

中小银行发展、 要素禀赋结构与城乡收入不平等

赵家悦 郜栋玺*

摘要：本文基于银行业在我国金融资源配置方面举足轻重的地位，梳理了银行业结构作用于城乡收入不平等背后的重要路径，并采用我国 2009—2018 年省级平衡面板数据，对这一关系进行了实证检验，结果表明：以中小银行为主的银行业结构与我国城乡收入不平等之间呈现非线性关系。但二者关系在不同区域表现出明显的异质性，其中东、西部地区分别存在显著的正、负向线性效应，而中部地区则存在非线性效应。进一步考察发现，这一地区异质性主要来自要素禀赋结构的差异，即当要素禀赋结构为劳动禀赋占优时，中小银行发展能够有效缓解收入不平等；而当资本禀赋占优时，中小银行发展反而会加剧收入不平等。本文结论揭示了不同要素禀赋结构下银行业结构作用于收入不平等的差异性，对于缓解我国当前城乡收入差距问题进而实现共同富裕具有一定的政策启示。

关键词：中小银行；银行业结构；收入不平等；要素禀赋结构

中图分类号：F832.1

一、引言

收入不平等关系到国计民生和社会稳定，合理的城乡收入差距有助于促进社会公平和经济良性发展，但贫富差距过大很可能会反过来抑制经济增长的数量和质量（陆铭、陈钊，2004）。追求收入分配问题的改善，不仅是破解当前城乡二元结构的重要抓手，同时也为服务乡村振兴战略提供了有利的保障。考虑到我国贫困人口主要分布于农村地区，而银行业作为我国配置金融资源的重要机构，探索其发展及结构性变动如何对城乡居民的收入进行再分配，进而能否通过改善资源配置缓解城乡收入不平等，以及在我国不同地区的作用效果是否存在显著差异，具有很强的理论和现实意义。

根据已有的相关文献，很多学者从金融发展的角度探讨了金融资源配置对收入不平等问题的影响，结果发现金融发展水平在居民收入分配方面扮演了重要角色（Gine and

*赵家悦，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子信箱：zhaojy25@mail2.sysu.edu.cn；郜栋玺（通讯作者），中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子信箱：desmondgdx@163.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“流动性囤积视角下的货币政策传导问题：理论、实证与政策研究”（项目编号：71973035）、国家社会科学基金青年项目“交叉性金融风险水平测度、传导路径识别与监测预警研究”（项目编号：21CTJ013）、广东省哲学社会科学规划 2021 年青年项目“新发展格局下中美经贸关系对人民币汇率的影响效应与传导机制研究”（项目编号：GD21YYJ02）的资助。感谢《经济评论》“编辑部开放日·审稿快线”第 6 期审稿专家及编辑部老师的宝贵意见，作者文责自负。

Townsend, 2004; Demirgüç-Kunt and Levine, 2009; Shahbaz and Islam, 2011)。然而,随着研究的逐渐深入,一些学者不再局限于观察整体金融发展水平带来的影响,他们开始注意到,在金融资源相对有限的情况下,一国的金融结构也可能会对经济增长和居民收入分配产生重大影响,并且随着经济阶段的不断演变,金融结构在一国收入不平等问题中所起的作用日益凸显(Demirgüç-Kunt and Levine, 2009; Demirgüç-Kunt et al., 2012)。自此学术界开始涌现大量关于金融结构如何影响收入不平等的研究,但所得结论莫衷一是。一些文献认为,以金融市场为主导的金融结构对收入不平等的改善作用更明显(Agnello et al., 2012; 杨俊、王佳, 2012)。然而也有不少学者发现,银行主导型的金融体系更有利于缓解贫富差距(Aggarwal and Goodell, 2009; Gimet and Lagoarde-Segot, 2011)。此外,还有一些文献的结果则表明,金融结构与收入不平等之间并非简单的线性关系,而是存在着结构变化的阈值;但即便是基于非线性框架,学者们在结论方面也并未达成共识(Liu et al., 2017; Brei et al., 2018)。

上述研究结论所呈现的多样性不利于金融结构对收入不平等影响的一般性规律总结。本文认为,单纯而论金融结构对收入不平等所表现出的影响过于复杂,无法得出明确的结论。林毅夫等(2009)提出的新结构经济学理论也表明,处于不同发展阶段的国家以及经济体自身在不同的经济发展阶段,其金融结构都可能是不同的。故从研究视角来说,我们需要将范围更为聚焦,如集中探讨金融市场内部结构或银行业内部的规模分布^①,将复杂的系统简化,以期得到更为明晰的结果。此外,结合国情来看,我国当前的金融体系仍以银行为主导,且诸多大银行与中小银行分支机构并存^②,因此聚焦于银行业内部,考察不同规模银行的分布对收入不平等的影响是十分必要的。

进一步地,从银行业结构与收入不平等的相关文献来看,目前针对二者关系的研究尚不算多,且主要集中于国内。如王廉石(2015)认为,以中小银行为主的银行业结构更有利于缩小我国的收入不平等。然而邓翔和玉国华(2020)构建了相关理论模型,却发现银行业结构对收入不平等存在正U型影响,并通过实证研究验证了这一结论。

通过对上述文献的梳理,可以发现,尽管聚焦于银行业内部结构,学者们也并未得到一致的结论。这不禁启发我们重新思考,银行业结构与收入不平等间的关系是否仅仅是线性的?若为非线性关系,其背后的影响机制如何?是否受到某种重要因素的驱动?这些都是有待解决的关键问题。当前有关银行业结构与收入不平等关系的研究大多基于线性框架进行分析(王廉石, 2015),忽略了可能存在的非线性关系。邓翔和玉国华(2020)虽已关注到这一问题并进行了初步研究,但遗憾的是,一方面,他们的研究只覆盖了2011年以前的时间维度;另一方面,也未对这一非线性关系背后所依赖的深层因素进行深入探讨,从而难以厘清其中所蕴含的经济机制。除此之外,目前相关文献针对银行业结构的测度多局限在整体宏观层面(王文平、李甜田, 2019; 尹雷等, 2021),难以体现出地区差异,这也会给经济机制的识别造成一定阻碍。

有鉴于此,本文基于以下几方面在已有研究基础上进行了拓展:首先,本文聚焦于银行

^①林毅夫等(2009)针对新兴市场国家的情况拓展了金融结构的内涵,他们将金融结构定义为金融体系内部各种不同金融制度安排的比例和相对构成。

^②其中,大银行是指工、农、中、建、交五大国有商业银行,中小银行是指除却五大行以外的其他商业银行。理论文献依据中,蔡卫星(2019)以及项后军和张清俊(2020)都采用了这一划分标准。

业内部结构,采用更侧重刻画中小银行发展以及体现省际差异的银行业结构指标对城乡收入不平等问题进行了研究。其次,基于非线性的模型框架,采用我国2009—2018年的平衡面板数据对二者间的关系进行深入探讨,并通过多种方式进行了细致的稳健性检验,以确保主结果的可靠性与稳健性;除此之外,本文还考察并分析了其地区异质性。最后,从要素禀赋结构的视角切入,本文进一步梳理了银行业结构影响城乡收入不平等背后的深层原因,并通过动态面板门限模型实证检验了要素禀赋结构在二者关系间所起的重要作用。上述研究结果对于我国发展中小银行应当“因地制宜”提供了有力的经验证据,并且对于实现金融资源配置优化和迈向共同富裕具有一定的政策启示和实践意义。

二、理论机制与研究假说

我国的金融资源配置方式是以银行信贷为主导的间接融资模式(Lin et al., 2013),企业通过金融市场进行直接融资的规模占比依旧较小。考虑到银行在我国资源配置中的关键作用,厘清银行业结构对我国居民收入不平等的真实影响是很重要的。^①然而,前述文献虽然从各个视角探讨了银行业结构对收入不平等的可能影响机制,但并未形成统一的看法。

