

# 经济增长、金融资源分布与居民收入分配结构分析\*

王书华 孔祥毅

**[摘要]** Kuznets 提出了关于收入分配与经济增长的倒 U 型假说,对改革以来我国经济运行中居民收入分配状况与经济增长关系的分析发现,由于经济中显著的二元经济结构,我国金融资源的分布也存在非均衡性:经济发达区域占有较多的金融资源,而经济落后区域的金融资源则相对较少。对数据的分析显示,我国居民的收入分配结构与金融资源分布结构密切相关,占有金融资源较多的发达经济区域,衡量其居民收入分配的基尼系数较低,金融发展对其居民收入分配不平等性的影响力较弱,而金融资源分布较少的经济欠发达区域基尼系数较高,金融发展水平的提高对居民收入分配不平等的影响力反而较大。缩小居民收入分配的差距需要从调节金融资源分布和二元经济结构等方面入手。

**关键词:** 金融资源分布 收入分配 二元经济结构

**JEL 分类号:** G18 G20 G28

## 一、引言及文献梳理

改革开放三十年来,我国经济金融领域的许多方面产生了革命性的制度变迁。国民经济、居民生活水平、金融发展程度等各个方面都取得了重大进展,但随着国民收入的不断增长,我国居民收入分配的差距似乎也在不断加大。

对收入分配结构的研究可以追溯到古典经济学在劳动创造价值以及要素收入分配的研究,Gini(1913)开创了对收入分配结构的度量方法,分析了基尼系数在衡量收入分配结构上的重要作用。Kuznets(1955)在《经济增长与收入不均等》这一著名论文中指出,在经济增长的早期,收入分配差距趋于扩大,而到了经济增长的后期,收入分配的差距则趋于缩小,由此提出了著名的 Kuznets 倒 U 型曲线假说,嗣后的许多研究围绕于 Kuznets 倒 U 型曲线的实证检验。

既有文献对金融发展的研究集中于金融发展对经济增长的效应,而少有涉及金融发展对居民收入分配的影响(Levine,2005)。Beck et al.(2007)提出了金融发展影响贫困家庭的两种渠道,即经济增长渠道和收入分配渠道。研究证实了金融发展对经济增长的促进作用,但在金融发展的收入分配效应上存在不确定性。Galor 和 Tsidon(1996)在新古典经济增长模型的基础上,构建了一个技术进步为内生变量的增长模型,证实了在经济增长的早期阶段,收入分配的不平等能够使人力资本投资增高和产出增加,因而,收入分配的不平等与经济增长间存在着一个正向的效应。但大多数对收入分配与经济增长关系的研究证实了二者间典型的负相关关系(Alberto and Rodrik,1994; Clark,1996; Deininger and Squire,1996)。Greenwood 和 Jovanovic(1990)提出了一个关于经济增长、金融发展水平以及收入分配三者间的动态模型,从理论上证实了金融发展与收入分配之间的倒 U 型变迁路径。而 Park 和 Wang(2001)则从信贷资源配给的角度,指出中国在信贷配置中过于向国有部门的倾斜是导致城乡收入分配差距不断扩大的重要原因。

\* 王书华,山西财经大学财政金融学院,经济学博士;孔祥毅,山西财经大学教授,博士生导师。本文获 2009 年度山西省高等学校哲学社会科学项目资助(K221002)。

这些分析为探究我国收入分配差异的原因提供了不同的思路。沿着刘易斯二元经济结构的分析框架,不难发现,在二元经济体系中,经济体内部结构的不同为分析收入分配提供了重要思路。诸多文献关注于经济结构差异,从经济体制的角度分析经济结构对收入分配结构的影响。1990年之后,对收入分配与经济增长的研究突破了早期关于二者相关关系的检验,经济学家对增长与公平能够同时实现的早期观点提出了质疑,许多文献开始考虑从政治经济内在稳定的角度分析收入分配的非公平性对经济增长的可能冲击效应。

