005	0.039
UD	391	0.417	0.389	0.893	0.139	0.165
GE	391	0.154	0.139	0.551	0.051	0.070
TO	391	0.324	0.114	1.778	0.032	0.428
SOE	391	0.142	0.118	0.532	0.051	0.085
EDU	391	0.129	0.121	0.320	0.047	1.514

#### 四、实证结果与分析

为避免模型设定不当带来的估计偏差,在对上述计量模型进行参数估计前,采用 Hausman 检验和似然比检验对模型设定形式进行诊断。检验结果显示,无论是个体效应还是时期效应,固定效应模型均是适用的。由此可知,本文构建的双固定效应模型是恰当的。进一步,分别采用动态 GMM 估计和面板分位数回归技术实证检验金融结构对收入不平等的影响,并对比分析不同区域存在的差异化模式。

##### (一)金融结构对收入不平等的平均影响

在进行动态 GMM 估计时,采用一阶和二阶自相关检验对误差项的正态分布特征进行验证,并利用 Sargan 统计量对工具变量的外生性进行过度识别的约束检验。就本文而言,误差项的二阶自相关检验接受序列不相关的原假设,说明模型的误差项为白噪声序列。同时,Sargan 检验接受工具变量有效的原假设,因此估计结果值得信赖。在此,限于篇幅,并未一一罗列。

1. 金融结构与收入不平等:金融部门视角。分别以城镇、农村和整体 3 个层面的居民收入基尼系数作为被解释变量,银行业和股票市场的发展规模作为主要解释变量,利用动态 GMM 对模型(1)进行参数估计,具体结果见表 3。由结果可知:

首先,股票市场发展对农村居民和整体居民的收

入不平等存在显著为负的作用,但在城镇地区不存在显著作用。这些结果表明,金融市场发展并未显著改变城镇地区不同层次居民的收入分配情况,但有利于改善农村地区和整体层面的收入分配不平等。究其原因可能在于,金融市场的发展提升了实体经济对低技术劳动力的市场需求,进而加速了农村地区剩余劳动力向城镇地区的转移。考虑到剩余劳动力在农村地区属于低收入层次,且部分高收入农村居民为享受城镇居民在医疗、教育、卫生等方面的优惠亦会自主转移到城镇地区,即转移到城镇地区的农村劳动力多位于收入的极端情形,从而缩小了农村地区的收入不平等。

进一步,农村剩余劳动力的技术水平相对低下,其转移使得城镇地区高技术劳动力的边际产出得到提升,而低技术劳动力的边际产出不断下降。在完全竞争市场条件下,依据要素价格等于边际产出的准则可知,两者的工资差距趋于增大。然而,资本市场发展推动了上市公司的快速发展,在一定程度上增加了对低技术劳动力的市场需求,提升了低技术劳动力的工资水平。因此,金融市场发展对城镇地区收入不平等的综合影响取决于上述两方面。依据本文的估计结果可知,股票市场规模的扩大对不同层次劳动力工资的提升作用大致相同,从而使其对城镇居民收入不平等的作用并不显著。此外,农村剩余劳动力的转移提升了传统农业生产部门的效率,结合股票市场发展对整体居民收入不平等的显

著降低效应可知,提升直接融资比例对农村居民收入不平等的缩小效应占据主导地位。换言之,金融

市场发展对农村居民平均收入的提升作用大于城镇地区,进而缩小了整体居民收入不平等。

表3 金融部门发展与收入不平等(1996—2012)

