

# 收入差异、金融杠杆与金融稳定\*

王倩 赵铮

**〔摘要〕**本文从高收入与低收入居民的效用函数出发,证明了收入差异是推高金融杠杆、损害金融稳定的根源。研究发现,收入差异扩大增加了高收入群体对低收入群体的债权,推高了金融杠杆,加剧了金融系统的脆弱性;收入差异超过理论阈值会使金融杠杆超过阈值、低收入群体资不抵债,爆发危机。本文基于全球 63 个国家 1978–2012 年的宏观数据,利用面板 logistic 模型和 GMM 的实证分析,验证了理论假说。且发现高收入居民户收入占比提高,相比低收入居民户收入占比降低,对金融杠杆及金融稳定的负面冲击更显著。实体经济的稳健发展、较高的工业化水平以及适度的资本结构是金融稳定的保障。因此,去杠杆、防风险应以不损害实体经济与工业化发展为前提,注重限制 5% 高收入者的收入增速,并通过积极探索以公共资本服务于公共福利的模式,实现收入平等与金融稳定的统一。

**关键词:** 收入差异 金融杠杆 金融稳定

**JEL 分类号:** D63 G01 H63

## 一、引言与文献回顾

2008 年国际金融危机爆发后,金融杠杆的飙升积累了系统性风险、给金融稳定埋下隐患的观点已得到了国内外学界的广泛认同(Reinhart and Rogoff, 2011; Gertler and Hofmann, 2016; 马勇等, 2016; 李杨, 2016; 纪敏等, 2017)。同时,收入分配的不平等问题亦获得了广泛关注(Piketty, 2014),并引发了收入差异在金融危机中作用的广泛争论。辩论的核心就是收入差异是否推高了金融杠杆和金融风险,引发了金融危机。20 世纪 90 年代以来,世界经历了两次大的金融危机:始于 1997 年的亚洲金融危机和始于 2007 年的全球金融危机。两次危机具有令人惊讶的相同之处,即在危机前 10 余年间,社会收入差异和杠杆都经历了显著的攀升(如图 1 所示)。就此,跳出对某一场危机的成因分析,运用全球 63 个国家 40 年来的相关数据,探究收入差异影响金融稳定的作用机理,或将有助于厘清相关争论。中央经济工作会议提出的未来三年的三大攻坚战中的前两个就是防范和化解重大金融风险 and 精准脱贫<sup>①</sup>。在此背景下,以学理证明金融不稳定的根源,以实证分析证实收入

\* 王倩,吉林大学中国国有经济研究中心,吉林大学经济学院,副院长,教授,博士生导师,经济学博士;赵铮,清华大学五道口金融学院,金融专业硕士。本文受到以下基金的支持:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国国有金融服务实体经济研究”(项目编号:16JJD790018)、教育部哲学社会科学研究重大课题“资本市场的系统性风险测度与防范体系构建研究”(项目编号:17JZD016)。

<sup>①</sup> 2018 年中央经济工作会议指出:按照党的十九大要求,今后 3 年要重点抓好决胜全面建成小康社会的防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治三大攻坚战。

差异影响金融稳定的路径,具有迫切的现实意义。不仅有助于守住不发生系统性金融风险的底线,亦有助于明确缩小收入分配差距与保持金融稳定相互影响的机理,为两个攻坚战的顺利推进提供理论和数据支持。

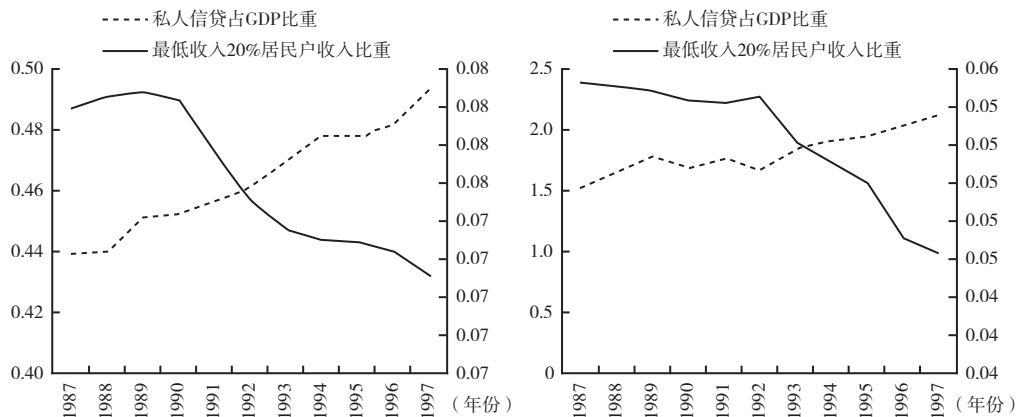


图1 金融危机爆发前的收入差异与金融杠杆

数据来源:Wind 数据库。

现有文献关于收入差异与金融稳定的研究结论存在较大分歧。Rajan(2011)指出,过去30年间在全球范围内加剧的收入差异增加了政府再分配的政治压力,政府为低收入人群实施的住房支持政策最终导致了住房信贷泡沫及危机。Treeck(2014)以经济调研数据为依据,认为收入差异的扩大和金融市场的发展可以解释美国1973-2009年出现的住户储蓄率降低和负债率上升,而负债率上升则导致了消费信贷的快速增长,最终催生了危机时期系统性金融风险的爆发。Kumhof et al.(2015)建立了一个DSGE模型,以模拟的方式证实收入差异是债务杠杆高企及金融危机的根源。高收入者将相当一部分财富借给中低收入者,而中低收入者为了维持消费水平采取了理性的债务违约决策,并引发危机。解决收入差距问题则可以迅速降低金融的脆弱性,减少危机爆发的可能性。Bengui et al.(2016)则从理性泡沫模型入手,证实收入集中于高收入者导致过高的储蓄和低利率,刺激了投机性泡沫。从而间接说明了收入差距推高了资产泡沫、拉高杠杆并损害金融稳定。Cho et al.(2016)则基于红利基准模型证实财富分配不均加剧了红利分配的扭曲、提高了内生的异质性信念,进而导致资产泡沫。Cardaci(2018)运用代理模型模拟发现收入差异增加了羊群效应和房屋抵押贷款、导致了消费信贷泡沫,从而影响了经济体系的稳定性、引发了金融危机。