国内关于收入分配与经济增长和金融发展关系的研究多集中于二者间相关关系的经验分析上。围绕 Kuznets 倒 U 型曲线在中国的适用性,许多文献对这一假说提出了检验。刘易斯关于二元经济结构的理论实质上开创了不同经济区域经济发展差异的研究视角。陈宗胜(2002)认为只要传统的农业部门还没有摆脱二元经济结构的不利地位,那么城乡之间的收入差距就很难缩小;二元经济结构是影响我国城乡收入分配不平等的重要因素。蔡继明(1998)利用城乡居民收入资料,以城乡生产力来表示二元经济结构,通过回归发现城乡生产力的差距是导致城乡收入差距的主要原因。杨俊、张宗益(2002)利用两时期省级截面数据,在二元经济结构假设之下,对三部门劳动力转移的收入分配变动进行解释,认为我国改革十几年来制度转型带来的新兴经济发展对国民经济增长具有重要的影响。数据分析支持了 Kuznets 的倒 U 型假说,并认为这种趋势是由于制度转型所决定的,或者是经济发展和体制变革双重影响的结果。利用 1978~2007 年间的省际面板数据,余官胜(2009)证实了我国收入分配对经济增长的倒 U 型影响。以各地区间城镇人均可支配收入和农村人均纯收入之比度量收入分配的不平等程度,对人均实际 GDP 的回归发现,收入的不平等对经济增长具有先促后抑的作用,支持 Kuznets 的倒 U 型假说。江春、吴宏(2009)通过以支出法和收入法对 GDP 的核算,分析了收入分配对国际收支的效应,认为宏观收入分配的失衡是导致中国经常项目顺差的根源。

总体来看,既有文献对于收入分配与金融发展和经济增长的研究可以归结为两类:一些文献强调经济增长、金融发展水平对收入分配差异的效应,而另一类文献关注于收入分配差异对经济增长与金融发展的反馈机制。很难考证究竟是经济增长、金融发展导致了收入分配的变化,还是收入分配结构变动促进了经济金融结构调整并进而促进了经济增长。诸多文献在二者关系上正相关性与负相关性的争论实际上多关注于收入分配结构对经济增长的影响,而往往忽略了经济发展本身对收入分配结构变迁的影响。基于我国改革以来的经济运行现实,本文对我国经济增长过程中金融发展水平与居民收入分配间的相关性及其作用机制进行了分析和检验。

## 二、改革以来的收入分配状况

许多指标提供了对收入分配不平等状况的度量,如洛伦茨曲线、基尼系数、帕累托收入分布曲线、希尔指数等,这些指标在一定适用条件下,从不同侧面反映了一国经济收入分配的格局。

1978 年以来,我国经济开始快速增长,国内生产总值由 1978 年的 3624 亿元增加至 2006 年的 21 万亿元;相较于 1985 年,2006 年人均 GDP 提高了 6.9 倍。经济的不断发展,特别是东部沿海地区经济发展拉大了我国东、中、西部三大经济区域的差距,城乡居民之间的收入与消费差距也在不断加大。1985~2000 年间,我国城镇居民与农村居民的恩格尔系数差距明显,随着时间推移,农村居民与城镇居民间的收入消费水平差距正在不断扩大(见表 1)。世界银行在《2000/2001 年世界发展报告:与贫困作斗争》中提供的我国 1998 年的基尼系数为 0.403,而 2000 年我国城乡居民合计的收入基尼系数为 0.417(陆百甫,2002),已接近危险警戒线(见表 2)。

从时间序列上来看,改革开放之后,我国的城乡居民间收入差距有一个先下降后扩大的过程。

表 1 城乡居民恩格尔系数比较(%)

	1985	1990	1994	1995	1999	2000
城镇居民恩格尔系数	52.25	54.24	49.89	49.92	41.86	39.18
农村居民恩格尔系数	57.79	58.80	58.86	58.62	52.56	49.13

数据来源:根据《中国统计年鉴》各期数据计算。

表 2 部分国家的基尼系数

部分发达国家的基尼系数								
国家	美国	英国	德国	意大利	澳大利亚	加拿大	法国	日本
年份	1997	1991	1994	1995	1994	1994	1995	1993
基尼系数	0.408	0.361	0.30	0.273	0.352	0.315	0.327	0.249
部分发展中国家的基尼系数								
国家	巴西	印度	埃及	印尼	韩国	墨西哥		
年份	1996	1997	1995	1996	1993	1995		
基尼系数	0.600	0.378	0.289	0.365	0.316	0.537		