变量	城镇收入不平等			农村收入不平等			整体收入不平等		
常数项	0.059*** (8.009)	0.060*** (7.401)	0.060*** (7.432)	0.051*** (6.456)	0.047*** (5.308)	0.048*** (5.296)	0.062*** (7.735)	0.050*** (6.067)	0.057*** (6.592)
$INEQ_{-1}$	0.800*** (26.372)	0.812*** (27.815)	0.801*** (26.193)	0.830*** (27.019)	0.866*** (31.085)	0.836*** (26.889)	0.859*** (35.200)	0.914*** (44.883)	0.866*** (35.206)
$Stock$	-0.004 (-1.288)		-0.004 (-1.219)	-0.008** (-2.017)		-0.009** (-2.053)	-0.011*** (-3.490)		-0.012*** (-3.541)
$Bank$		-0.001 (-0.238)	-0.000 (-0.103)		0.003 (0.663)	0.004 (0.896)		0.004 (1.325)	0.006* (1.708)
$EG$	-0.014 (-0.602)	-0.002 (-0.092)	-0.014 (-0.610)	-0.062** (-2.041)	-0.026 (-0.976)	-0.061* (-1.965)	-0.041* (-1.777)	-0.007 (-0.336)	-0.036 (-1.566)
$UD$	0.010 (0.676)	-0.003 (-0.211)	0.010 (0.626)	0.025* (1.669)	-0.000 (-0.001)	0.024 (1.639)	0.005 (-0.475)	-0.021** (-2.430)	0.005 (0.416)
$GE$	0.052** (2.265)	0.028* (1.805)	0.050** (2.128)	0.057* (1.883)	0.002 (0.112)	0.051* (1.698)	0.100*** (3.458)	0.002 (0.142)	0.090*** (3.038)
$TO$	0.008** (2.045)	0.007* (-1.812)	0.008* (1.854)	-0.001 (-0.571)	0.001 (0.183)	-0.002 (-0.778)	0.006** (2.052)	0.004 (1.226)	0.004 (1.568)
$SOE$	-0.018 (-1.301)	-0.014 (-0.935)	-0.018 (-1.226)	0.048*** (2.883)	0.037** (2.065)	0.041** (2.301)	0.008 (0.654)	0.015 (1.358)	0.005 (0.412)
$EDU$	-0.063* (-1.793)	-0.046 (-1.388)	-0.060* (-1.716)	-0.085*** (-2.795)	-0.076** (-2.281)	-0.088*** (-2.847)	-0.100*** (-3.241)	-0.080*** (-2.746)	-0.108*** (-3.424)
观测值	345	345	345	345	345	345	345	345	345
拟合度	0.836	0.831	0.834	0.805	0.815	0.802	0.936	0.946	0.935

注:括号内为对应的  $t$  统计量;\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平,下同。

其次,无论是城镇、农村还是整体层面,银行信贷对居民收入不平等均不存在显著影响。原因可能在于如下两点:在微观层面,伴随着银行信贷规模的扩大,不同行政区域不同阶层居民对金融资源的可获得能力并未得到显著改变;在宏观层面,银行信贷规模扩大带来的经济增长对不同层次劳动力的市场需求相对变动不大,低技术劳动力和高技术劳动力的边际产出(工资水平)比基本维持在固有水平。当然,不显著的相关性也可能是由于宏微观两个层面相反的作用关系导致。比如,银行业发展提升了低技术劳动力的市场需求,同时由于富人对银行信贷的优先获取能力使得人力资本投资和事业开创的概率提升,从而不同阶层居民收入的相对差距维持不变。

最后,对于不同区域,控制变量的表现存在异

同。收入不平等滞后项的作用系数均显著为正,且大小约为 0.8。换言之,收入不平等具有可持续性,其传递效率约为 0.8。这些结果表明,收入不平等的构成大多依托于上一期,但持续恶化则源于宏观经济环境、政策制定的附加效果。政府支出会同时扩大不同层面的居民收入不平等,原因可能在于,以经济增长为目的的财政支出具有明显的城市化倾向,主要集中在城镇地区。同时,无论是在城镇还是农村,高收入居民获取财政支出带来的好处的可能性更大,因此政府支出会加深不同阶层居民的收入不平等。教育程度与收入不平等存在显著的负相关关系,即人均受教育年限的提升有利于缩小收入不平等。伴随着教育的普及,更多低收入阶层居民有条件接受高等教育,人力资本质量得到提升,从而劳动工资增加,致使收入不平等缩小。不同的是,经济

增长的“涓滴效应”仅在农村地区得到证据支持,而在城镇地区和整体层面并未得到验证。这一结果在一定程度上反映出,“涓滴效应”理论在低收入阶段可能更易实现。此外,对外开放会扩大城镇居民收入不平等,但对农村和整体层面的收入不平等无显著作用。由于贸易相关产业主要集中在城镇地区,先进的生产技术和管理模式使高收入水平的企业家工资上升,从而扩大不同阶层居民的收入不平等。

对比上述股票市场与银行信贷的估计系数可知,在金融资源有限的前提条件下,提升直接融资比例在一定程度上能够缩小农村地区和整体层面的收入不平等,但在城镇层面不存在显著作用。导致这

一差异的原因在于,不同行政区域的居民类型存在明显差异,对应的人力资本、财富等分布不同,加之不同金融部门的信贷配置功能在经济增长、劳动力市场需求及流动等方面存在明显异质性,使得金融结构对不同行政区域的收入不平等存在差异化的边际效应。

2. 金融结构与收入不平等:结构特征视角。进一步,以股票市场和银行信贷的混合比例作为金融结构的代理指标,从金融体系的结构特征视角实证检验金融结构对不同区域居民收入不平等的差异影响。表4汇报了面板模型(2)的动态GMM估计结果。

表4 金融结构与收入不平等(1996—2012)