然而,一些学者持不同观点。Roy and Kemme(2012)证实房地产泡沫破灭引发了危机,虽然收入分配差距加大了房地产泡沫,但是危机主要源于放松了的金融监管。克鲁格曼虽然认可金融危机发生之前经历了收入差异加剧和债务杠杆上升的过程,但强调这一趋势并不能说明收入差异是金融危机的原因,可能是巧合或其他因素共同增加了收入差异和金融风险<sup>④</sup>。Bordo(2012)通过对14个发达经济体1920-2000年宏观数据的实证研究发现,信贷泡沫能够准确预示金融危机,却没有证据表明收入分配差距会带来信贷增长。

国内学者关于金融稳定的研究多关注于杠杆或信贷泡沫对金融风险的影响(朱太辉等,2015;苟文均等,2016;纪敏等,2017)。虽然,荣兆梓(2017)在定性分析公有资本增进人民福祉和强大的积累功能时,间接论证了缩小收入分配差距可避免危机。殷剑峰等(2018)通过构建存在分配差距的交叠世代模型从理论上证实了收入分配差距形成了内生性的信用扩张,推高了房价和居民杠杆,

从而增加了金融风险。但还没有从实证角度考察收入差异影响金融危机的相关文献。不同于 Kumhof et al. (2015) 和殷剑峰等(2018)的理论模型,本文并非从理性违约而是以债务可持续性,以更简洁的模型推导了收入分配差距扩大、提升金融杠杆和系统性金融风险的机理,并以全球 63 个国家(地区)1978–2012 年的宏观数据为样本,利用系统 GMM 和面板 logistic 模型,进行实证分析验证理论模型的结论。本文对现有文献的“边际贡献”体现在:理论分析中,构建了包含高收入和低收入居民的局部均衡模型,从学理上证明了收入分配差距推高金融杠杆、损害金融稳定的机理,并间接证明了金融杠杆率存在引发危机的理论阈值。实证分析中,通过多维度衡量收入差异和金融杠杆,在增加研究结论稳健性的同时,有效补充了现有的研究。近年来,中国存在的高金融风险、“高杠杆”与收入分配差距扩大的问题不仅是学者们争论的热点,且已成为国家层面亟待解决的问题。因此,本文的研究结果亦有助于对相关问题的理解。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分是理论分析,第三部分是收入差异与金融稳定的实证检验,第四部分是以金融杠杆为中间变量的影响机制分析,第五部分是结论与对策建议。

## 二、收入差异、金融杠杆与金融稳定:理论分析

本文构建了一个包含高收入者和低收入者的局部均衡模型,讨论收入差异对金融杠杆与金融稳定的影响。设经济体中高收入者 H 和低收入者 L 的比例分别为  $\theta$  和  $1 - \theta$ ,假设  $0 < \theta < 1/2$ 。设经济体的总产出 Y 中,高收入者的份额为  $\gamma$ ,低收入者的份额为  $1 - \gamma$ ,假设  $1/2 < \gamma < 1$ 。参考 Kumhof et al. (2015) 的研究,假设低收入者的效用全部由消费决定,而出于“资本主义精神”,高收入者的效用不仅取决于消费,还取决于持有的金融资产规模。这样不同收入者的最优决策就成为了约束极值问题。每个低收入者  $U_L$  和每个高收入者的效用函数  $U_H$  分别为:

$$U_L = c_L \quad (1)$$

$$U_H = k^\alpha c_H^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中,  $c_L$  和  $c_H$  分别为每个低收入者和每个高收入者的消费,  $k$  为每个高收入者持有的金融资产,  $\alpha$  和  $1 - \alpha$  分别为高收入者在金融资产和消费上获得的边际效用。由于低收入者可以向高收入者借贷以维持消费水平,高收入者的金融资产即为持有的债权。每个低收入者和每个高收入者的预算约束 s. t. 分别如下:

$$c_L = \frac{(1 - \gamma)Y}{1 - \theta} + \frac{\theta}{1 - \theta}k \quad (3)$$

$$c_H = \frac{\gamma Y}{\theta} - k \quad (4)$$

基于等式(2)和(4)的拉格朗日函数可得两类家庭最优消费与高收入者最优金融资产规模为:

$$c_H = \frac{\gamma Y}{\theta} - \frac{\alpha \gamma Y}{\theta} \quad (5)$$

$$c_L = \frac{(1 - \gamma)Y}{1 - \theta} + \frac{\alpha \gamma Y}{1 - \theta} \quad (6)$$

$$k = \frac{\alpha \gamma Y}{\theta} \quad (7)$$

按着相关文献的常用作法(马勇和陈雨露,2017;李扬,2016),经济体中私人信贷总额除以总产出代表该经济体的金融杠杆。该经济体中,私人信贷余额即为所有高收入者持有的债权  $\theta k$ ,金融杠杆可以表示为:

$$\frac{\theta k}{Y} = \alpha \gamma \quad (8)$$

由上式可知,整个经济体的金融杠杆与高收入者在金融资产上获得的边际效用 $\alpha$ ,以及高收入者在总产出中所占份额 $\gamma$ 正相关。考虑到高收入者占总产出比例与收入差异正相关,等式(7)和(8)意味着,经济体中不同家庭收入差异越大,每个高收入者持有的金融资产越多,社会总体金融杠杆水平越高。