数据来源:世界银行《2000/2001年世界发展报告:与贫困作斗争》。

这种变化趋势表现为 1994 年后城乡居民间的收入差距开始出现下降,但 1997 年后,收入的差距被不断拉大<sup>①</sup>。从统计资料看,1981 年以来我国城乡居民收入水平有了较大提高,但无论是从名义货币收入还是实际货币收入来看,城镇居民的收入水平都远高于农村居民。此外,这一时期,城乡居民的消费差距也在不断拉大。1978 年之前,城乡居民人均消费之比大概在 2.5 左右,但 1985 年之后,这一比率开始不断攀升,2003 年扩大至 6.11,城乡之间的消费差距极为明显。

与发展中国家相比,发达国家政府基于充足的财力支持和产业结构均衡发展的调整,使这些国家的同期收入分配差距相对较低。以美国为例,随着经济发展,美国农业人口比率大幅度下降,农业人口比率从 1910 年的 32% 下降到 2001 年的 2.3%。但由于高额的农业补贴政策,美国居民收入分配的差距较小,农民收入水平与城镇居民收入水平基本上维持在 1:1 左右。同样,作为发达国家,日本城镇居民与农村居民的收入、消费也基本维持在同样的水平,国民收入分配的差距远低于发展中国家的水平。

进一步地,对居民收入及生活消费的分层分析显示,我国居民收入分配似乎存在着不断增长的两极化趋势。表 3 给出了我国不同收入组农户平均每人的生活消费费用的总支出。从表中来看,不同收入组农户的生活费用水平均在不断上涨,但从各组间横向的比较来看,低收入户人均消费支出与高收入户人均消费支出的差距却在不断增大。

表 3 不同收入组农户平均每人生活消费总支出(单位:元)

	低收入户	中低收入户	中等收入户	中高收入户	高收入户	(高收入户-低收入户)
2002	1006.35	1310.33	1645.04	2086.61	3500.08	2493.73
2003	1064.76	1377.56	1732.74	2189.27	3755.57	2690.81
2004	1248.29	1580.99	1951.46	2459.55	4129.12	2880.83
2005	1548.30	1913.07	2327.69	2879.06	4593.05	3044.75
2006	1624.73	2039.13	2567.92	3230.35	5276.75	3652.02
2007	1850.59	2357.9	2938.47	3682.73	5994.43	4143.84
2008	2144.78	2652.77	3286.44	4191.25	6853.69	4708.91

数据来源:根据《中国统计年鉴》各期计算,其中生活消费总支出包括:食品、衣着、居住、家庭设备用品及服务、交通通讯、文教娱乐用品及服务、其他商品及服务。

<sup>①</sup> 依据《中国统计年鉴》各期,度量指标分别为城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入。

同时,对各省收入分配结构的分析显示,我国各省基尼系数差异极大,数值最大的新疆的基尼系数甚至是数值最小的北京的2倍(见表4)。此外,从区域经济结构的角度看,东部沿海经济发达地区的基尼系数普遍低于西部欠发达地区的基尼系数。这种数量关系的分析似乎表明我国目前的区域经济中收入分配不平等与经济增长存在负相关性,因此并不存在Kuznets所说的倒U型曲线的形状。从数据显示的总体情况来看,我国区域经济分布中,经济愈是发达的地区收入分配的不平等性愈低。

表4 1997年分省基尼系数

省份	基尼系数	省份	基尼系数	省份	基尼系数	省份	基尼系数
北京	0.358	上海	0.49	湖北	0.616	云南	0.645
天津	0.578	江苏	0.536	湖南	0.675	陕西	0.634
河北	0.642	浙江	0.522	广东	0.456	甘肃	0.689
山西	0.586	安徽	0.568	广西	0.611	青海	0.678
内蒙	0.625	福建	0.504	海南	0.636	宁夏	0.623
辽宁	0.559	江西	0.627	重庆	0.656	新疆	0.689
吉林	0.632	山东	0.661	四川	0.602		
黑龙江	0.595	河南	0.627	贵州	0.656		