变量	城镇收入不平等		农村收入不平等		整体收入不平等	
常数项	0.059*** (8.012)	0.062*** (7.985)	0.050*** (6.071)	0.053*** (6.083)	0.057*** (7.359)	0.062*** (7.045)
$INEQ_{-1}$	0.809*** (27.952)	0.801*** (26.255)	0.849*** (29.510)	0.837*** (26.215)	0.882*** (40.467)	0.868*** (34.468)
$FS$	-0.002 (-0.438)	0.001 (0.250)	-0.010** (-2.033)	-0.009* (-1.892)	-0.014*** (-3.812)	-0.012*** (-3.440)
$FD$		-0.003 (-1.404)		-0.003 (-0.842)		-0.003 (-1.337)
$EG$	-0.005 (-0.220)	-0.012 (-0.496)	-0.059** (-2.004)	-0.067** (-2.062)	-0.032 (-1.424)	-0.039* (-1.658)
$UD$	0.002 (0.150)	0.006 (0.327)	0.022 (1.510)	0.026* (1.656)	0.007 (0.663)	0.011 (0.937)
$GE$	0.034 (1.602)	0.047* (1.800)	0.053* (1.830)	0.065* (1.860)	0.093*** (3.504)	0.111*** (3.431)
$TO$	0.007* (1.684)	0.009** (2.134)	-0.002 (0.790)	-0.002 (-0.793)	0.003 (1.209)	0.004 (1.500)
$SOE$	-0.016 (-1.109)	-0.014 (-0.968)	0.037** (2.151)	0.044** (2.412)	0.006 (0.440)	0.005 (0.399)
$EDU$	-0.054 (-1.529)	-0.055 (-1.542)	-0.089*** (-2.819)	-0.087*** (-2.779)	-0.119*** (-3.733)	-0.118*** (-0.640)
观测值	345	345	345	345	345	345
拟合度	0.831	0.832	0.791	0.789	0.937	0.935

与表3一致,提升直接融资比例有利于降低农村和整体两个层面的收入不平等,但与城镇收入不平等不存在显著的相关关系。结合估计系数可知,股票市场资本形成总额与银行信贷规模的占比每提高1%,农村和整体居民收入基尼系数分别降低约0.010和0.013。这些结果表明,提升金融市场在金

融体系中的相对重要性更有利于提升社会底层居民的收入(较于高收入群体),从而缩小穷人与富人之间的收入差距,促使收入不平等的降低。不同的是,股票市场发展对城镇收入不平等的综合效应表现为未显著改变不同阶层的收入分配。进一步,收入不平等更多地源于原有水平,传递效率在城镇、农村和整



体三个层面依次递增,分别为0.80、0.84和0.87。由此可知,尽管通过宏观调控手段来减缓收入不平等是可取的,且在不同区域存在异质性,但试图短时间大幅度缩小收入不平等的可能性不大。

在控制变量层面,上述结果与表3存在异同。一致的是,经济增长的“涓滴效应”仅在农村地区得到验证,对外开放扩大了城镇收入不平等,政府支出会同时提升不同行政区域的收入不平等。不同的是,国有化率的提升能够显著扩大农村收入不平等。究其原因在于,农村地区的乡镇企业是非国有单位的重要组成,通过吸纳剩余劳动力会提升底层居民的平均工资,从而缩小农村地区的收入不平等。同时,教育程度对收入不平等的缩小效应仅在农村和整体地区得到验证,而在城镇地区不再成立。此外,在不同行政区域,金融发展规模对收入不平等均未表现出显著的作用。

3. 金融结构与收入不平等:子样本情形。上述结论是基于全样本情形得到的,而图1显示不同区域收入基尼系数在2002年前后呈现出差异化变动。那么金融结构的边际效应是否发生变动?基于此,将全样本1996—2012划分为两个子样本——1996—2002和2003—2012——重新检验。<sup>①</sup>

对比不同子样本情形的估计结果可知,无论是金融部门视角还是结构特征视角,在不同发展阶段金融结构对收入不平等的影响确实存在差异。具体表现为:在2002年之前,提升直接融资比例在农村和整体层面存在显著的负向作用,大小分别为0.30和0.36(依据复合指标的估计结果得知);但2002年后金融结构在整体层面的缩小效应消失,只是在农村层面得到验证(且仅在结构特征视角得到验证)。在控制变量层面,经济增长在农村地区的“涓滴效应”在2002年后凸显,教育程度的提高在2002年前的整体层面和2002年后的农村地区对收入不平等存在显著的负向关系。进一步,城市化进程的推进在2002年之前会加剧农村地区和整体层面的收入不平等,原因可能在于加入WTO之前进城务工的是高素质的农村居民,而非普通的剩余劳动力,从而扩大农村收入不平等。同时,伴随着城市化进程,城镇地区低技术劳动力数量的增加,提升了城镇地区不同层次高技术劳动力的边际产出,使得整体收入不平等持续扩大。然而,在2002年之后,农村剩余劳动力逐步转移向城镇地区,使得穷人的收入增加,改善了整体层面的收入分配。此外,在2002年之前,国有化率的提升有助于削弱城镇和整体层