基于假设可知,低收入者群体分配到的收入为:

$$Y_l = (1 - \gamma)Y \quad (9)$$

基于等式(7)可知,低收入者群体的负债为:

$$A_l = \theta k = \alpha \gamma Y \quad (10)$$

可见,收入差异扩大会推高金融杠杆率,即随着高收入者在总产出中所占份额 $\gamma$ 增加,低收入者群体的收入减少,而负债却在增加。当 $\gamma > \frac{1}{1+\alpha}$ 时,金融杠杆就会超过 $\frac{\alpha}{1+\alpha}$ ,即低收入群体就会出现资不抵债的破产情况。也就是说,经济体收入分配差异越大,金融杠杆就越高,金融也就越不稳定。而且,早在低收入群体总体上出现资不抵债之前,单个低收入者债务违约就会引发信用链条断裂的连锁反应。可见,金融杠杆虽然有助于扩大低收入者的消费需求,拉动经济增长,但高杠杆会引发高风险,一旦超过理论阈值就会引发金融危机。正如第一代货币危机模型强调,理论上,一国外汇储备枯竭的时点必然爆发货币危机,但实际上货币危机会早于该时点爆发。同理, $\frac{\alpha}{1+\alpha}$ 是金融杠杆引发金融危机的理论阈值,早在金融杠杆到达该时点前就会有投资者(高收入者或金融机构)意识到风险,减持金融资产,金融资产减持引发的抛售及流动性紧缩效应会进一步导致信用链条的断裂,爆发危机。

### 三、收入差异影响金融稳定的实证分析

#### (一)模型设定与指标选取

本文拟通过对跨国面板数据的实证分析,验证上述理论分析。在模型设定方面,根据研究目标,首先考察收入差异对金融稳定的影响,然后再考察以金融杠杆为中间变量,该影响的机制与逻辑。对金融稳定的实证研究,通常以金融危机的发生概率为代理变量,即爆发金融危机的概率越高,金融体系越不稳定性(马勇和陈雨露,2017)。为此,首先建立收入差异影响金融稳定的面板 logistic 模型,具体形式如下:

$$Prob(Y_{i,t}) = \text{logit}(Y_{i,t}) = E(Y_{i,t} | X_{i,t}) = \frac{1}{1 + e^{-Y_{i,t}}} \quad (11)$$

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{inequality}_{i,t} + \sum_{j=2}^T \text{controls}_{i,t}^j + \alpha_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中,被解释变量为金融稳定,以金融危机(crisis)的概率为代理变量。Laeven and Valencia(2013)从总产出、财政支出、流动性、不良贷款率、公共债务和信贷泡沫等六个维度确定了1970-2012年世界主要经济体发生金融危机的年份和持续时间。本文基于Laeven and Valencia(2013)的数据库,为金融危机(crisis)赋值,若经济体该年份处于金融危机则取1,否则取0。核心解释变量为收入差异(inequality),参考主流文献的做法(Piketty,2014),分别以最高5%的居民收入占总收入的比例和最低收入20%居民收入占总收入的比重表示。参考过往文献(陈雨露等,2014;马勇和陈雨露,2017),加入了四个层面的控制变量,分别为宏观层面的经济增速(gdpg)、通货膨胀(cpi);产业层面

的工业化程度(ind)、资本形成率(cpa);社会层面的人口增速(n)、城镇化比例(urban);以及金融层面的实际利率(r)和存款保险制度(insur)。 $\alpha_{i,t}$ 是固定效应或随机效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。本文主要变量的符号、含义和详细说明报告于表1。

表1 本文主要变量的符号、含义及详细说明

类型	符号	含义	详细说明
被解释变量	<i>crisis</i>	金融稳定	以金融危机作为代理变量,若处于金融危机则取1,否则取0。金融危机爆发概率越高,金融越不稳定。
核心解释变量	<i>rich5</i>	收入差异	分别用最高收入5%的居民收入占总收入的比例与最低收入20%的居民收入占总收入的比例衡量。高收入者的收入占比越高,低收入者收入占比越低,说明收入分配越不公平。
	<i>poor20</i>		
控制变量宏观层面	<i>gdp</i>	经济增速	代表经济增长的速度,以国内生产总值环比增速表示,该值越大,说明经济增速越快。
	<i>cpi</i>	通货膨胀	代表物价水平的上涨程度,以消费者价格指数表示,该值越大,说明物价上升越快。
控制变量产业层面	<i>ind</i>	工业化程度	代表工业增加值在国内生产总值中的比重,该值越大,说明工业化程度越高。
	<i>cap</i>	资本形成率	代表资本形成总额在国内生产总值的比重,反映投资的影响,该值越大说明资本形成占比越大。
控制变量社会层面	<i>n</i>	人口增速	代表人口的增长速度,以总人口的环比增速表示,该值越大,说明人口增速越快。
	<i>urban</i>	城镇化比例	代表经济体由传统乡村型社会向以工业和服务业为主的现代城市型社会转型的程度,以1-农村人口比重表示,该值越大,说明城镇化程度越高。
控制变量金融层面	<i>R</i>	实际利率	代表资金的实际借贷成本,以实际利率表示,该值越大,说明资金成本越高。
	<i>Insur</i>	存款保险制度	代表金融制度环境的虚拟变量,如果某国建立了显性的银行存款保险制度,赋值为1,否则为0。