数据来源:《中国统计年鉴》各期,转引自牛飞亮(2000)。

由此不难发现,改革三十年来,我国经济取得了较大发展,居民的收入与消费水平都有了大幅度提高,但居民的收入分配差距仍存在一些问题。

第一,在目前这样一个二元结构的经济体系中,我国城镇居民与农村居民的收入与消费差距有所扩大。从时间趋势看,城乡居民间的收入差距有一个先下降后扩大的过程。这种变化趋势表现为1994年后城乡居民间的收入差距开始出现下降,但1997年后,收入的差距则被不断拉大。同时,以恩格尔系数衡量的居民收入消费结构也显示,目前我国城镇居民与农村居民收入消费的差距仍较大。

第二,对收入分配不同阶层的分析显示,我国收入分配结构中两极化趋势明显,高收入阶层与低收入阶层的收入差距在不断扩大。

第三,不论是与发达国家还是与发展中国家相比,以基尼系数所度量的收入分配的不平等程度,我国均处于较高的水平。因而,尽管目前我国的人均收入水平在不断增长,但人均收入分配的不平等却是在不但增加。同时,我国地区之间收入分配的不平等性差别亦较大,经济发达地区的基尼系数普遍低于欠发达地区的基尼系数。

### 三、中国收入分配结构变迁中的金融因素

伴随着1978年开始的经济体制改革,我国的金融体制也发生了较大变化。相对于经济结构上的二元体系,我国金融资源的分布似乎在城乡之间也具有较大差异。

一般地,对金融资源结构的衡量可以从三个方面进行分析:金融机构的相对地位、金融资产的配置状况以及金融机构资产的相对规模(李江,2005;王书华,2010)。事实上,大多衡量金融资源结构的指标也是从这三个方面出发,运用绝对值和相对值方法来计量其差异与变化。王晓青、李云山(2004)以1996~2003年各省存贷款数据作为分析指标,认为在货币供给格局上,我国外向型经济较为发达的省份存在着货币供给过度的现象,而欠发达地区和内陆省份的有效货币供给则相对不足。崔光庆、王景武(2006)运用储蓄存款、金融机构贷款、股票市值等数据衡量了我国各地区金融

发展状况,并详细测度了我国东、中、西部地区的区域金融资源结构差异。中国人民银行郑州支行课题组(2007)依据我国经济东、中、西、东北的划分方法,在对存贷差异、保费收入、股票筹资、金融机构分布等数据分析的基础上,解释了我国金融资源分布差异的影响因素。

表5给出了我国2004~2008年东、中、西部和东北地区金融机构存贷款余额的变化状况。从表中来看,我国区域金融资源分布很不均衡,东部地区的存款占了我国存款总额的1/2以上,且具有逐年增长的趋势;而中、西部地区的存款比率相近,中、西和东北地区的存款比率均呈现出了一定程度的下滑趋势,其中,中部地区比率的下滑尤为明显。与金融机构的存款相似,贷款在各区域间的分布也极为不均,东部地区贷款总额占全国的比重远超中、西部贷款比率之和,中、西和东北地区金融机构贷款占全国的比重均在逐年下滑。同时,从中、西、东北地区与东部地区存贷款的比率来看,我国区域金融资源分布的差异也较为明显,与东部地区相比,中、西、东北部地区无论是在存款还是在贷款指标上都较为贫乏,且逐年变弱。

表5 我国2004~2008年金融机构区域存贷款差异

	存款占全国比率				存款地区差异			贷款占全国比率				贷款地区差异		
	东部	中部	西部	东北	中/东	西/东	东北/东	东部	中部	西部	东北	中/东	西/东	东北/东
2004	0.566	0.160	0.163	0.111	0.259	0.263	0.179	0.548	0.164	0.171	0.117	0.281	0.293	0.200
2005	0.591	0.148	0.162	0.099	0.255	0.281	0.172	0.575	0.152	0.171	0.102	0.270	0.303	0.181
2006	0.598	0.147	0.158	0.096	0.254	0.274	0.167	0.590	0.149	0.168	0.094	0.262	0.296	0.165
2007	0.608	0.147	0.153	0.092	0.256	0.266	0.161	0.604	0.147	0.159	0.09	0.256	0.279	0.158
2008	0.609	0.147	0.155	0.089	0.258	0.273	0.157	0.606	0.145	0.162	0.087	0.252	0.283	0.152
均值	0.594	0.150	0.158	0.098	0.256	0.271	0.167	0.584	0.151	0.166	0.098	0.264	0.291	0.171