面的收入不平等,同时加剧了农村收入不平等。其原因在于,国有企业的人力资本回报往往低于非国有部门,当国有企业比重较高时,城镇地区居民工资的分布较为集中,收入不平等程度降低。尽管乡镇企业发展可以带来农村居民收入提高及收入不平等下降,但城镇地区平均工资的降低使得整体层面的收入不平等得到缓解。

## (二)金融结构对收入不平等的动态影响

显然,金融结构的调整对于缓解农村和整体层面的收入不平等具有重要作用。然而,动态GMM估计给出的结果仅是平均影响,无法识别在收入不平等持续恶化进程中金融结构边际效应的演化轨迹,更无法判断结构变化点是否存在。为此,采用面板分位数回归技术对计量模型(1)和(2)进行估计。基于金融部门视角,图2给出了不同区域金融部门发展对收入不平等的边际效应演化趋势;基于金融体系的结构特征视角,图3给出了不同区域金融结构、金融发展规模对收入不平等的边际效应演化趋势。其中,子图(a)、(b)及(c)分别刻画了城镇、农村和整体3个层面的差异结果。

1. 银行业和股票市场的动态影响。由图2可知,金融部门发展对收入不平等的影响在不同区域呈现差异化的动态演化模式,且不同金融部门在同一区域的表现亦不相同。在城镇层面,当分位数位置在34~44及53~71之间,股票市场的边际效应表现为正值,且呈现微弱的下降趋势;当分位数位置在72以后,股票市场的边际效应表现为负值,并呈现强劲的下陷趋势;在其他分位数位置,股票市场的边际效应呈现稳定的正负交替。同时,银行信贷的边际效应在分位数位置13~90之间呈现稳定的下降趋势,而分位数位置39是边际效应由正转为负的分界点。进一步,对比股票市场和银行信贷的边际效应拟合值可知,前者由0.0008逐步下降为-0.0014,后者则由0.0006快速下降为-0.0085。这些结果表明,伴随着城镇收入不平等的持续加剧,股票市场和银行信贷的缩小效应凸显,且银行业承担着越来越重要的作用。

在农村层面,股票市场和银行信贷的边际效应呈现涨跌交互的变动趋势,且两者的作用系数保持为负值和正值。就前者而言,在分位数位置10~30之间,股票市场的边际效应呈现稳定的上升趋势;在分位数位置31~49之间,股票市场的边际效应呈现基本稳定的变动趋势;在分位数位置50~84之间,股票市场的边际效应呈现快速的下降趋

势。尽管如此,股票市场的边际效应整体上呈现轻微的上升趋势。对于银行信贷而言,尽管呈现涨跌互动的波动趋势,但整体上呈现缓慢的下降趋势。进一步,结合两者边际效应的拟合值可得,股票市场的边际效应由 $-0.0018$ 下降为 $-0.0016$ ,而银行信贷的边际效应由 $0.0139$ 快速下降为 $0.0037$ 。由此可知,金融市场发展对农村收入不平等有缩小效应,而银行业发展则存在扩大效应,即提升金融市场在金融体系中的相对重要性有利于降低收入不平等。

在整体层面,股票市场和银行信贷的边际效应演化趋势与农村地区相类似,但结构变化点存在显著差异。对于股票市场而言,在分位数位置 $5\sim$

$18, 29\sim 50$ 及 $57$ 之后,其边际效应呈现快速下降趋势,但在分位数位置 $19\sim 28$ 及 $49\sim 56$ 之间呈现快速上升趋势。对于银行信贷而言,在分位数位置 $5\sim 17$ 及 $85\sim 95$ 之间,其边际效应呈现快速上升趋势,而在分位数位置 $18\sim 84$ 之间呈现涨跌互动的演化趋势。不同于农村地区,整体层面股票市场和银行信贷的边际效应拟合值显示,前者呈现缓慢的下降趋势(由 $-0.0006$ 下降为 $-0.0010$ ),而后者基本保持稳定(约为 $0.0022$ )。为此,股票市场发展有利于缓解整体收入不平等,而银行业发展则加剧了整体收入不平等。换言之,在金融资源有限的前提下,提升直接融资比例有利于降低整体收入不平等。