本文对此梳理后发现,国内有关金融结构乃至银行业结构对收入不平等影响的研究中,其影响路径主要可归纳为以下三类:信贷路径、中小企业发展路径以及城镇化路径。其中信贷路径通过信贷资源在城乡居民间的再配置效应影响城乡收入差距,但其方向取决于农村居民相较城镇居民获得信贷的相对能力。当农村居民相比城镇居民获得信贷的能力得到提升时,这一路径就会缓解农村居民的信贷约束,平滑农村家庭的消费并提高其人力资本投资,进而增加创业机会并缩小城乡居民收入差距;反之则会扩大城乡收入差距(Liu et al., 2017)。而中小企业发展则是通过缓解其融资约束进而影响收入分配差距。具体而言,融资约束的缓解促进了企业发展,并通过增加产出和就业促进了经济增长。在这种合意金融结构引致的增长模式下,经济增长会通过消费、就业等方面惠及农村居民,从而缓解城乡收入不平等;反之亦然。最后,城镇化路径则是通过影响居民就业等影响城乡收入分配(陆铭、陈钊, 2004)。因为早期城镇化会增加低技能劳动力的市场需求,农村劳动力逐步流向城镇地区,增加了市场竞争进而降低城镇平均工资;同时通过要素报酬的均等化缩小城乡收入差距(万海远、李实, 2013)。但当城镇化逐渐向高级阶段过渡时,企业对熟练劳动力需求的增加反而提升了城市居民的相对工资,并使得一些原本在城镇就业的劳动力向农村回流,进而降低了农村居民的相对收入。

对上述几条路径的正、反向机制进一步归纳总结可以发现,银行业结构对收入不平等的影​​响路径均存在着正、反两方面的效应,但之所以如此,是由于在这些路径背后皆蕴含着一个相同的深层影响因素——即由经济发展阶段不同所带来的要素禀赋结构差异。具体而言,根据新结构经济学理论,当我国要素禀赋结构为劳动禀赋相对资本禀赋占优时,决定了当前经济体的产业结构是以劳动密集型产业为主^②,对应实体企业(尤其是地方中小企业)

^①基于视角的考虑及数据等约束,本文理论机制探讨并不包括银行信贷市场很不发达的阶段。

^②为了方便清楚地讲述本文的逻辑和理论机制,且在后文实证中能够更好地刻画本文需要检验的问题,本文此处参照杨子荣和张鹏杨(2018)以及王勇和沈仲凯(2018)的做法,将产业结构划分为劳动密集型和资本密集型两类。

的特征是更多依赖劳动力而非资本品,此时企业和社会生产对农村非熟练劳动力的需求更高。故此时中小银行占比的提升会提高其与现阶段禀赋结构及产业结构的合意程度。在这种合意的结构匹配下,一是会缓解中小企业融资约束,促进其发展,在宏观层面通过增加产出和投资促进实体经济增长,并通过“涓流”效应刺激居民消费和就业使得农村低收入群体利益均沾,从而增加农村居民的相对收入;在微观层面则会提升农村非熟练劳动力的相对工资,形成对农村居民收入的“挤入效应”,最终缩小城乡间收入差距,缓解收入不平等。二是提升农村居民相对城镇居民获取信贷的能力,这在很大程度上缓解农村居民的信贷约束,平滑其家庭消费和储蓄决策,进而影响人力资本投资并增加创业等活动(刘贯春、刘媛媛,2016),由此缩小贫富差距,弱化资源分配不均带来的收入不平等效应。三是推进城镇化的发展进程,通过提升非熟练劳动力的市场需求,农村剩余劳动力将逐步流向城镇地区,加大劳动力市场的竞争程度,进而降低城市居民的工资水平,并通过要素报酬的均等化缩小城乡收入差距。

然而,与前述机制相反的是,当我国资本禀赋相对劳动禀赋占优时,决定了经济体的产业结构是以资本密集型产业为主,对应实体企业特征则表现为更多地依赖资本而非劳动,即对机器设备、高技能以及高知识储备的人力资本需求较高。此外,出于对高端熟练劳动力需求、资本设备以及交通运输条件等方面的考虑,这类企业大多分布在城市或城镇地区,尤其是经济较发达省份的城镇地区。故中小银行占比进一步提升很可能会加剧其与现阶段禀赋结构进而产业结构的错配程度,尽管仍会促进资本密集型企业的融资和发展,并推动城市化向高级阶段转变,但与劳动禀赋占优时不同,在这种非合意的结构错配下,增加的更多是高端熟练劳动力的收入,并且会对农村非熟练劳动力造成“挤出效应”,一方面降低了农村非熟练劳动力的相对收入,另一方面也使得部分非熟练劳动力重新回流到农村。在此阶段,农村居民相对城镇居民获取金融资源和其他收入的能力也下降了,反而拉开了城乡收入差距,导致城乡收入不平等加剧。据此,本文提出:

假说1:以中小银行为主的银行业结构对收入不平等的影响很可能是非线性的。

根据上文的分析,本文认为要素禀赋结构在银行业结构与收入不平等关系中可能发挥了重要作用,于是本文提出:

假说2:银行业结构对收入不平等的非线性影响主要来自要素禀赋结构差异,换言之,很可能存在着关于要素禀赋结构的门限效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

如前文理论机制所述,由于银行业结构变动在不同发展阶段很可能对农村居民收入分别呈现“挤入效应”和“挤出效应”,前者会增加农村居民相对城镇居民的收入水平,后者反而降低了农村居民的相对收入水平,最终使二者间呈非线性关系。因此,为了检验前文的假说1,本文参照Liu等(2017)的做法,初步设计如下带二次项的基准面板模型以考察银行业结构与收入不平等之间的关系。此外,考虑到收入不平等是一个长期现象,很可能具有动态变化的滞后特征,因此本文在基准模型中加入被解释变量的滞后一期项,通过动态面板模型

对二者之间的关系进行再考察。^①

$$Icomgap_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Icomgap_{it-1} + \alpha_2 BS_{it} + \alpha_3 BS_{it}^2 + \beta' Controls_{it} + \sum Province + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: ε_{it} 是随机干扰项, $Province$ 是省份固定效应, $Year$ 是年份固定效应。 $Icomgap$ 是城乡收入不平等, BS 是银行业结构, BS^2 是银行业结构的二次项,用以检验银行业结构对收入不平等的影响是否存在非线性效应。 $Controls$ 是一系列影响收入不平等的重要变量,具体包括经济发展水平、政府财政支出、贸易开放度、国有化程度、城镇化水平、受教育程度以及金融发展水平。若假说1成立,则预期 α_2 显著为负且 α_3 显著为正。

对于上述基准模型,本文通过OLS(包括稳健OLS)方法得到待估参数。此外,本文还采用SYS-GMM方法对动态面板模型进行估计,在刻画收入不平等路径依赖的同时也尽可能缓解内生性问题。

进一步地,依据前文理论,银行业结构对收入不平等的非线性影响很可能依赖于要素禀赋结构。但值得注意的是,一方面,上述二次项模型仅能检验出二者间的U型特征,并不能捕捉其他情形下的非线性特征(如非对称情形等);另一方面,也无法凸显禀赋结构在其间所起的作用。故为了更全面地刻画银行业结构与收入不平等间的非线性特征,同时检验是否存在以禀赋结构为门限值的门限效应,本文通过如下动态面板门限模型进行探究。

$$Icomgap_{it} = \delta_0 + \delta_1 Icomgap_{it-1} + \delta_2 BS_{it} \times I(CLR_{it} \leq q) + \delta_3 BS_{it} \times I(CLR_{it} > q) + \theta' Controls_{it} + \sum Province + \sum Year + e_{it} \quad (2)$$