注:2003年以后的《中国统计年鉴》开始在原中国东、中、西部地区划分的基础上,单独列出了东北地区,因而,此处关于这些数据的统计参照了统计年鉴关于我国经济区域的划分方式,其中东部地区包括:河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南10省市;中部地区包括:山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南6省;西部地区包括:内蒙古、陕西、青海、宁夏、新疆、甘肃、四川、重庆、贵州、云南、西藏、广西12省市;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江3省。

数据来源:根据《中国统计年鉴》各期、国研网财经数据库、巨灵金融数据库相关指标计算。其中,存款指标由企业存款、财政存款、机关团体存款、城乡储蓄存款、农业存款、信托类存款和其他存款加总而得;贷款指标由工业贷款、商业贷款、建筑业贷款、农业贷款、乡镇企业贷款、三资企业贷款、私营企业贷款、信托类贷款、中长期贷款及其他贷款加总计算。

表6给出了我国2006~2009年间保费收入与股本融资的区域分布状况。显然,从表6中可以看出与表5大致相似的结论:不论是保费收入还是股本融资,我国东部地区的金融资源分布始终占据着压倒性的优势。相对于中西部地区而言,东部地区的保费收入、股票融资规模均处于领先地位,特别是近年以来,东部地区的股本融资规模占全国的比率甚至在90%以上。

不论是金融机构的间接融资资源还是从股票、债券等直接融资工具,我国金融资源的分布都呈现出了较为明显的区域非均衡特征。东部地区在机构、资源方面的优越性远远超远了中西部地区,金融机构、金融资源分布的区域非均衡是目前我国金融发展的重要特征事实之一。

如前文文献所述,金融资源分布的非均衡性,必然使得各地经济增长的动力不均。发达地区由于占有了更为充足的金融资源,其投资的比例较高,企业活力较强。而在西部经济较为落后的地区,不论是政府投资还是企业投资都缺乏必要的资金支持。国家宏观层面的金融资源配置必然导致各地区在信贷领域的配给,寻租行为的发生使得部分企业或个人通过租金获得更多的信贷资源,而付不起租金的企业或个人更加难以获得信贷资金,于是造成马太效应的恶性循环。

比较我国金融资源结构分布状况与居民收入分配的基尼系数,不难发现,二者间存在着显著的正相关性(尽管很难判断其因果性)。进一步的数据分析可以发现区域金融资源分布与居民收入分配间的关联性。

表6 我国2006~2009年保险市场、股本融资区域差异

	保费收入占全国比重				保费收入区域差异		
	东部	中部	西部	东北	中/东	西/东	东北/东
2006年1月	0.582	0.166	0.151	0.1003	0.285	0.260	0.172
2006年2月	0.579	0.170	0.149	0.101	0.293	0.257	0.176
2006年3月	0.563	0.171	0.153	0.112	0.304	0.273	0.200
2006年4月	0.559	0.170	0.157	0.115	0.304	0.281	0.206
2006年5月	0.556	0.170	0.158	0.116	0.305	0.285	0.209
2006年6月	0.550	0.171	0.162	0.118	0.311	0.294	0.214
2006年7月	0.550	0.170	0.162	0.118	0.309	0.294	0.215
2006年8月	0.553	0.168	0.162	0.117	0.305	0.292	0.212
2006年9月	0.551	0.169	0.163	0.117	0.306	0.295	0.212
2006年10月	0.551	0.169	0.164	0.116	0.306	0.298	0.211
2006年11月	0.553	0.168	0.164	0.115	0.303	0.297	0.209
2006年12月	0.558	0.165	0.164	0.113	0.296	0.294	0.203
均值	0.56	0.17	0.16	0.11	0.30	0.28	0.20
	股本融资占全国比重 <sup>①</sup>				股本融资区域差异		
	东部	中部	西部	东北	中/东	西/东	东北/东
2006	0.835	0.150	0.010	0.005	0.18	0.012	0.006
2007	0.948	0.011	0.038	0.003	0.012	0.04	0.003
2008	0.925	0.022	0.038	0.015	0.023	0.041	0.016
2009	0.928	0.031	0.038	0.004	0.033	0.041	0.004
均值	0.909	0.053	0.031	0.007	0.062	0.033	0.007