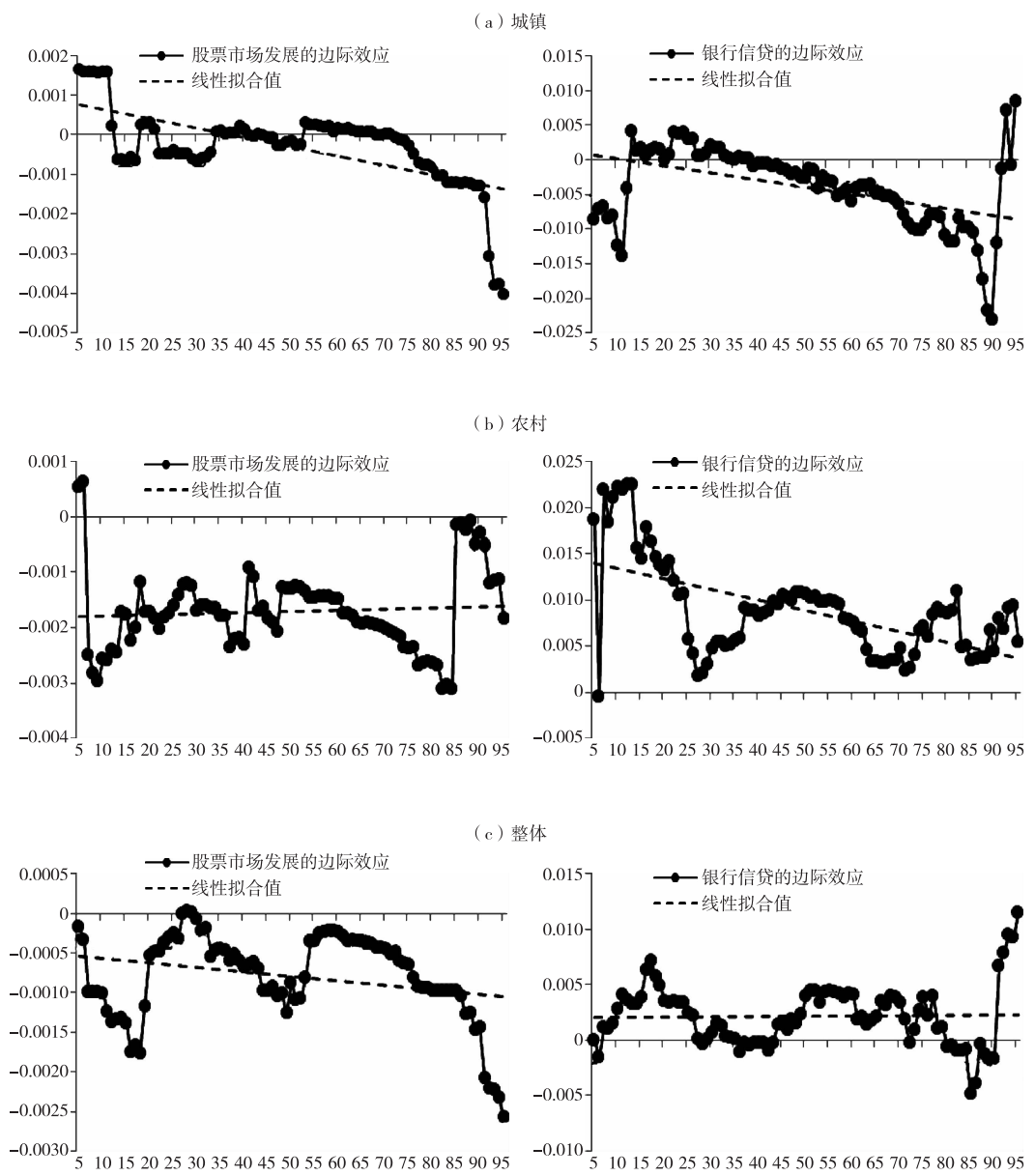


图2 金融部门发展对收入不平等的边际效应演化趋势

2. 金融结构的动态影响。基于金融体系的结构特征视角,图3的实证结果显示,在不同区域金融结构对收入不平等的影响同样呈现差异化的演化趋势。在城镇地区,金融结构的边际效应整体上呈现轻微的下陷趋势。具体表现为:当处于分位数位置5~21之间,金融结构的边际效应呈现下降趋势;当处于分位数位置22~50及51~73之间,金融结构的边际效应分别呈现稳定的负值和正值。在农村地区,金融结构的边际效应整体呈现快速的下降趋势,且分位数位置33是结构变化点。在整体层面,在分位数位置26~48之间,金融结构的边