(2)式中: BS 是门限依赖变量, CLR 是门限变量, $I(\cdot)$ 是示性函数, e_{it} 是残差项,其余变量均与模型(1)一致。若假说2成立,那么预期 δ_2 显著为负且 δ_3 显著为正。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:城乡收入不平等($Icomgap$)

从该变量的测度来看,目前主要存在城乡人均可支配收入比、泰尔指数以及基尼系数等三种常见的度量指标。考虑到变量的适用性和直观性,本文参照钞小静和沈坤荣(2014)的做法,采用城乡人均可支配收入比($Urpdicom$)^②来度量城乡收入不平等,该值越大表明城乡收入不平等程度越高。

此外,本文还考虑了城乡人口占比变动的影响,用泰尔指数(王少平、欧阳志刚,2007)作为城乡收入不平等的另一度量指标进行稳健性检验。该变量具体定义如下:

$$TLI_{it} = \sum_{j=1}^2 \frac{Income_{ijt}}{TIncome_{it}} \ln \left(\frac{Income_{ijt}}{TIncome_{it}} / \frac{Pop_{ijt}}{TPop_{it}} \right) \quad (3)$$

(3)式中: $j=1,2$ 分别代表城镇和农村, i 表示省。 $TPop_{it}$ 为*i*省*t*时期的总人口, Pop_{ijt} 表示*i*省*t*时期的城镇/农村人口。 $TIncome_{it}$ 为*i*省*t*时期的总收入(表示*i*省总人口与*i*省全体居民人均可支配收入之积), $Income_{ijt}$ 代表*i*省*t*时期的城镇/农村总收入(即*i*省城镇/农村人

^①考虑到篇幅及简洁性因素,正文中我们只展示了动态面板模型的设定形式,只需将滞后一期的收入不平等变量($Icomgap_{it-1}$)剔除,即为本文的基准面板模型。

^②定义为城镇居民人均可支配收入($Urbicom$)/农村居民人均可支配收入($Ruricom$)。

口 $\times i$ 省城镇/农村居民人均可支配收入)。

2. 核心解释变量

(1) 银行业结构(BS)。本文参照蔡卫星(2019)的做法,采用更关注中小银行发展和体现省际差异的如下指标对银行业结构^①进行度量。

$$BS_{it} = \frac{MSB_Branch_{it}}{SOB_Branch_{it}} \quad (4)$$

(4)式中: MSB_Branch_{it} 表示*i*省在*t*时期的中小商业银行分支机构数量, SOB_Branch_{it} 则代表*i*省在*t*时期的五大国有商业银行分支机构数量。

考虑到我国东、中、西部地区在商业传统、金融发展程度、政策环境以及居民收入等多方面存在着较大差异(韩一多、付文林,2019),这很可能导致我国不同地区层面的银行业结构对其所在地区城乡收入不平等的影响呈现异质性。因此,在后文实证部分,本文还将总样本分为东、中、西部地区进行异质性检验。

(2) 要素禀赋结构(CLR)。本文主要参照王勇和沈仲凯(2018)的研究,以资本禀赋与劳动禀赋之比来衡量要素禀赋结构,其中,资本禀赋即各省的物质资本存量,劳动禀赋即各省的劳动力数量。对于省际资本存量的测度,本文主要采取两种做法:一是参考王小鲁(2000),以全社会固定资产投资作为投资的代理变量,测算得到本文所使用的30个省区市各年度资本存量,并以此计算要素禀赋结构指标 $CLR1$;二是参照张军等(2004)的做法,采用固定资本形成总额作为投资的代理变量,测度了资本存量指标,并以此计算要素禀赋结构指标 $CLR2$ 。^②

3. 控制变量

经济发展水平($\ln Pergdp$),以2010年为基期对各省人均GDP进行价格平减,再取对数以增强平稳性;政府财政支出($\ln Govexp$),采用各省一般公共预算支出并取对数来衡量其政府财政支出;贸易开放度($\ln Tradeop$),使用各省进出口贸易总额并取对数来衡量其贸易开放度;城镇化水平($Urbanize$),选取各省城镇人口占总人口的比重来衡量该省的城镇化水平;国有化程度($Nationlize$),利用各省国有单位就业人数与全省就业总人数的比重来度量该省的国有化程度;受教育程度($Educ$),用各省高中及以上学历人口数占总人口的比重作为该省受教育程度的代理变量;金融发展水平($Finlevel$),用各省金融机构年末存贷款总余额占GDP的比重衡量该省的金融发展水平。

(三) 数据来源

本文选取2009—2018年我国30个省区市数据作为研究样本,由于西藏、港澳台地区数据缺失较多,故未包含在本文的研究样本里。其中,各省份的银行业分支机构数据来自中国银行保险监督管理委员会官网,作者通过python爬取并手工整理。其余主要变量的数据均来源于各省份历年的统计年鉴,各省份受教育程度数据来自《中国统计年鉴》,有些指标有年

^①严格意义上讲,本文所度量的银行业结构体现的是“以中小银行为主的银行业结构”,区别于“以大银行为主的银行业结构”。

^②由于国家统计局自2018年起不再公布固定资本形成总额数据,因此在采用张军等(2004)的方法测算的资本存量指标中,2018年的数据是通过插值法估算。

度数据缺失均通过《中国人口和就业统计年鉴》以及《中国统计年鉴》进行了补充。与刘贯春(2017)的做法一致,如果同一指标数据出现多个来源且不一致时,以各省份历年统计年鉴为准。为剔除极端值的影响,本文对所有连续变量均做了头尾 1%的缩尾(Winsorize)处理。

四、实证分析

(一) 典型事实分析

在使用计量方法检验银行业结构对收入不平等是否具有非线性影响前,本文先通过一些数据方面的典型事实初步考察银行业结构与收入不平等的关系。图 1 汇报了银行业结构影响城乡收入不平等状况的典型事实。其中,图 1(a)的纵轴是以城乡人均可支配收入比衡量的收入不平等变量,图 1(b)的纵轴则是以泰尔指数作为收入不平等的代理变量。两图皆是控制了其他变量影响后银行业结构与收入不平等间的事实关系图。^①

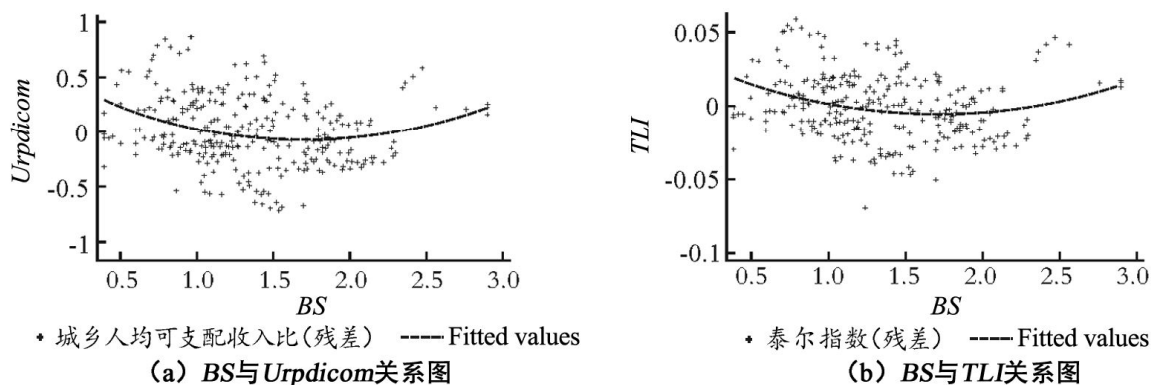


图 1 BS 与 Icomgap 关系的典型事实分析

由图 1 的结果可知,无论是用城乡人均可支配收入比还是泰尔指数衡量城乡收入不平等程度,其与银行业结构的数据拟合结果都呈明显的 U 型特征。这初步支持了前文的假说 1,即以中小银行为主的银行业结构与城乡收入不平等之间可能存在非线性关系。