## (二)数据来源

基于数据的可得性,本文选取了1978-2012年全球63个国家(地区)的相关面板数据。样本中发达经济体有33个,发展中经济体30个,研究全球收入差异对金融杠杆与金融稳定的影响具有良好的代表性。收入差异数据来源于Wind数据库,存款保险制度赋值见Laeven et al. (2005)和Demirguc-Kunt et al. (2014),其它控制变量的数据皆来自于Wind数据库。被解释变量即金融稳定数据赋值见Laeven and Valencia(2013),样本国家在样本期爆发金融危机的情况见表2。为减少离群值对实证结果的影响,所有数据均进行了1%的winsorize处理。主要变量的描述性统计报告于表3。从中可知,最高收入5%的居民户收入占比的均值是最低收入20%的居民户收入占比均值的4.5倍。可见,高收入群体分享的经济成果远高于低收入群体,样本总体上存在收入差异问题。

表2 样本国家及样本期内金融危机起止时间

中国 1998	乌干达 1994	赞比亚 1995-1998	白俄罗斯 1995	保加利亚 1996-1997	立陶宛 1995-1996	约旦 1989-1991
罗马尼亚 1990-1992	马其顿 1993-1995	挪威 1991-1993	土耳其 1982-1984	格鲁吉亚 1991-1995	科特迪瓦 1988-1992	斯里兰卡 1989-1991
葡萄牙 2008-2012	瑞士 2008-2012	希腊 2008-2012	意大利 2008-2012	卢森堡 2008-2012	英国 2007-2012	克罗地亚 1997-2012
爱尔兰 2008-2012	比利时 2008-2012	奥地利 2008-2012	丹麦 2008-2012	德国 2008-2012	法国 2008-2012	荷兰 2008-2012
捷克 1996-2000	波兰 1992-1994	巴西 1995-1998	芬兰 1991-1995	爱沙尼亚 1994-1994	巴拿马 1988-1989	多米尼加 2003-2004
西班牙 1980-1981 2008-2012	瑞典 1991-1995 2008-2012	匈牙利 1991-1995 2008-2012	乌克兰 1998-1999 2008-2012	拉脱维亚 1995-1996 2008-2012	菲律宾 1983-1986 1997-2001	美国 1988 2007-2011
印度 1993	乌拉圭 1981-1985	委内瑞拉 1994-1998	巴拉圭 1995	吉尔吉斯斯坦 1995-1999	印度尼西亚 1997-2001	秘鲁 1983
墨西哥 1981-1985 1994-1996	厄瓜多尔 1982-1986 1988-1992	哥伦比亚 1982 1998-2000	俄罗斯 1998 2008-2012	玻利维亚 1986 1994	哥斯达黎加 1987-1991 1994-1995	智利 1981-1985
伊朗 /	以色列 /	老挝 /	加拿大 /	澳大利亚 /	塔吉克斯坦/ /	洪都拉斯 /

注:/代表在样本期内未发生过危机。

表3 主要变量的描述性统计

符号	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>crisis</i>	金融稳定	2079	0.1231	0.3287	0.0000	1.0000
<i>rich5</i>	5%高收入居民户收入占比	912	0.2782	0.06187	0.1689	0.416
<i>poor20</i>	20%低收入居民户收入占比	911	0.0619	0.0235	0.0164	0.1048
<i>gdp</i>	经济增长	1935	0.0735	0.1349	-0.306	0.4288
<i>cpi</i>	通货膨胀	1828	0.2003	0.4583	-0.0041	2.8364
<i>ind</i>	工业化	1866	0.3617	0.0759	0.1321	0.5409
<i>cap</i>	资本形成	1908	0.2355	0.0616	0.0887	0.4103
<i>n</i>	人口增速	2038	0.0110	0.1116	-0.0132	0.0411
<i>urban</i>	城镇化	2046	0.6319	0.1918	0.1208	0.9654
<i>r</i>	实际利率	1553	0.0652	0.1193	-0.3531	0.4493
<i>insur</i>	存款保险制度	2079	0.5777	0.4940	0.0000	1.0000

## (三) 基于高收入居民户收入占比的估计结果

表4 报告了高收入居民户收入占总收入比重对金融稳定的影响。基于 Hausman 检验, 选择使用固定效应模型。为了清晰展示加入控制变量对估计结果的影响, 本文选择了逐步引入控制变量法。模型1 只反映了收入最高的5% 家庭收入 rich5 占比对金融稳定的影响, 模型2 加入了宏观层面的控制变量: 经济增速(gdpg) 和通货膨胀(cpi), 模型3 在此基础上引入了产业层面的控制变量: 工业化程度(ind) 和资本形成率(cap), 模型4 继续引入社会层面的控制变量: 人口增速(n) 和城市化程度(urban), 模型5 最后引入了金融层面的控制变量: 实际利率(r) 和存款保险制度(insur)。

表4 最高收入5%的居民户收入占比与金融危机爆发概率的面板logistic估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>rich5</i>	29.5596*** (3.30)	29.1289*** (3.41)	26.6985*** (3.81)	27.7419*** (4.08)	25.2289*** (4.27)
<i>gdpg</i>		-3.4239*** (0.86)	-1.3527 (1.02)	-0.9391 (1.07)	-1.058 (1.17)
<i>cpi</i>		0.5612*** (0.28)	2.3244*** (0.47)	2.0075*** (0.47)	1.3312* (0.79)
<i>ind</i>			-39.258*** (5.98)	-37.867*** (6.40)	-34.02*** (6.61)
<i>cap</i>			-22.264*** (4.02)	-26.943*** (4.43)	-24.487*** (4.47)
<i>n</i>				172.33*** (47.26)	190.81*** (60.74)
<i>urban</i>				5.5096 (4.71)	4.502 (5.46)
<i>r</i>					1.4636 (1.92)
<i>insur</i>					-0.3939 (0.67)
似然对数	-201.3941	-186.0490	-131.3495	-119.483	-98.2969
LR 卡方	114.07 [0.0000]	134.08 [0.0000]	217.47 [0.0000]	234.59 [0.0000]	168.21 [0.0000]
样本数	683	663	608	588	481
国家数	45	45	42	41	38