际效应为正;在其他分位数区间(除去两端情形),金融结构的边际效应呈现稳定的负向作用。进一步,结合金融结构边际效应的拟合值可知,城镇地区的拟合值由0.0043下降到-0.0054,分位数位置44是结构变化点;农村地区的拟合值由0.0044下降到-0.0119,分位数位置29是结构变化点;整体层面的拟合值由-0.0012缓慢上升至-0.0016。这些结果充分说明,提升直接融资比例有利于降低收入不平等。其中,整体层面的缩小效应趋于稳定,但城镇和农村地区的缩小效应趋于增强,且后者更为明显。

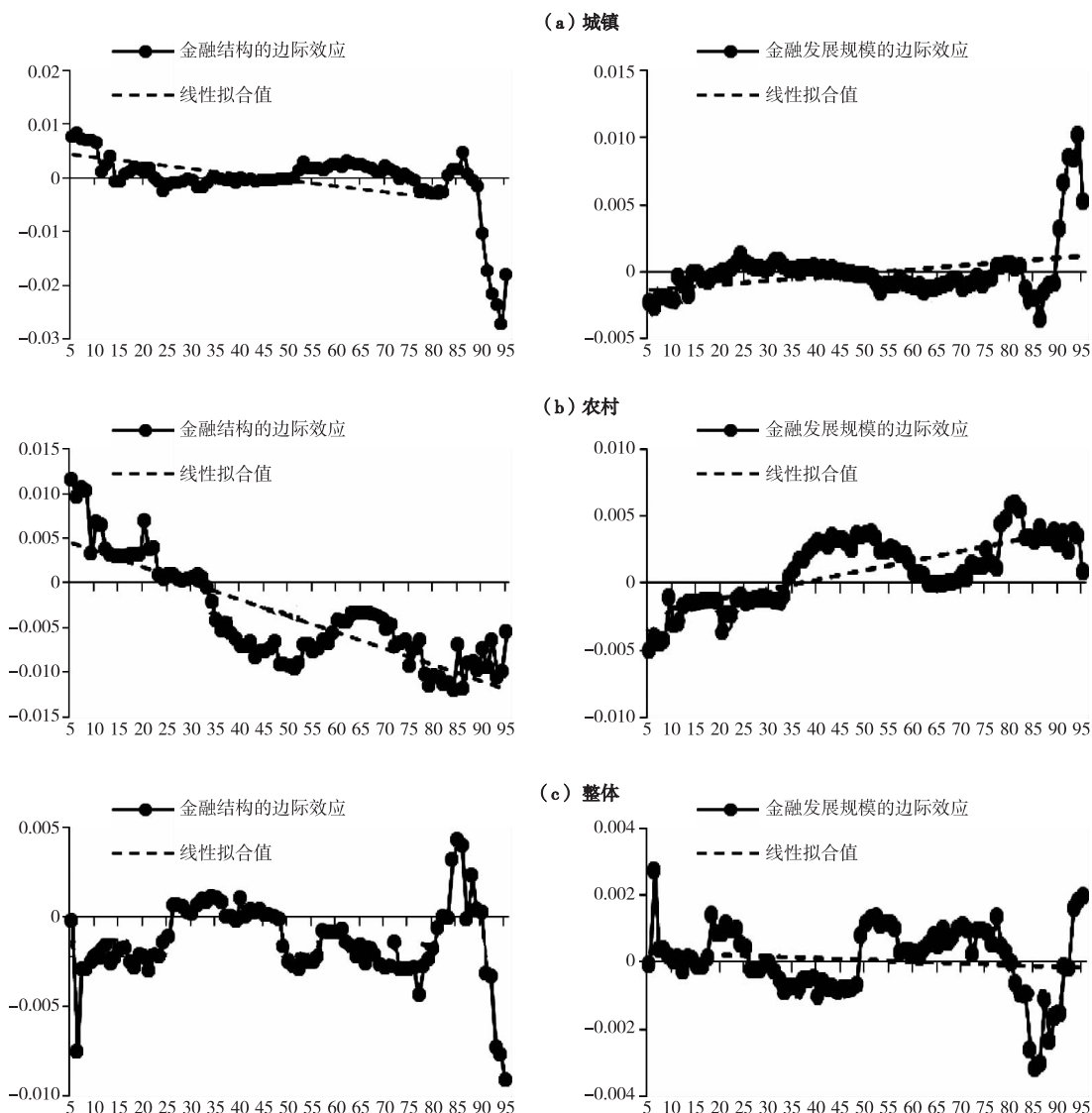


图3 金融结构、金融发展规模对收入不平等的边际效应演化趋势

3. 稳健性检验。为进一步验证金融结构边际效应的动态演化特征,以分位数位置为自变量,边际

效应为因变量,做简单的线性回归(即图2和图3中的拟合曲线),具体估计结果见表5。其中,第2~7

列给出了图 2 中股票市场和银行信贷边际效应的回归结果,第 8~10 列给出了图 3 中金融结构边际效应的回归结果。依据分位数位置系数的显著性,可以对上述结论进行判断。不难发现,除农村地区股票市场和整体地区银行信贷外,其他结果均发现分