进一步地,根据前文理论分析,银行业结构对收入不平等非线性影响的背后很可能依赖于经济体的要素禀赋结构,故此处本文按 40 和 60 百分位数^②将要素禀赋结构分为高、低两组,以刻画不同要素禀赋结构下,银行业结构与收入不平等的关系,从而初步检验假说 2 是否成立,结果见图 2。其中,图 2(a)和图 2(b)纵轴为城乡可支配收入比,图 2(c)和图 2(d)纵轴则是泰尔指数;此外,图 2(a)和图 2(c)是低禀赋组别下的结果,图 2(b)和图 2(d)则是高禀赋组别下的结果。

图 2 的结果显示,在低要素禀赋结构组别下,以中小银行为主的银行业结构与城乡收入不平等呈现明显的负相关关系;而在高要素禀赋结构组别下,二者的关系却截然相反,即以中小

^① 此处在拟合银行业结构与收入不平等关系前,我们先通过加入重要的控制变量对收入不平等变量进行回归,以剔除这些变量的可能影响,提取残差后再以银行业结构作为解释变量对残差进行二次项拟合,以得到控制其他变量情况下的拟合结果。下文图 2 纵轴所呈现的也都是控制其他变量后的残差结果。

^② 在均值、中位数等分组方式下,均值(中位数)附近样本的特征非常接近但却被人为划分到高、低两组,这可能会对分组结果造成一定的干扰。为了避免这一弊端,本文以首尾 40% 分位数进行分组,并舍弃了中间 20% 区间的样本。

银行为主的银行业结构与城乡收入不平等显著正相关。这初步表明了假说2的合理性,即当劳动禀赋相对资本禀赋占优时,以中小银行为主的银行业结构有助于改善城乡收入不平等;而在资本禀赋占优时,中小银行相对更快地发展反而会加剧城乡之间的收入不平等程度。

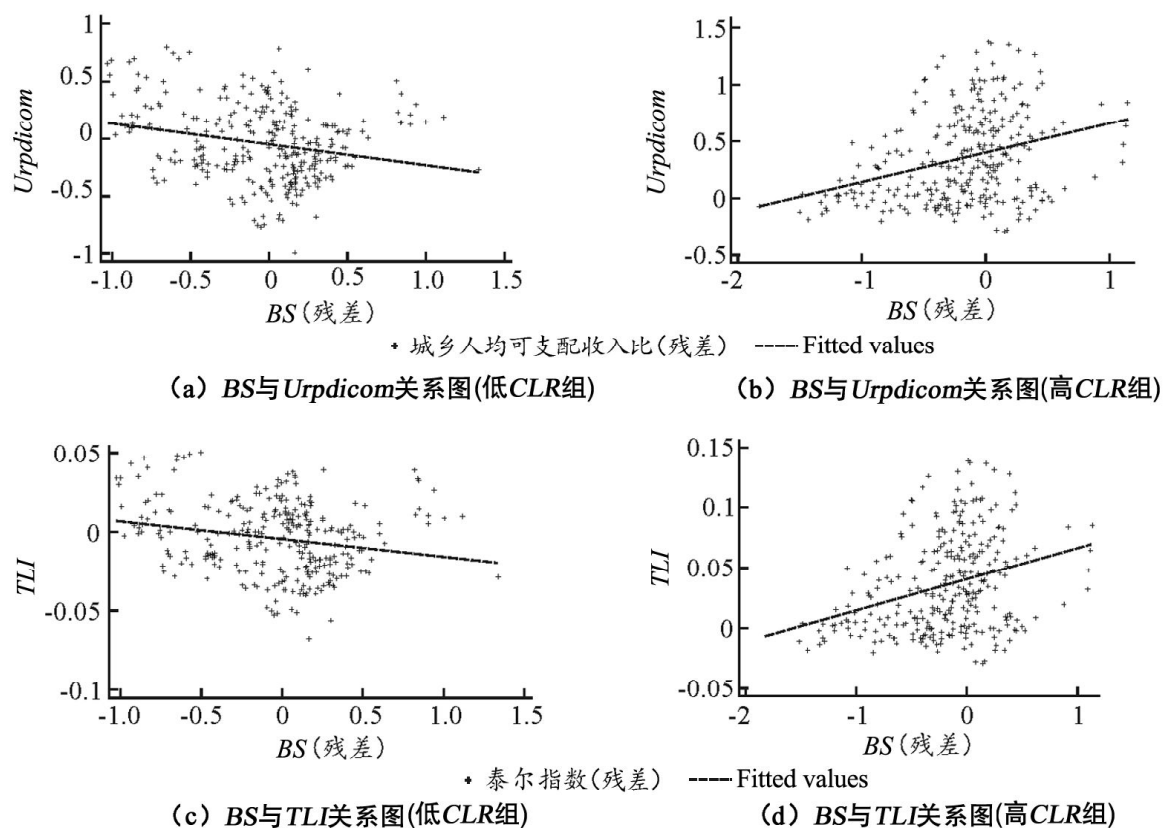


图2 高低CLR组别下BS与Icomgap关系事实图

(二) 基准回归结果

对于基准模型,本文分别采用OLS、稳健OLS、DF-GMM和SYS-GMM方法对银行业结构与收入不平等间的关系进行估计。此外,对两种广义矩估计的结果,本文分别进行了二阶自相关检验和Sargan检验,具体结果见表1。^①其中列(3)和列(4)分别是未控制省份及时间固定效应的结果,列(5)和列(6)则是控制省份及时间固定效应后的结果。

由表1的结果可知,在不同模型设定和估计方法下,BS系数都显著为负,且BS²系数均显著为正,即银行业结构对城乡收入不平等始终存在显著正U型的非线性影响。其经济学层面的解释可能在于,当以中小银行为主的银行业结构处于对称轴左侧时,其对城乡收入不平等的影响主要表现为“挤入效应”。一方面,中小银行更快发展缓解了中小企业融资并促进其发展,加速农村非熟练劳动力向城镇企业转移,提高了农村生产率,改善了农村非熟练劳动力的就业和资源配置(刘贯春、刘媛媛,2016);另一方面,也通过缓解农村家庭的信贷约束提高了农村居民相对城镇居民获取信贷的能力,增加了家庭创业机会和人力资本投资,从而增加了农村居民收入(刘贯春,2017)。与此相对地,当以中小银行为主的银行业结构处于对称轴右侧时,其影响主要体现为“挤出效应”,此时银行业结构与城乡收入结构间存在着资源错配,故其发展不仅未能配置更多资源到农村低收入群体,反而因为错配产生的挤出效应

^①篇幅所限,后文不再汇报控制变量的结果,作者备索。

拉大了城乡收入差距。在后文中,本文将对错配背后可能的深层原因展开更细致的检验,以验证前文理论分析的正确性。

表 1 银行业结构对收入不平等的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS_Robust	DF-GMM	SYS-GMM	DF-GMM	SYS-GMM
$Urpdicom_{t-1}$			0.618 *** (0.020)	0.623 *** (0.022)	0.733 *** (0.055)	0.706 *** (0.042)
BS	-0.892 *** (0.168)	-0.892 *** (0.169)	-0.567 *** (0.116)	-0.712 *** (0.142)	-0.252 * (0.135)	-0.1695 *** (0.0605)
BS^2	0.245 *** (0.054)	0.245 *** (0.050)	0.190 *** (0.041)	0.201 *** (0.042)	0.059 ** (0.027)	0.0456 ** (0.0191)
Controls	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
N	300	300	240	270	240	270
R^2	0.617	0.617				
AR(2)(P 值)			0.1178	0.1048	0.1622	0.1885
Sargan 检验(P 值)			0.3644	0.8984	0.8991	0.9294