注: 模型1 报告了收入最高5% 居民户收入占比对金融稳定(危机 crisis 发生概率)的影响, 模型2-5 则依次引入了宏观、产业、社会和金融层面的控制变量; \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著, 圆括号中是异方差稳健的标准误, 方括号中是LR卡方的显著性水平。

在表4的模型1-5中, 收入最高的5%居民户收入占比(rich5)与金融危机(crisis)发生概率的系数均为正, 且都通过了1%的显著性检验。高收入居民收入占比越高, 收入分配越不公平。这意

意味着,收入分配差距扩大将显著提高经济体发生金融危机的概率,即金融体系更不稳定。模型1-5不断引入不同层面的控制变量,但均未影响高收入居民户收入占比(*rich5*)与金融危机(*crisis*)发生概率的系数的符号和显著性,这说明估计稳健可靠。

从控制变量看,经济增速(*gdp*)对金融危机爆发概率的系数均为负。然而,在考虑了产业、社会和金融层面的控制变量后,经济增速(*gdp*)降低金融危机概率的作用就不再显著。可能的原因是经济增速与三个层面控制变量的趋势相同。通货膨胀(*cpi*)与金融危机概率(*crisis*)的系数均显著为正。这说明高通胀代表着高风险,提高了金融危机爆发的概率,不利于金融稳定;总之,以低通胀下的经济增长为代表的实体经济稳健发展有助于维护金融稳定。工业化程度(*ind*)与金融危机概率(*crisis*)均在1%的置信水平上显著为负。这说明工业化程度降低会增加危机爆发的概率。这一研究结论印证了本轮危机前的“去工业化”现象。亦与梅冬州和崔小勇(2017)的研究结论相近,即制造业的不断萎缩,使经济日益依赖于以金融业为代表的虚拟经济是全球金融危机爆发的重要原因。资本形成率(*cap*)与金融危机概率(*crisis*)在1%的置信水平上显著负相关,这代表在资本投资的上升期,经济体对金融风险的抵抗能力较强。可见,以工业化及投资率为代表的良好的产业发展是金融稳定的基础。人口增速(*n*)与金融危机概率(*crisis*)的系数正相关,同样通过了1%的显著性检验。可能的解释是人口快速膨胀增大了资源与政府财政的压力,不利于经济发展和金融体系的稳定。城镇化水平(*urban*)、实际利率(*R*)和采用存款保险制度(*insur*)则对金融危机概率(*crisis*)无显著影响。运用probit模型进行回归得到了相近的回归结果,说明结论是稳健的。为了检验收入差异与金融稳定是否存在双向因果的内生性,将最高收入5%的居民户收入占比的滞后一期作为工具变量,其与当期最高收入5%的居民户收入占比相关但与当期残差无关。然而,hausman检验说明不存在双向因果的内生性。

#### (四)基于低收入居民户收入占比的估计结果

收入差异不仅体现为最高收入5%的居民户收入占比提高,低收入阶层收入在全球总收入中比重的持续下降也是许多学者在近30年间观察到的经验事实(Piketty,2017)。本部分以最低收入20%的居民户收入占比代表收入差异,研究收入差异与金融稳定的联系与规律。

表5 最低收入20%的居民户收入占比与金融危机爆发概率的面板logistic估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>poor20</i>	-17.5818 (12.38)	-5.2655 (14.31)	-10.0279 (18.46)	-25.3562 (19.46)	-16.3826 (21.08)
<i>gdp</i>		-3.4129*** (0.763)	-1.2469 (0.940)	-0.6801 (0.984)	-1.0644 (1.124)
<i>cpi</i>		0.5750** (0.235)	2.7122*** (0.436)	2.5034*** (0.441)	1.59908** (0.772)
<i>ind</i>			-40.2408*** (5.534)	-40.4769*** (5.726)	-36.729*** (6.36)
<i>cap</i>			-21.5902*** (3.73)	-26.8354*** (4.216)	-23.5199*** (-4.195)
<i>n</i>				162.5531*** (41.68)	188.86*** (55.36)



续表

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>urban</i>				4. 2638 (4. 26)	2. 8431 (5. 109)
<i>r</i>					0. 9512 (1. 971)
<i>insur</i>					-0. 3216 (0. 599)
似然对数	-257. 416	-237. 4998	-164. 5124	-151. 836	-121. 8358
LR 卡方	2. 03 [0. 1544]	31. 17 [0. 0000]	151. 15 [0. 0000]	169. 89 [0. 0000]	121. 14 [0. 0000]
样本	683	663	608	588	481
国家	45	45	42	41	38

注:模型 1 报告了收入最低 20% 居民户收入占比对系统性金融风险的影响,其余说明同表 3。

表 5 报告了低收入居民户收入占比对金融稳定的影响。模型 1 只包含了最低收入 20% 的居民户收入占总收入比重 (*poor20*) 与金融危机概率 (*crisis*), 模型 2-5 依次引入了宏观、产业、社会和金融层面的控制变量。在模型 1-5 中, 低收入者收入占比 (*poor20*) 对金融危机概率 (*crisis*) 的系数均为负, 但均不显著。这说明以低收入群体收入占比下跌表现的收入差异, 虽然会提高金融危机的爆发概率, 损害金融稳定, 但无显著影响。可见, 相比低收入群体收入占比下跌, 高收入群体收入占比上升所体现的收入差异, 对金融稳定的负面作用更显著。其他控制变量的估计结果和表 3 基本一致, 这说明估计结果的稳健性比较理想。运用 *probit* 模型进行的稳健性检验, 亦得到了相同结论。