注:表中对区域经济的划分与表5相同,但在《中国保险年鉴》中对保费统计时对一些计划单列市的数据进行单独统计,因而此处的数据计算是在表5各经济区域划分的基础上将各计划单列市分别加总到各区域。具体而言,东部地区包括:河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南10省市和宁波、青岛、深圳、厦门4市;中部地区包括:山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南6省;西部地区包括:内蒙古、陕西、青海、宁夏、新疆、甘肃、四川、重庆、贵州、云南、西藏、广西12省市;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江3省和大连市。

数据来源:根据《中国保险年鉴》、国泰安数据库相关指标计算。

利用2004年1月~2008年12月的省级面板数据<sup>②</sup>,可以构建我国区域金融资源分布与居民收入分配的计量模型。基于前文文献的分析,在数据可获得的基础上,以省级金融机构贷款余额(loan)衡量不同经济区域间的金融资源分布差异,以城镇居民家庭人均可支配收入(dpi)衡量不同经济区域间的收入分配结构,在控制外生变量——工业增加值增长率(indust)——的基础上,可以对区域经济金融发展与居民收入分配结构的关联性进行分析。由于涉及到面板数据,需要对纵剖面时间序列的面板单位根和协积性进行检验。

运用Eviews6.0软件,对变量组dpi、loan、indust面板单位根的检验显示(表7),变量dpi、loan、

① 为简化计算,此处仅计算了各地区2006~2009年的IPO数据。其中各地区包含省份遵循表5的划分方法,各比例根据国泰安数据库相关指标计算。

② 数据根据《中国统计年鉴》各期、国研网财经数据库、巨灵金融数据库和EPS全球统计数据平台相关指标计算,其中,贷款指标由工业贷款、商业贷款、建筑业贷款、农业贷款、乡镇企业贷款、三资企业贷款、私营企业贷款、信托类贷款、中长期贷款及其他贷款加总计算(单位:亿元),数据源自国研网财经数据库和巨灵金融数据库;城镇居民家庭人均可支配收入(元/人)指被调查的城镇居民家庭在支付个人所得税、财产税及其他经常性转移支出后所余下的实际收入,数据根据《中国统计年鉴》各期、EPS全球统计数据平台计算;工业增加值增长率指工业增加值(亿元)本期数比上年同期增长(%),根据《中国统计年鉴》、EPS全球统计数据平台计算。

indust 均是平稳序列,不论是其共同根的 LLC 检验还是相异根的 ADF-Fisher 检验均拒绝了单位根的零假设。同时,对变量组 dpi、loan、indust 的面板协积检验拒绝了无协积方程的零假设(表 8),因而,可以构建 dpi、loan、indust 的长期均衡方程。

表 7 各时间序列的面板单位根检验

	水平值	
	LLC(面板共同根)	ADF-Fisher(个体相异根)
收入分配结构(dpi)	-12.98(0.00***)	240.54(0.00***)
金融资源分布(loan)	-0.95(0.17)	110.59(0.00***)
工业增加值增长率(indust)	-22.53(0.00***)	470.98(0.00***)

注:对各时间序列变量单位根的检验采用了两种检验方法:共同根的 LLC(Levin, Lin and Chut)检验和相异根的 ADF-Fisher 检验,水平值指各时间序列原始序列;括号中为各检验统计值的 p 值,其中,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示统计值在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

表 8 面板协积的 Johansen 检验

零假设	Johansen Fisher Panel Cointegration Test	
	Fisher 联合迹统计量(p_value)	Fisher 联合最大特征值统计量(p_value)
0 个协积方程	305.5(0.00***)	246.0(0.00***)
至少 1 个协积方程	94.23(0.0019***)	83.56(0.0156**)
至少 2 个协积方程	51.46(0.7153)	51.46(0.7153)