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下标 $t-1$ 表示滞后一期,若无下标则表示当期。下同。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

本文以泰尔指数(TLI)替代城乡人均可支配收入比($Urpdicom$),基于前文的模型(1),仍采用 OLS、稳健 OLS、DF-GMM 和 SYS-GMM 等多种方法对银行业结构与收入不平等间的非线性关系进行稳健性检验,回归结果如表 2 所示。

由表 2 的检验结果可以发现,将被解释变量替换为泰尔指数后,多种估计方法和不同固定效应下的结果均显示, BS 的系数显著为负, BS^2 的系数显著为正,即得到了与前文一致的结论:银行业结构对收入不平等存在显著的非线性影响。换言之,将城乡人口占比变动因素纳入考虑后,前文结论依然稳健成立,由此可见基准回归具有较强的稳健性。

表 2 银行业结构与收入不平等的非线性关系检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS_Robust	DF-GMM	SYS-GMM	DF-GMM	SYS-GMM
TLI_{t-1}			0.545 *** (0.027)	0.569 *** (0.014)	0.769 *** (0.037)	0.786 *** (0.026)
BS	-0.059 *** (0.012)	-0.060 *** (0.0124)	-0.017 *** (0.006)	-0.017 *** (0.005)	-0.028 *** (0.006)	-0.033 *** (0.006)
BS^2	0.016 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.010 *** (0.001)	0.006 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
N	300	300	240	270	240	270
R^2	0.810	0.810				
AR(2)(P 值)			0.113	0.120	0.819	0.856
Sargan 检验(P 值)			0.351	0.86	0.915	0.920

2. 内生性问题的进一步处理

尽管上文已在相当程度上证明了基准回归结果的可靠性,但不可避免的是,即便已尽可能控制了影响收入不平等的重要因素和不可观测的固定效应,也仍可能存在遗漏变量等问题。故本文进一步使用面板工具变量法对基准模型进行稳健性检验。参照刘畅等(2017),我们使用当年该省区市商业银行的新增贷款网点数(ΔBN_{it})作为工具变量,以尽可能规避遗漏变量和双向因果等内生性问题。本文还同时使用其滞后一期(ΔBN_{it-1})作为替换性工具变量,分别基于城乡人均可支配收入比($Urpdicom$)和泰尔指数(TLI)进行回归,以检验结果的可靠性。

一方面,贷款网点数量变动必然会影响该地区的银行业结构^①,故满足与内生解释变量具有相关性的要求。另一方面,该工具变量应当也能较好地符合外生性条件。这是因为我国商业银行分支机构设立需由其所属总行向当地银监局提交筹建申请,银监局受理业务并进行审查,最终由银监会总部核查并决定。在筹建获批后通常有半年左右的筹建期,以及筹建结束后的开业申请同样需要获得当地银监局的审查批准。新设立的贷款分支机构还需花费较长时间打理营业场所并招募工作人员,上述过程基本无法在一两年内完成(刘畅等,2017)。此外,新增分支机构网点数也很难通过其他渠道直接影响收入不平等,其主要通过影响银行业结构作用于被解释变量,表明该工具变量是有效的。同理, ΔBN_{it-1} 也满足上述两个特征,作为工具变量理应也是有效的。基于面板 IV-2SLS 的具体稳健性结果见表 3。其中列(1)—(3)是以 ΔBN_{it} 作为工具变量的回归结果,列(4) — (6) 是采用 ΔBN_{it-1} 做工具变量的估计结果。

表 3 IV-2SLS 估计下的银行业结构与收入不平等关系检验

	IV-2SLS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	First stage	Second stage	Second stage	First stage	Second stage	Second stage
	<i>BS</i>	<i>Urpdicom</i>	<i>TLI</i>	<i>BS</i>	<i>Urpdicom</i>	<i>TLI</i>
ΔBN	0.000 ** (0.000)					
ΔBN_{it-1}				0.000 ** (0.000)		
<i>BS</i>		-2.328 ** (1.003)	-0.184 ** (0.072)		-1.794 * (1.037)	-0.155 ** (0.073)
<i>BS</i> ²	0.295 *** (0.025)	0.684 ** (0.299)	0.054 ** (0.021)	0.291 *** (0.025)	0.525 * (0.300)	0.0450 ** (0.021)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	270	270	270	240	240	240
<i>Centered-R</i> ²		0.573	0.773		0.545	0.759
Anderson - cannon. Corr. LM 统计量(<i>P</i> 值)		0.001	0.001		0.001	0.001
Cragg-Donald Wald <i>F</i> 统计量		61.58 [16.38]	61.58 [16.38]		55.08 [16.38]	55.08 [16.38]

注:中括号内为统计量对应的临界值。

①由于本文银行业结构的定义即为各省区市中银行分支机构数与大银行分支机构数之比,因而新增具有贷款功能的分支机构与解释变量具有较明显的相关性。

由表 3 的结果可知,无论是以 ΔBN_{it} 或是 ΔBN_{it-1} 作工具变量,第一阶段回归的系数均在 5% 显著水平上显著;而第二阶段的回归结果显示,不论是基于 $Urpdicom$ 还是 TLI 作为被解释变量, BS 的系数均显著为负,且 BS^2 的系数显著为正,这与上文使用 OLS 及两种 GMM 方法估计所得的结果一致。此外,检验统计量的结果既显示工具变量与内生解释变量具有显著相关性,同时也表明不存在弱工具变量问题。综上分析可知,在使用两种工具变量尽可能地缓解内生性问题后,本文的基本结论仍然成立。

(四) 异质性分析

如前文所述,由于我国东、中、西部地区在金融发展程度、政策环境和居民收入等多方面存在较大差异,这很可能导致我国不同地区层面的银行业结构对城乡收入不平等的影响呈现异质性,故本文将样本划分为东、中、西部三个地区分别进行异质性考察。^① 对于东、西部地区,本文采用 SYS-GMM 方法进行估计;而由于中部地区样本属于长面板,本文采用校正偏差的 LSDV 方法进行估计。此外,考虑到估计方法适用性可能带来的偏差,我们还同时采用 OLS 估计作为辅助验证,以确保估计结果的可靠性。具体结果见表 4。

表 4 银行业结构对收入不平等非线性影响的分地区估计

	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	SYS-GMM	OLS	LSDV	OLS	SYS-GMM
Panle A: 被解释变量为 $Urpdicom$						
$Urpdicom_{t-1}$		0.556 *** (0.098)		0.509 *** (0.128)		0.544 *** (0.108)
BS	0.145 (0.278)	0.272 (0.451)	-1.228 ** (0.521)	-0.796 ** (0.390)	-0.464 ** (0.229)	-0.310 ** (0.150)
BS^2	0.004 (0.098)	0.052 (0.144)	0.377 ** (0.167)	0.276 *** (0.001)	0.113 (0.077)	0.059 (0.087)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	110	99	80	72	110	99
R^2	0.646		0.700		0.731	
AR(2) (P 值)		0.405		0.186		0.405
Sargan 检验 (P 值)		0.977		0.469		0.369
Panle B: 被解释变量为 TLI						
$Urpdicom_{t-1}$		0.642 *** (0.122)		0.613 *** (0.112)		0.427 *** (0.092)
BS	0.015 (0.012)	0.015 (0.022)	-0.076 ** (0.038)	-0.069 ** (0.030)	-0.012 ** (0.005)	-0.003 ** (0.001)
BS^2	-0.011 (0.014)	0.006 (0.007)	0.022 * (0.012)	0.020 * (0.012)	0.003 (0.005)	-0.006 (0.005)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	110	99	80	72	110	99
R^2	0.674		0.799		0.855	
AR(2) (P 值)		0.274		0.304		0.3570
Sargan 检验 (P 值)		0.170		0.499		0.3546