#### 四、金融杠杆作为收入差异冲击金融稳定中介变量的实证分析

如理论模型推导所示, 本文研究的目的是分析收入差异是如何通过影响金融杠杆进而冲击金融稳定的。上述实证分析已经证实收入差异的扩大会提高金融风险, 从而对金融稳定产生不利影响。本部分将进一步检验其核心影响机制——金融杠杆。为全面刻画收入差异、金融杠杆与金融稳定三者的联系与逻辑, 本文将首先验证收入差异与金融杠杆间的联系, 然后再验证金融杠杆与金融稳定间的联系。

##### (一) 收入差异与金融杠杆

理论分析表明, 收入差异扩大会推高低收入群体负债率, 进而提高了全社会杠杆率。为检验收入差异对金融杠杆的影响, 我们采用相关文献的普遍做法 (陈雨露等, 2014; 马勇和陈雨露, 2017), 以私人信贷总额占国内生产总值的比重代表金融杠杆 (*lev*), 作为被解释变量。同时, 以最高收入 5% 的家庭收入占比表示收入差异, 作为核心解释变量。考虑到资本存量具有惯性, 金融杠杆的当前状态可能受到过去状态的影响, 本部分在面板模型中引入了被解释变量金融杠杆的一期滞后项, 构建 GMM 模型进行估计。模型中的控制变量与上文相同, 对宏观、产业、社会和金融层面的因素进行控制。

表6 最高收入5%的居民户收入占比与金融杠杆的GMM估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>L</i> 1	0.5795 *** (0.003)	0.5616 *** (0.005)	0.5446 *** (0.008)	0.5485 *** (0.007)	0.6533 *** (0.011)
<i>rich5</i>	0.0088 *** (0.002)	0.01432 * (0.08)	0.0496 *** (0.008)	0.0623 *** (0.013)	0.0610 *** (0.018)
<i>gdp</i>		-0.0287 *** (0.001)	-0.0923 *** (-0.004)	-0.0886 *** (0.004)	-0.0240 *** (-0.005)
<i>cpi</i>		-0.00003 (0.002)	-0.0032 (-0.006)	0.0008 (0.007)	-0.0616 *** (0.007)
<i>ind</i>			-0.323 *** (0.076)	0.3442 *** (0.032)	-0.7526 *** (-0.276)
<i>cap</i>			0.575 *** (0.017)	0.5356 *** (0.016)	0.4123 *** (0.043)
<i>n</i>				2.3163 *** (0.722)	0.1391 (2.092)
<i>urban</i>				0.5451 *** (0.097)	0.3010 (0.187)
<i>r</i>					0.1128 *** (0.023)
<i>insur</i>					-0.0293 *** (0.008)
常数项	0.2253 (0.005)	0.2356 (0.002)	0.0806 (0.030)	-0.3703 (0.065)	0.12283 (0.169)
Wald 统计量	74285.5 [0.0000]	128170 [0.0000]	100054 [0.0000]	147462.9 [0.0000]	16031.2 [0.0000]
AR(2) 统计量	-1.4453 [0.1484]	-1.4232 [0.1547]	-1.3905 [0.1644]	-1.4063 [0.1596]	-1.1148 [0.2649]
Sargan 统计量	54.4991 [1.0000]	53.2201 [1.0000]	49.6121 [1.0000]	48.2536 [1.0000]	35.9448 [1.0000]
样本	593	573	550	534	464
国家	58	57	54	53	48

注:方括号中报告了Wald统计量、AR(2)统计量和Sargan统计量,其他说明同表3。

表6报告了最高收入5%的居民户收入占比(*rich5*)对金融杠杆(*lev*)的影响。模型1只包含了被解释变量(*lev*)和核心解释变量(*rich5*),模型2-5逐步加入了宏观、产业、社会和金融层面的控制变量。在模型1-5中,金融杠杆一阶滞后项(*L* 1)系数的符号均为正,且都通过了1%的显著性检验,这说明金融杠杆的调整具有惯性;在模型1-5中,最高收入5%的居民户收入占比(*rich5*)

的系数均在1%的置信水平上显著为正。这意味着,高收入者收入增速越快,收入越不平等,则金融杠杆越高,与上文理论分析一致;从控制变量看,经济增长率(gdpg)、通货膨胀率(cpi)和工业化程度(ind)有助于降低金融杠杆;资本形成率(cap)则对金融杠杆(pri)有显著正向影响;人口增长率(n)和城镇化水平(urban)则无显著影响;实际利率(r)提高会刺激加杠杆,而采取存款保险制度(insur)则有助于降杠杆。

从模型的稳健性来看,随着渐次引入各层次的控制变量,核心解释变量高收入者收入占比(rich5)对金融杠杆(lev)的显著正向影响保持稳定,这意味着收入差异会推高金融杠杆的结论是稳健的。AR(2)统计量可接受原假设,说明随机扰动项的差分不存在二阶自相关,一阶滞后项的引入是合理的。Sargan统计量可接受原假设,说明工具变量的选择是有效的。以最低收入20%的居民户收入占比衡量收入差异的回归结果也得出相同结论,为节省篇幅实证结果未列出。