位数位置与金融部门、金融结构边际效应存在显著的相关关系(正负均存在)。同时,常数项和分位数位置在城镇、农村和整体 3 个层面的表现存在显著差异,验证了金融结构影响收入不平等的边际效应在不同行政区域呈现差异化的模式。

表 5 金融结构边际效应动态演化的稳健性检验

变量	城镇地区		农村地区		整体地区		金融结构的边际效应		
	股票市场	银行信贷	股票市场	银行信贷	股票市场	银行信贷	城镇地区	农村地区	整体地区
常数项	8.71E-04*** (4.923)	1.12E-03 (0.958)	1.82E-03*** (-10.796)	1.45E-02*** (14.881)	5.22E-04*** (-5.352)	2.07E-03*** (3.304)	4.85E-03*** (4.265)	5.36E-03*** (7.506)	1.18E-03** (-2.389)
分位数	-2.36E-05*** (-7.549)	1.01E-04*** (-4.879)	2.22E-06 (0.744)	1.11E-04*** (-6.554)	-5.67E-06*** (-2.669)	1.64E-06 (0.148)	1.08E-04*** (-5.382)	1.82E-04*** (-14.420)	-4.51E-06 (-0.516)
观测值	91	91	91	91	91	91	91	91	91

## 五、研究结论与政策含义

对于金融结构与收入不平等的认识,不仅关系到缓解贫困人口的社会问题,更关系到当前阶段金融体系合理布局及其改革导向的重大战略规划问题。基于金融部门发展和结构特征的双重视角,本文检验了金融结构对不同区域(城镇、农村和整体)收入不平等的影响,并重点分析了其边际效应的动态演化特征。主要结论包括:

动态 GMM 估计结果发现,金融结构对不同区域收入不平等的平均影响呈现差异化。具体表现为,股票市场发展有利于降低农村和整体 2 个层面的收入不平等,但在城镇地区不存在显著作用。同时,无论是城镇、农村还是整体层面,银行信贷对收入不平等均不存在显著影响。对比股票市场和银行信贷的边际效应可知,提升直接融资比例可以显著缩小农村地区和整体层面的收入不平等,但在城镇层面不存在显著作用。进一步,采用股票市场与银行信贷的混合比例作为金融结构的代理指标,再次验证了上述结论。此外,全样本划分为 2002 年前后的两个子样本,结果发现,在不同时期金融结构对收入不平等的影响存在显著差异。在 2002 年之前,提升直接融资比例在农村和整体层面存在显著的负向作用,但 2002 年后金融结构在整体层面的缩小效应消失,仅是在农村层面得到验证。

面板分位数回归的估计结果显示,金融结构的边际效应呈现动态演化的变动趋势,即存在结构性变化。伴随着收入不平等的持续恶化,股票市场和银行信贷在城镇地区的缩小效应凸显,且银行业承担着越来越重要的作用。同时,金融市场发展对农村、整体收入不平等的缩小效应趋于减弱和增强,且

银行业发展的扩大效应趋于减弱和稳定,因此提升直接融资有利于改善农村地区和整体层面的收入分配。进一步,直接采用金融结构作为解释变量的回归结果表明,提升金融市场在金融体系中的相对重要性可以缩小收入不平等。其中,城镇和农村地区的缩小效应趋于增强,且后者更为明显,而整体层面的缩小效应趋于稳定。更为关键的是,边际效应的拟合曲线表明,分位数位置 29 和 44 是农村和城镇层面的结构变化点,此时金融结构的影响由扩大效应转化为缩小效应。

由此可见,当前金融结构体系不够合理是收入不平等持续恶化的重要原因之一。更为关键的是,金融结构对收入不平等的边际效应在不同区域存在显著差异。究其原因可能在于,不同区域的居民类型存在明显差异,对应的人力资本、财富等分布不同,加之不同金融部门的信贷配置功能在经济增长、劳动力市场需求及流动等方面存在明显异质性,使得金融结构对不同区域的收入不平等存在差异化影响。当前阶段中国仍处于“金融抑制”状态,金融资本规模十分有限,如何合理配置金融资源在不同部门之间的分布关系到收入分配。结合本文的实证结果可知,逐步放开金融市场管制,不断提升直接融资占比的同时,构建一个自由、开放、有序的资本市场对于缓解收入不平等具有重要的现实意义。同时,建立富有弹性的金融制度和信用制度,实现金融资源在金融市场和金融中介之间的自由转移,有利于充分发挥金融体系的信贷配置功能。此外,在收入不平等的不同阶段,应区别对待金融结构的缩小效应。