① 文中的东、中、西部地区是依据国家西部大开发战略中的划分标准进行分类。

表4中,列(1)—(6)是采用城乡人均可支配收入比作为被解释变量的结果,列(7)—(12)是基于泰尔指数的回归结果。根据表4的分地区估计结果,我们可以清楚地看到,我国不同地区的银行业结构对收入不平等的影响确实表现出一定的异质性,其中中部地区的银行业结构对收入不平等的影响存在显著的非线性效应,而东、西部地区则并不存在非线性影响。该结果表明我国银行业结构对收入不平等的非线性影响主要来自中部地区。究其原因,很可能是我国东、中、西部地区所处的经济体中要素禀赋结构存在着较大差别,我国东部地区的资本禀赋相对占优,而西部地区的劳动禀赋相对占优,这导致我国东部地区银行业结构对城乡收入不平等的影响很可能仅落在U型曲线的右侧,西部地区则落在U型曲线的左侧。然而,中部地区则呈现了介于东、西部地区之间相对平衡的影响,从而呈现出非线性效应。

为了对我们的解释加以验证,本文在上述异质性分析的基础上,不考虑二次项的影响,仅对东、西部地区银行业结构的线性影响进行考察,再结合表4和表5的结果进行分析。具体而言,本文采用两种方式进行东、西部地区的线性检验:一种是分别以城乡人均可支配收入比(*Urpdicom*)和泰尔指数(*TLI*)作为被解释变量,分东、西部地区进行分组线性回归,并观察结果是否存在差异;另一种是分别以城镇居民人均可支配收入(*Urbicom*)和农村居民人均可支配收入(*Ruricom*)作为被解释变量,并基于东、西部地区进行分组线性回归,以观察东、西部地区及其城乡之间的差异到底如何。具体结果汇报于表5。其中,列(1)和(5)是基于*Urpdicom*回归的结果;列(2)和(6)是基于*TLI*的估计结果,列(3)和(7)是基于*Urbicom*的结果,列(4)和(8)是基于*Ruricom*的结果。

表5 东、西部地区的线性影响估计

	SYS-GMM							
	东部地区				西部地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Urpdicom</i>	<i>TLI</i>	<i>Urbicom</i>	<i>Ruricom</i>	<i>Urpdicom</i>	<i>TLI</i>	<i>Urbicom</i>	<i>Ruricom</i>
<i>Urpdicom</i> _{<i>t</i>-1}	0.556*** (0.098)				0.544*** (0.108)			
<i>TLI</i> _{<i>t</i>-1}		0.661*** (0.119)				0.413*** (0.092)		
<i>Urbicom</i> _{<i>t</i>-1}			0.843*** (0.049)				0.922*** (0.048)	
<i>Ruricom</i> _{<i>t</i>-1}				1.0444*** (0.0552)				0.915*** (0.059)
<i>BS</i>	0.274 (0.451)	0.004 (0.005)	0.083** (0.040)	-0.049 (0.057)	-0.310** (0.150)	-0.025*** (0.008)	0.041 (0.060)	0.114*** (0.042)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	99	99	99	99	99	99	99	99
AR(2)(<i>P</i> 值)	0.418	0.178	0.423	0.524	0.445	0.265	0.144	0.112
Sargan 检验(<i>P</i> 值)	0.597	0.480	0.977	0.729	0.347	0.389	0.253	0.652

表5的回归结果显示,首先,无论是以城乡人均可支配收入比(*Urpdicom*)还是泰尔指数(*TLI*)作为被解释变量,东部地区银行业结构对城乡收入不平等的影响均为正但不显著。而对于西部地区,银行业结构对城乡收入不平等存在显著的缩小作用,即中小银行相

对更快地发展缓解了西部地区的城乡收入差距。其次,对东部地区而言,以城镇居民人均可支配收入(*Urbicom*)和农村居民人均可支配收入(*Ruricom*)分别作为被解释变量的回归结果表明,以中小银行为主的银行业结构显著提高了城镇居民的相对收入;然而对于西部地区,分别基于上述两种被解释变量(*Urbicom/Ruricom*)的估计结果却刚好相反,即以中小银行为主的银行业结构显著增加了农村居民的相对收入。由此导致中小银行相对更快地发展拉大了东部地区的城乡收入差距,却缩小了西部地区的城乡收入差距。上述结果同样揭示了以中小银行为主的银行业结构对东、西部地区城乡收入不平等影响呈现异质性的直接原因。

但值得我们进一步探究的是,这种异质性背后的原因为何?前文给出了理论上的分析,认为要素禀赋结构可能是这一影响差异的深层原因,即不同地区的要素禀赋结构不同使得银行业结构对城乡收入不平等的影响呈现出异质性。因此,本文接下来将要素禀赋结构纳入考虑,实证检验要素禀赋结构在银行业结构与城乡收入不平等间到底起到了何种作用。

五、进一步分析

(一) 基于动态面板门限的估计

如前文所述,二次项方程的模型假定较为严苛,而且难以刻画出非线性关系背后的实质影响因素,故本文进一步采用动态面板门限模型,对上述非线性关系进行更为细致的检验。由于东、西部地区的估计结果表明,以中小银行为主的银行业结构与城乡收入不平等程度之间不存在非线性关系,因此下文中我们仅对全样本和中部地区样本进行动态面板门限估计。^①其估计过程分为两部分,第一部分是门限值及置信区间估计^②;第二部分是具体回归结果。表6汇报了相应结果。其中列(1)—(4)是以 *Urbicom* 为被解释变量的结果,列(5)—(8)是以 *TLI* 为被解释变量的结果;列(1)—(2)和列(5)—(6)是以 *CLR1* 为门限变量的回归结果,列(3)—(4)和列(7)—(8)则是以 *CLR2* 作为门限变量的估计结果。

首先,根据表6的门限值估计结果可以发现,无论是以 *CLR1* 还是以 *CLR2* 作为门限变量的结果均显示,对于全样本和中部地区样本而言,其门限值都是存在的。且从门限值对应的置信区间来看,基本保持在一个狭窄的区间范围内,这意味着门限值估计的准确度和精度较高。

其次,从动态面板门限估计的具体结果来看,全样本和中部地区的银行业结构对收入不平等的影响在门限值前后均表现出显著的影响。具体而言,当要素禀赋结构处于门限值左侧区间时,银行业结构对收入不平等均呈现显著负向影响;而当要素禀赋结构超过门限值后,其对收入不平等的影响由负转正。可能的原因在于,当要素禀赋结构处于阈值左侧区间时,我国的要素禀赋结构主要表现为劳动禀赋相对占优,对应的产业结构也是以劳动密集型

^①出于严谨性的考量,本文也对西部地区和东部地区分别进行了动态面板门限估计,所得结果与前述结论完全对应,即对西部地区和东部地区而言,由于分处“U型”曲线的左、右两侧,其门限效应均不显著。篇幅所限,作者备索。

^②篇幅所限,正文仅展示了门限估计值,未展示详细的置信区间估计结果,作者备索。

产业为主,此时以中小银行为主的银行业结构与当前阶段下的要素禀赋结构以及产业结构匹配度较高,故当中小银行占比提高时,会增加银行业结构、产业结构与企业融资结构的合意程度,在这种合意的结构匹配下,一是会促进中小企业的发展,从而吸引农村非熟练劳动力流向城镇企业并增加就业机会;二是更大程度上缓解农村居民的信贷约束,给予农村家庭更多的人力资本投资和创业机会(刘贯春,2017),由此弱化了资源分配不均带来的收入不平等效应。