## (二)收入差异通过金融杠杆影响金融稳定

为全面刻画收入差异、金融杠杆与金融稳定之间的逻辑关系,本部分通过构建收入差异与金融杠杆的交叉项研究收入差异通过金融杠杆对金融稳定的影响。与上文相同,以金融危机爆发概率作为金融稳定的代理变量,作为被解释变量(crisis)。以最高收入5%的居民户收入占比(rich5)、及其与金融杠杆(lev)的交叉项作为核心解释变量;以面板logistic模型估计金融杠杆对金融稳定的影响。控制变量与上文相同。

表7 金融杠杆与金融危机爆发概率的面板logistic估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>rich5</i>	17.9464*** (3.248)	17.3278*** (3.303)	18.3045*** (3.647)	18.4773*** (3.693)	15.582*** (3.696)
<i>rich5 × lev</i>	8.8813*** (1.489)	8.7758*** (1.502)	10.8623*** (2.037)	10.4761*** (2.161)	8.3403*** (2.412)
<i>gdpg</i>		-3.7149*** (0.8769)	-1.4129 (1.023)	-1.4296 (1.026)	-2.123* (1.117)
<i>cpi</i>		0.5731** (0.279)	1.2990*** (0.355)	1.2996*** (0.358)	1.0591* (0.584)
<i>ind</i>			-18.7804*** (4.822)	-18.5609*** (5.016)	-10.5406*** (5.1703)
<i>cap</i>			-25.1396*** (4.172)	-25.0572*** (4.381)	-20.6188*** (4.115)
<i>n</i>				3.5180 (33.02)	-14.528 (31.56)
<i>urban</i>				0.9587 (2.359)	-1.5023 (2.087)
<i>r</i>					-0.828 (1.82)
<i>insur</i>					0.4329* (0.545)

续表

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>cons</i>	-8.6875 (1.047)	-8.2166 (1.052)	1.6973 (1.752)	1.0039 (2.316)	0.6337 (2.127)
似然对数	-317.9378	-300.6381	-247.4209	-246.507	-211.5074
LR 卡方	74.55 [0.0000]	86.72 [0.0000]	88.19 [0.0000]	87.73 [0.0000]	67.77 [0.0000]
样本	868	837	794	777	665
国家	62	61	58	57	55

注:模型 1 报告了最高收入 5% 居民户收入占比及其与金融杠杆交叉项对金融风险的影响,其余说明同表 3。

在模型 1-5 中,最高收入 5% 居民户收入占比 (*rich*) 及其与金融杠杆 (*lev*) 交叉项的系数均在 1% 的置信水平上显著为正。这说明不仅收入差异提高自身会增加金融危机爆发的概率,收入差异还会通过金融杠杆的渠道显著提高金融危机爆发的概率,从而危害金融稳定。控制变量的符号和显著性也与预期一致。为进一步验证高金融杠杆损害金融稳定这一结论的稳健性,参考马勇和陈雨露(2017)的做法,本文以  $M_2$  占国内生产总值的比重作为金融杠杆的代理变量,进行 logistic 估计。估计结果未偏离预期,通过稳健性检验。为节省篇幅,实证结果省略。

综上所述,实证研究表明,收入差异的加剧将导致经济体金融杠杆的提升,并通过金融杠杆渠道显著损害金融稳定,实证结果很好地支持了理论分析的结论。保持经济增速与工业化程度以及控制通胀对于降杠杆与防金融风险具有显著且积极的作用。

## 五、结论与对策建议

本文建立了包含收入差异、金融杠杆与金融稳定的局部均衡模型,基于“资本主义精神”设置高收入与低收入居民的效用函数,发现收入分配差距的扩大将增加高收入者对低收入者的债权,低收入者负债率的提高将使全社会金融杠杆攀升,从而增加了金融危机爆发的概率,损害金融稳定。为验证理论推论,本文以 1978-2012 年全球 63 个国家(地区)的宏观数据为样本,利用 GMM 和面板 logistic 模型,实证检验了收入差异、金融杠杆与金融稳定的联系,得到了相同的实证结论。且实证结论在多种稳健性检验下均显著成立。

我国经历了过去近四十年的高速发展,仍然面临着发展不平等不充分的问题,城乡收入差异和地区收入差异持续扩大是其突出表现。在此背景下,有必要强调收入差异与金融杠杆和金融稳定间的互动性,明确收入差异不仅会带来严重的社会问题,还会对金融体系的稳定性产生不利影响。金融杠杆飙升等金融部门出现的问题是金融不稳定的表相,而收入差异是影响金融稳定的根本原因,实体经济、产业与社会的良性发展则是金融稳定的保障。因此,应标本兼治,在以强监管去杠杆的同时,更应积极完善收入分配机制,从根源上降低杠杆、保障金融稳定。且“去杠杆”防风险应以不损害实体经济与制造业发展为前提。降低收入差异,不仅要通过精准扶贫帮助弱势群体,更应注重限制 5% 高收入者的收入增速。此外,中国的公共资本在国民资本中占有较高比重,应充分发挥这一特色,积极探索形成公共资本服务于公共福利的中国模式。