为反映不同经济区金融资源配置对居民收入分配的响应,以东部地区为参照系,本文构造了区域虚拟变量——*west*、*center* 和 *neast*,分别衡量西部地区、中部地区和东北地区的区域效应<sup>①</sup>。基于 Hausman 检验、Breusch—Pagan 检验和 F 检验,利用 stata11MP 软件,本文构建了居民收入分配与金融资源分布间的固定效应动态变截距模型(各检验的结果见表 9,回归结果见表 10)。

表 9 模型设定形式的检验

检验类型	统计量	P_value
混合回归与固定效应检验	F= 40.3	P=0.00
混合回归与随机效应检验	BP LM=7.28.1	P=0.00
随机效应与固定效应检验	Hausman=16.93	P=0.0046

表 10 给出了基于我国省级面板数据的居民收入分配结构与金融资源分布状况的固定效应动态变截距模型。采用面板 GLS(Cross-section fix effects)回归方法,通过对截面个体进行 White 加权,在 White 对角系数协方差矩阵约束下,对居民收入分配结构与金融资源分布的动态变截距模型发现我国居民收入分配与金融资源分布存在着相关关系。金融资源分布(金融机构贷款资源)对城镇居民家庭人均可支配收入具有明显的正效应,金融资源分布对居民收入分配结构的影响随着截面而变化,以虚拟变量形式衡量的居民收入分配的区域差异明显,因此,改善地区金融发展水平

① 各虚拟变量所包含的省份参照前文的划分办法,各变量的设定如下: $west = \begin{cases} 1 & \text{西部省份} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$ ,  $center = \begin{cases} 1 & \text{中部省份} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$

$neast = \begin{cases} 1 & \text{东北省份} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$ 。

表 10 居民收入分配与金融资源分布的固定效应动态变截距模型

变量	Dpi <sub>i,t</sub>	
	系数	T-统计值及 P 值
常数项	794.18	45.33(0.000)
loan <sub>i,t-2</sub>	0.0029	2.10(0.036)
Loan <sup>2</sup> <sub>i,t-2</sub>	-0.0423	-0.80(0.426)
indust <sub>i,t-1</sub>	-1.546	-2.34(0.019)
Δdpi <sub>i,t</sub>	-0.468	-17.49(0.000)
center	-22.26	-1.61(0.108)
west	-6.51	-0.62(0.533)
neast	-34.75	-2.14(0.032)

F=46.57, P(F-stat)=0.00;  $\hat{R}^2=0.5750$ ;

对调整居民收入分配结构具有重要意义。

以贷款形式衡量的金融资源分布以及区域虚拟变量的引入,证实了金融资源分布的非均衡性与收入分配间的关联性,占有较多金融资源的经济区域居民收入的水平明显高于资源分布较低的区域,对落后经济区金融政策的倾斜无疑有助于缓解不同经济区域间居民收入分配的差距。

#### 四、收入分配不平等的影响与政策选择

Greenwood 和 Jovanovic(1990)证实在金融市场不发达的情况下,金融服务的成本较高,不同收入阶层间由于承担成本能力的差异,其享有的金融服务和占用的金融资源不同,即在金融发展水平较低时,高收入阶层具有获得较多金融资源的优势,而较多的金融资源进一步推进高收入人群的收入水平,扩大不同阶层间的收入差距,本文的分析和模型检验证实了金融资源分布与收入分配的这一论断,金融资源在影响居民收入分配结构上具有重要作用。

要避免扩大化的收入分配差距对宏观经济造成的冲击,政策当局应当充分考虑我国经济社会的特殊性,加大对收入分配结构的金融调控。事实上,居民收入分配差距在许多发达国家的工业化过程中都曾长期存在,克服市场经济运行的内在缺陷,通过政府的调节缩小居民收入差距,几乎在所有的发达国家的工业化过程中充当重要角色。1950~1985 年间,美国政府通过加大对农业部门的投资比例,价格管制、农业公共财政,以及农业科技产业化过程逐步缩小了城乡居民收入分配的差距。欧盟、日本等其它发达国家大都采用了类似的政策措施。