表 6 银行业结构对收入不平等影响的动态面板门槛估计

	被解释变量: $Urpdicom$				被解释变量: TLI			
	全样本	中部地区	全样本	中部地区	全样本	中部地区	全样本	中部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
第一部分:门限值估计								
门限变量: $CLR1$	$q_0 = 6.524$	$q_1 = 5.835$			$q_0 = 6.551$	$q_1 = 5.665$		
门限变量: $CLR2$			$q_2 = 18.323$	$q_3 = 12.427$			$q_2 = 18.725$	$q_3 = 13.554$
第二部分:具体估计结果								
$Urpdicom_{t-1}$	0.118 * (0.061)	0.272 *** (0.036)	0.437 *** (0.053)	0.353 ** (0.149)				
TLI_{t-1}					0.039 * (0.023)	0.532 *** (0.185)	0.450 *** (0.171)	0.456 ** (0.205)
$BS(CLR1 \leq q_0)$	-0.100 *** (0.023)				-0.020 *** (0.010)			
$BS(CLR1 > q_0)$	0.511 *** (0.175)				0.035 * (0.019)			
$BS(CLR1 \leq q_1)$		-0.424 ** (0.216)				-0.003 ** (0.001)		
$BS(CLR1 > q_1)$		0.355 *** (0.117)				0.004 ** (0.002)		
$BS(CLR2 \leq q_2)$			-1.002 *** (0.160)				-0.102 *** (0.032)	
$BS(CLR2 > q_2)$			0.722 *** (0.139)				0.091 *** (0.030)	
$BS(CLR2 \leq q_3)$				-0.428 *** (0.145)				-0.008 * (0.005)
$BS(CLR2 > q_3)$				0.445 *** (0.146)				0.006 ** (0.003)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	270	72	270	72	270	72	270	72
AR(2) (P 值)	0.457	0.499	0.459	0.522	0.275	0.265	0.243	0.365
Sargan 检验 (P 值)	0.898	0.5833	0.825	0.771	0.714	0.675	0.534	0.740
Wald 统计量	571.51	403.36	553.09	490.84	411.24	947.29	484.57	905.84
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

然而,当要素禀赋结构处于阈值右侧区间时,要素禀赋结构中资本的重要性相对劳动有

所提高,对应产业结构中资本密集型产业的比重增加,经济体中更多的是资本密集型中小企业以及一些大型资本密集型企业。它们与劳动密集型企业的区别在于更多地依赖于资本设备和熟练劳动力,其出于对熟练劳动力需求、资本设备以及交通运输状况等条件的考虑,大多会分布在市区或城镇地区,尤其是经济较发达省份的市镇地区,故此时以中小银行为主的银行业结构与当前要素禀赋结构以及产业结构是存在一定错配的,当中小银行占比进一步提高时,会增加银行业结构、产业结构与企业融资结构的错配程度,在这种非合意的结构匹配下,虽然仍会促进当地中小资本密集型企业的融资和发展,但提升的却更多是城镇熟练劳动力收入,且在一定程度上挤出了农村非熟练劳动力,造成其失业率上升或向农村回流,并降低了农村居民的相对收入,从而拉大了城乡收入差距。

(二) 基于禀赋结构门限值分组的进一步考察

前文的动态面板门限估计结果表明,对全国性样本以及中部地区而言,以中小银行为主的银行业结构与城乡收入不平等之间确实存在着以要素禀赋结构为门限的非线性效应。此处我们基于上文所得的禀赋结构门限值将全样本划分为高、低要素禀赋结构组^①,分别以 *Urbicom* 和 *Ruricom* 作为被解释变量,通过动态面板模型进行进一步检验,用以考察不同组别下银行业结构对城镇居民收入和农村居民收入的影响存在何种差异,同时将此结果与前文的门限估计结果进行对比,观察能否相互印证彼此的结论。具体估计结果汇报于表 7。其中,奇数列是以 *Urbicom* 为被解释变量的回归结果,偶数列是基于 *Ruricom* 的估计结果;列(1)—(4)是基于 *CLR1* 的门限值划分的高、低组,列(5)—(8)是以 *CLR2* 的门限值为标准进行的分组。^②

表 7 基于禀赋结构门限值分组的进一步估计

	SYS-GMM							
	$CLR1 \leq q_0$		$CLR1 > q_0$		$CLR2 \leq q_2$		$CLR2 > q_2$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Urbicom</i>	<i>Ruricom</i>	<i>Urbicom</i>	<i>Ruricom</i>	<i>Urbicom</i>	<i>Ruricom</i>	<i>Urbicom</i>	<i>Ruricom</i>
$Urbicom_{t-1}$	0.771 *** (0.035)		1.032 *** (0.051)		0.889 *** (0.061)		0.829 *** (0.044)	
$Ruricom_{t-1}$		0.873 *** (0.048)		0.982 *** (0.025)		0.864 *** (0.058)		0.954 *** (0.043)
<i>BS</i>	0.074 * (0.039)	0.094 *** (0.023)	0.057 *** (0.019)	0.039 (0.028)	0.032 ** (0.015)	0.138 *** (0.036)	0.126 *** (0.099)	0.039 (0.039)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	162	162	108	108	160	160	110	110
<i>AR(2) (P 值)</i>	0.403	0.439	0.406	0.237	0.491	0.443	0.522	0.422
<i>Sargan 检验 (P 值)</i>	0.343	0.174	0.396	0.383	0.438	0.456	0.283	0.126

①对于中部地区,如若对其再一步分组,则样本量有些过少,回归系数和统计结果的有效性和准确性可能存疑,因此本文仅对全样本进行分组做了进一步研究。

②对于上表中城乡两组均统计显著的 *BS* 系数,本文对其做了系数显著性差异检验,结果都表明存在着显著性差异,由此保证了两组回归系数大小的可比性。

从表7回归结果来看,无论是以何种方式测算要素禀赋结构,在低禀赋结构组中,以中小银行为主的银行业结构都显著增加了城乡居民收入,对比其回归系数可以发现,银行业结构(*BS*)对农村居民人均可支配收入(*Ruricom*)的回归系数都明显大于其对城镇居民人均可支配收入(*Urbicom*)的回归系数。由此可见,无论从统计意义上还是从经济意义上看,当劳动禀赋相对资本禀赋占优时,中小银行占比的提高都对农村居民人均可支配收入具有更强的提升作用,从而改善了城乡收入分配情况。然而,在高禀赋结构组中,以中小银行为主的银行业结构主要提升了城镇居民收入,对农村居民收入并无显著影响,由此导致城乡收入不平等程度加剧。上述发现从城乡居民收入变动的角度,为不同要素禀赋结构下银行业结构对城乡收入差距影响的不一致性提供了直接的经验证据。

六、结论与启示

现阶段城乡收入不平等仍是我国面临的严峻挑战之一,它不仅关系到缓解相对贫困、实现共同富裕的社会民生问题,而且是中国经济社会能否真正实现高质量发展无法绕过的一道门槛。优化银行业结构从而实现更优的资源配置,尤其是深化银行业结构对城乡收入不平等影响的理论认知,既是回应我国贫困和分配不公问题的重大关切,也是对金融体系以及供给侧结构性改革问题的一种重要探索。本文基于要素禀赋结构的视角,对银行业结构影响城乡收入不平等背后的重要路径进行理论上的诠释,并采用我国2009—2018年的省级平衡面板数据进行了实证分析和考察。