## 参考文献

- 陈雨露、马勇、徐律(2014):《老龄化、金融杠杆与系统性风险》,《国际金融研究》,第9期。
- 苟文均、袁鹰、漆鑫(2016):《债务杠杆与系统性风险传染机制——基于CCA模型的分析》,《金融研究》,第3期。
- 纪敏、严宝玉、李宏瑾(2017):《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》,第2期。
- 李扬(2016):《综合施策“去杠杆”》,《中国经济报告》,第10期。
- 李扬、张晓晶、常欣、汤铎铎、李成(2012a):《中国主权资产负债表及其风险评估(上)》,《经济研究》,第6期。
- 李扬、张晓晶、常欣、汤铎铎、李成(2012b):《中国主权资产负债表及其风险评估(下)》,《经济研究》,第7期。
- 马勇、陈雨露(2017):《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》,《经济研究》,第6期。
- 马勇、田拓、阮卓阳、朱军军(2016):《金融杠杆、经济增长与金融稳定》,《金融研究》,第6期。
- 梅冬州、崔小勇(2017):《制造业比重、生产的垂直专业化与金融危机》,《经济研究》,第2期。
- 荣兆梓(2017):《生产力、公有资本与中国特色社会主义——兼评资本与公有制不相容论》,《经济研究》,第4期。
- 殷剑峰、王增武(2018):《分配差距扩大、信用扩张和金融危机——关于美国次贷危机的理论思考》,《经济研究》,第2期。
- 朱太辉、张晓朴(2015):《金融危机的人口-信贷-房价模型》,《金融评论》,第5期。
- Bengui, J. and T. Phan (2016): “Inequality and Risky Asset Bubbles”, Social Science Electronic Publishing.
- Benguiand, J. and T. Phan (2016): “Inequality and Risky Asset Bubbles”, Social Science Electronic Publishing.
- Bordo, M. and C. Meissner (2012): “Does Inequality Lead to a Financial Crisis?”, *Journal of International Money and Finance*, 31, 2147-2161.
- Cardaci, A. (2018): “Inequality, Household Debt And Financial Instability: An Agent-based Perspective”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 146, 1-25.
- Cho, I. and K. Kasa (2016): “Doubts, Inequality and Bubbles”, <https://carleton.ca/economics/wp-content/uploads/seminar-paper-160415.pdf>.
- Demirguc-Kunt, A., E. Edward, J. Kane and L. Laeven (2014): “Deposit Insurance Database”, NBER Working Paper, No. 20278.
- Gertler, P. and B. Hofmann (2016): “Monetary Facts Revisited”, Bank for International Settlements, Working Paper, No. 566.
- Krugman, P. (2010): *Inequality and Crises: Coincidence or Causation?*, Princeton University Press.
- Kumhof, M., R. Rancière and P. Winant (2015): “Inequality, Leverage and Crises”, *American Economic Review*, 105, 1217-1245.
- Laeven, L. and F. Valencia (2013): “Systemic Banking Crises Database”, *IMF Economic Review*, 61, 225-270.
- Laeven, L., A. Demirguc-Kunt and B. Karacaovali (2005): “Deposit Insurance around the World: A Comprehensive Database”, Policy Research Working Paper.
- Piketty, T. (2014): *Capital in the Twenty First Century*, MIT Press.
- Rajan, R. (2011): *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton University Press.
- Reinhart, C. and K. Rogoff (2011): “From Financial Crash to Debt Crisis”, *American Economic Review*, 101, 1676-1706.
- Roy, S. and D. Kemme (2012): “Causes of Banking Crises: Deregulation, Credit Booms and Asset Bubbles, Then and Now”, *International Review of Economics & Finance*, 24, 270-294.
- Treec, T. (2014): “Did Inequality Cause the US Financial Crisis?”, *Journal of Economic Surveys*, 28, 421-448.

(责任编辑:罗 滢)

## How does Revolving Credit Card Debt Affect Household Spending?

FU Lianying LUO Pinliang

(School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou, 362021, China;

School of Management, Fudan University, Shanghai, 200433, China)

**Abstract:** Using China Household Finance Survey (CHFS) data, this paper investigates the impact of revolving credit card debt on household spending. Empirically, a sharp and significant “inverted U-shaped” relationship between credit card debt and household spending is revealed, indicating the law of diminishing marginal contribution works. The sustainably optimal debt level is 18,840 Yuan while the optimal debt-income ratio and debt-asset ratio is 95.8% and 7.7% respectively. Furthermore, the “inverted U-shaped” relationship between credit card debt and household spending is established in robustness tests but varies with demolition, household registration and product category. The causal mediation effect analysis based on counterfactuals identifies a series of mechanism combining smoothing effect, expanding effect and illusion effect, through which revolving credit card debt causes an extra spending of 10,248 Yuan on average. More specifically, the smoothing effect is the main pathway while expanding effect and illusion effect are alternative pathways.

**Key Words:** Revolving Credit Card Debt; Household Spending; Series Mechanism; Causal Mediation Effect

**JEL Classification:** D12; E42; M31; L11

## Inequality, Leverage and Financial Stability

WANG Qian ZHAO Zheng

(School of Economics, Jilin University, Changchun, 130012, China; Tsinghua PBCSF, Beijing, 100083, China)

**Abstract:** The paper studies how inequality affects financial stability from the perspective of income-related household utility function. Based on panel data from 63 countries in 1978 – 2012, both theoretical and empirical results prove that leverage of under-privileged household soars as worsening inequality triggers wealthy family lending more, and therefore financial stability is deteriorated when less wealthy family is over-leveraged. The paper also argues that appropriate development of second industry and reasonable financial structure reflects positively on financial stability. As a result, deleveraging is not supposed to undermine industrialization. Furthermore, growth speed of most wealth family should be limited for sake of equality and stabilization.

**Key Words:** Inequality; Leverage; Financial Stability

**JEL Classification:** D63; G01; H63

## Influence of Financial Development on Income Inequality: A Perspective from the Primary Distribution Path

HE Qiuqin<sup>[a]</sup> GU Wentao<sup>[b]</sup> WANG Liping<sup>[c]</sup>

(Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China<sup>[a]</sup>;

School of Statistics and Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou, 310018, China<sup>[b, c]</sup>)

**Abstract:** In this paper, we mainly study how the financial reform influences the inequality of income distribution by