对于我国而言,经济增长、金融资源分布以及收入分配都是宏观经济的重要调控目标,诚如前文所述,二元的经济结构及其衍生的金融资源分布差异与居民收入分配的不平等性密切相关,因而,要调整收入分配的结构,需要政府对二元经济结构以及金融资源的配给进行调控。

金融发展政策的倾斜需要中央政府对金融资源的分布进行统一的配置,强化西部等欠发达省份的金融支持,提高金融资源的配置效率。同时,这种配置不能完全依靠政府的政策性金融机构来完成,而需要政府制定相关配套的政策,引导商业性金融向中西部地区的流动。从既有数据来看,我国区域间股本融资的差异较为明显,东部地区占有我国股权融资的绝对比例,改善各地区间股权融资比例,特别是提高中西部地区股权融资的规模与比例对缩小区域间金融资源配置的差距具有重要意义。

此外,由于市场本身的内在缺陷及其引致的马太效应,政府也应当在收入分配的调节中充当主动和重要角色。一般而言,政府对个人收入分配的调节一是依靠一定的制度安排(如最低工资,



所得税制等),二是依靠财政的转移支付。缩小收入分配的差距,应着力提高低收入或贫困地区(阶层)的收入水平,建立完善社会保障体系,调整低收入人群的就业政策。

#### 参考文献

- 蔡继明(1998):《中国城乡比较生产力与相对收入差别》,《经济研究》,第1期。
- 陈宗胜(2002):《关于收入差别倒U曲线及两级分化研究中的几个方法问题》,《中国社会科学》,第5期。
- 崔光庆、王景武(2006):《中国区域金融差异与政府行为:理论与经验解释》,《金融研究》,第6期。
- 江春、吴宏(2009):《中国的国际收支失衡:基于收入分配的新视角》,《财经问题研究》,第10期。
- 李江(2005):《金融发展学》,科学出版社。
- 李敬(2007):《中国区域金融发展差异研究》,重庆大学博士学位论文。
- 陆百甫(2002):《关于我国收入分配问题的探讨》,《财经研究》,第12期。
- 牛飞亮(2000):《制度变迁中的城镇居民收入差距分析》,中国人民大学博士论文。
- 王书华、崔满红(2010):《金融结构差异与货币政策传导的区域效应》,《生态经济》,第5期。
- 王书华、孔祥毅(2009):《不确定预期下的居民消费敏感性与超额货币增长》,《山西财经大学学报》,第6期。
- 王书华(2008):《中国经济发展中的超额货币:原因、度量与政策选择》,中国财政经济出版社。
- 王晓青、李云山(2004):《货币供给机制、经济结构问题与金融总调控》,《金融研究》,第9期。
- 杨俊、张宗益(2002):《库兹涅茨倒U假设在中国适用性的探讨》,《技术经济》,第4期。
- 余官胜(2009):《我国收入分配不公平对经济增长的倒U型影响》,《中央财经大学学报》,第11期。
- 中国人民银行郑州中心支行课题组(2007):《我国金融资源区域分布不平衡的机理分析及政策建议》,《金融理论与实践》,第9期。
- Alberto, A. and Rodrik, D.(1994): "Distributive politics and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109, 465-490.
- Alesina, A. and Perotti, R.(1996): "Income distribution, political instability and investment", *European Economic Review*, 40, 1203-1228.
- Clarke, G.(1995): "More evidence on income distribution and growth", *Journal of Development Economics*, 47, 403-427.
- Deininger, K. and Squire, L.(1998): "New ways of looking at old issues: inequality and growth", *Journal of Development Economics*, 57, 259-287.
- Galor, O. and Tsidon, J.(1996), "Income Distribution and Growth: the Kuznets Hypothesis Revisited," *Economica*, 63, S103-117.
- Greenwood, J. and Jovanovic, B.(1990): "Financial development, growth and the distribution of income", *Journal of political Economy*, 98, 1076-1107.
- Kuznets, S.(1955): "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Park, A. and Wang, S.(2001): "China's poverty statistics", *China Economic Review*, 12, 384-398.
- Paukert, F.(1973): "Income distribution of different levels of development", *International Labor Review*, 108, 97-125.

(责任编辑:程 炼)