结果发现,以中小银行为主的银行业结构对城乡收入不平等具有U型的非线性影响。分区域的异质性考察表明,在中部地区,银行业结构对城乡收入不平等的非线性影响依然存在,而在东、西部地区,银行业结构对城乡收入不平等程度不存在明显的非线性影响;在此基础上,本文进一步对东、西部地区进行线性检验发现,以中小银行为主的银行业结构对城乡收入不平等的影响在东部地区为正但不显著,在西部地区则显著为负。结合不同地区之间的要素禀赋结构差异,上述结果侧面印证了本文基于要素禀赋结构的理论分析结果。最后,本文对要素禀赋结构的门限作用进行了直接检验。以要素禀赋结构为门限变量的动态面板门限估计结果表明,要素禀赋结构在银行业结构对城乡收入不平等影响中的门限效应显著存在:当要素禀赋结构低于门限值时,以中小银行为主的银行业结构能够显著改善城乡收入不平等状况;而当要素禀赋结构高于门限值时,以中小银行为主的银行业结构反而会加剧城乡收入不平等现象。

由此来看,本文的结果对于当前政策有如下两点启示:

第一,我国要大力发展中小银行。在不同地区发展中小银行,政策配套方面还应有所差异。如在西部地区,政府应当鼓励更多地发展中小银行,适度放松中小银行在西部地区的准入门槛;同时引导中小银行的金融资源和贷款更多流向中小企业和农村居民,即在当地更重视普惠金融和“三农”贷款问题,通过信贷利率优惠、政策补贴等予以激励。而在东部地区,可能需要在发展中小银行的同时更兼顾资本市场的发展,弱化和分散银行信贷资源分配不均的问题。至于中部地区省份,应当鼓励适当发展中小银行,提升其相对重要性,但同时需要关注地区要素禀赋结构的变动。对于资本禀赋相对发达的产业和地区,可以鼓励扩大直接融资市场规模和拓宽融资渠道;而对于劳动禀赋相对发达的产业和地区,应当更注重中小

银行发展以及相应政策激励。如此才能从整体上促进银行业结构与城乡收入结构的合意程度,在推动经济发展的同时缩小城乡收入差距,为走向共同富裕迈出坚实的一步。

第二,在银行业结构调整的过程中,我国应当对要素禀赋结构的关键作用给予足够的重视。本文通过考察银行业结构对城乡收入不平等的影响,发现要素禀赋结构是导致这一影响在不同地区之间存在明显异质性的深层因素。基于此,学术界应该重视要素禀赋结构的重要作用。如果脱离要素禀赋结构探讨银行业的发展,可能使得相关研究难以取得一致结论,而且不利于剖析不同结论背后蕴含的经济逻辑。此外,我国也需要更多地关注要素禀赋结构在经济转型时期的可能变动及其所产生的经济效应,如此才能提升收入分配公平性,促进整体经济的良性发展。

参考文献:

1. 蔡卫星, 2019:《银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据》,《金融研究》第4期。
2. 钞小静、沈坤荣, 2014:《城乡收入差距、劳动力质量与经济增长》,《经济研究》第6期。
3. 邓翔、玉国华, 2020:《金融结构转型与收入分配优化》,《经济理论与经济管理》第9期。
4. 韩一多、付文林, 2019:《垂直财政不对称与收入不平等——基于转移支付依赖的门槛效应分析》,《财贸经济》第6期。
5. 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2期。
6. 刘畅、刘冲、马光荣, 2017:《中小金融机构与中小企业贷款》,《经济研究》第8期。
7. 刘贯春、刘媛媛, 2016:《金融结构影响收入不平等的边际效应演化分析》,《经济学动态》第5期。
8. 刘贯春, 2017:《金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究》,《财贸经济》第6期。
9. 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。
10. 万海远、李实, 2013:《户籍歧视对城乡收入差距的影响》,《经济研究》第9期。
11. 王廉石, 2015:《金融结构与贫困、收入不平等——基于中国省级面板数据的经验研究》,《金融与经济》第2期。
12. 王少平、欧阳志刚, 2007:《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》,《经济研究》第10期。
13. 王文平、李甜田, 2019:《银行集中度与经济增长——基于我国1989–2016年数据的实证分析》,《经济与管理评论》第3期。
14. 王小鲁, 2000:《中国经济增长的可持续性 & 制度变革》,《经济研究》第7期。
15. 王勇、沈仲凯, 2018:《禀赋结构、收入不平等与产业升级》,《经济学(季刊)》第17卷第2期。
16. 项后军、张清俊, 2020:《中国的显性存款保险制度与银行风险》,《经济研究》第12期。
17. 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。
18. 杨子荣、张鹏杨, 2018:《金融结构、产业结构与经济增长——基于新结构金融学视角的实证检验》,《经济学(季刊)》第17卷第2期。
19. 尹雷、程伟、王梓菲、吴静, 2021:《银行业市场结构与存款保险制度的风险行为》,《云南财经大学学报》第7期。
20. 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。
21. Aggarwal, R., and J. W. Goodell. 2009. "Markets and Institutions in Financial Intermediation: National Characteristics as Determine." *Journal of Banking & Finance* 33(10): 1770–1780.
22. Agnello, L., S. K. Mallick, and R. Sousa. 2012. "Financial Reforms and Income Inequality." *Economics Letters* 116(2): 583–587.

23. Brei, M., G. Ferri, and L. Gambacorta. 2018. "Financial Structure and Income Inequality." BIS Working Paper No. 756.
24. Demirgüç-Kunt, A., and R. Levine. 2009. "Finance and Inequality: Theory and Evidence." *Annual Review of Financial Economics* 1(1): 287–318.
25. Demirgüç-Kunt, A., E. Feyen, and R. Levine. 2012. "The Evolving Importance of Banks and Securities Markets." *World Bank Economic Review* 27(3): 476–490.
26. Gimet, C., and T. Lagoarde-Segot. 2011. "A Closer Look at Financial Development and Income Distribution." *Journal of Banking & Finance* 35(7): 1698–1713.
27. Gine, X., and R. M. Townsend. 2004. "Evaluation of Financial Liberalization: A General Equilibrium Model with Constrained Occupation Choice." *Journal of Development Economics* 74(2): 269–307.
28. Lin, J. Y., X. F. Sun, and Y. Jiang. 2013. "Endowment, Industrial Structure and Appropriate Financial Structure: A New Structural Economics Perspective." *Journal of Economic Policy Reform* 16(2): 1–14.
29. Liu, G. C., Y. Y. Liu, and C. S. Zhang. 2017. "Financial Development, Financial Structure and Income Inequality in China." *The World Economy* 40(9): 1890–1917.
30. Shahbaz, M., and F. Islam. 2011. "Financial Development and Income Inequality in Pakistan: An Application of ARDL Approach." *Journal of Economic Development* 36(1): 35–58.

SMB's Development, Factor Endowment Structure and Urban-rural Income Inequality

Zhao Jiayue and Gao Dongxi

(Lingnan College, Sun Yat-Sen University)

Abstract: Based on the banking's pivotal position in the allocation of China's financial resources, this article first sorts out and clarifies the important impact and path that the banking structure has on the urban-rural income inequality, then uses China's provincial balanced panel data from 2009–2018 to test the correlation between banking structure and income inequality. The results show that the banking structure dominated by small and medium-sized banks (hereafter SMB) has a nonlinear effect on urban-rural income inequality in China. But from the perspective of regional heterogeneity, the relationship between banking structure and urban-rural income inequality shows obvious heterogeneities in different regions. It only has significant positive and negative linear effects on the eastern and western regions, respectively, while the central region has non-linear effects. A closer inspection finds that the heterogeneities in different regions mainly come from the difference of factor endowment structure. Specifically, when the factor endowment structure is dominated by labor endowment, the banking structure dominated by SMB can effectively alleviate income inequality. When the capital endowment dominates in the factor endowment structure, the banking structure dominated by SMB will exacerbate income inequality. The conclusion of this paper reveals the differences in the effect of banking structure on income inequality under different endowment structures, which has certain policy implications for alleviating China's current urban-rural income gap and achieving common prosperity.

Keywords: Small and Medium-sized Banks, Banking Structure, Income Inequality, Factor Endowment Structure

JEL Classification: C33, G21, P25

(责任编辑:彭爽)