### 注:

①限于篇幅,没有报告回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。

## 参考文献:

- 陈斌开 林毅夫,2013:《发展战略、城市化与城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 林毅夫 孙希芳 姜烨,2009:《经济发展中的最优金融结构理论初探》,《经济研究》第8期。
- 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7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。
- 杨俊 王佳,2012:《金融结构与收入不平等:渠道和证据——基于中国省际非平稳异质面板数据的研究》,《金融研究》第1期。
- Aggarwal, R. & J. W. Goodell(2009), "Markets and institutions in financial intermediation: National characteristics as determinants", *Journal of Banking & Finance* 33(10): 1770-1780.
- Aghion, P. & P. Bolton(1997), "A theory of trickle-down growth and development", *Review of Economic Studies* 64(2): 151-172.
- Agnello, L., S. K. Mallick & R. M. Sousa(2012), "Financial reforms and income inequality", *Economics Letters* 116(3): 583-587.
- Allen, F. & D. Gale(1999), "Diversity of opinion and financing of new technologies", *Journal of Financial Intermediation* 8(1-2): 68-89.
- Bacarreza, G. C. & F. Rioja(2008), "Financial development and the distribution of income in Latin America and the Caribbean", IZA Discussion Paper, No. 3796.
- Banerjee, A. V. & A. F. Newman(1993), "Occupational choice and the process of development", *Journal of Political Economy* 101(2): 274-298.
- Batuo, M. E., F. Guidi & K. Mlambo(2014), "Financial development and income inequality: Evidence from African countries", University of Westminster, Working Paper.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt & R. Levine(2007a), "Finance, inequality and the poor", *Journal of Economic Growth* 12(1): 27-49.
- Beck, T., R. Levine & A. Levkov(2007b), "Big bad banks? The impact of U. S. branch regulation on income distribution", NBER Working Paper, No. 4330.
- Boot, A. W. A. & A. Thakor(1997), "Financial system architecture", *Review of Financial Studies* 10(3): 693-733.
- Claessens, S. & E. Perotti(2007), "Finance and inequality: Channels and evidence", *Journal of Comparative Economics* 35(4): 748-773.
- Das, M. & S. Mohapatra(2003), "Income inequality: The aftermath of stock market liberalization in emerging markets", *Journal of Empirical Finance* 10(1-2): 217-248.
- Demirgüç-Kunt, A., E. Feyen & R. Levine(2013), "The evolving importance of banks and securities markets", *World Bank Economic Review* 27(3): 476-490.
- Demirgüç-Kunt, A. & R. Levine(2009), "Finance and inequality: Theory and evidence", *Annual Review of Financial Economics* 1(1): 287-318.
- Diamond, D. (1984), "Financial intermediation and delegated monitoring", *Review of Economic Studies* 51(3): 393-414.
- Ferreira, F. H. G. (1999), "Inequality and economic performance: A brief overview to theories of growth and distribution", World Bank.
- Galor, O. & J. Zeira(1993), "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies* 60(1): 35-52.
- Gimet, C. & T. Lagoarde-Segot(2011), "A closer look at financial development and income distribution", *Journal of Banking & Finance* 35(7): 1698-1713.
- Gine, X. & R. M. Townsend(2004), "Evaluation of financial liberalization: A general equilibrium model with constrained occupation choice", *Journal of Development Economics* 74(2): 269-307.
- Greenwood, J. & B. Jovanovic(1990), "Financial development, growth, and the distribution of income", *Journal of Political Economy* 98(5): 1076-1107.
- Hamori, S. & Y. Hashiguchi(2012), "The effect of financial deepening on inequality: Some international evidence", *Journal of Asian Economics* 23(4): 353-359.
- Kim, D. H. & S. C. Lin(2011), "Nonlinearity in the financial development-income inequality nexus", *Journal of Comparative Economics* 39(3): 310-325.
- Kpodar, K. & R. J. Singh(2011), "Does financial structure matter for poverty? Evidence from developing countries", World Bank Policy Research Working Paper, No. 5915.
- Levine, R. (2002), "Bank-based or market-based financial systems: Which is better", *Journal of Financial Intermediation* 11(4): 398-428.
- Rao, V. (2006), "On 'inequality traps' and development policy", World Bank, Development Outreach.
- Townsend, R. M. & K. Ueda(2006), "Financial deepening, inequality and growth: A model-based quantitative evaluation", *Review of Economic Studies* 73(1): 251-293.

(责任编辑:钟培华)