

金融分权、财政分权对投资消费比的影响

贺俊,王雪蓉,曹苏

(中国科学技术大学管理学院,安徽合肥 230026)

摘要: 通过对中国 1998~2014 年省级面板数据的分析和检验,以金融分权作为门槛变量对我国金融分权与投资消费比的非线性关系进行了考察.结果表明:①在不同的金融分权水平下,中国的金融分权对投资消费比的作用有差异,表现为双门槛效应的非线性特征.②这种非线性关系在各省份表现形式也不相同,在低金融分权省份,金融分权与投资消费比正相关;在中等金融分权省份,金融分权与投资消费比的关系具有不确定性;在高金融分权省份,金融分权与投资消费比负相关.③财政分权对金融分权与投资消费比的非线性关系有一定影响,金融分权与财政分权联合效应提高了投资消费比.④我国高金融分权省份数量最少,大部分省份仍处于中低金融分权阶段,为了降低投资消费比,应该大力推进中低金融分权省份的金融分权进程.

关键词: 金融分权;财政分权;投资消费比

中图分类号: F812 **文献标识码:** A doi: 10.3969/j.issn.0253-2778.2018.05.010

引用格式: 贺俊,王雪蓉,曹苏. 金融分权、财政分权对投资消费比的影响[J]. 中国科学技术大学学报,2018,48(5):409-419.

HE Jun, WANG Xuerong, CAO Su. The impact of financial and fiscal decentralization on investment and consumption ratio[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2018, 48(5): 409-419.

The impact of financial and fiscal decentralization on investment and consumption ratio

HE Jun, WANG Xuerong, CAO Su

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: Based on the analysis and testing of provincial panel data in China from 1998 to 2014, financial decentralization was taken as the threshold variable to investigate the nonlinear relationship between China's financial decentralization and ratio of investment to consumption. The results show that: ① At different levels of financial decentralization, China's financial decentralization has different effects on the ratio of investment to consumption, which is characterized by the nonlinear characteristics of "double threshold effect". ② The nonlinear relationship varies with different level of financial decentralization. In provinces with low levels of financial decentralization, financial decentralization is positively related to the ratio of investment to consumption; in the provinces with medium levels of financial decentralization, the relationship between financial decentralization and the ratio of investment to consumption is uncertain; in the provinces with high levels of financial decentralization, financial decentralization is negatively related to

收稿日期: 2017-10-12; 修回日期: 2018-04-11

基金项目: 国家自然科学基金(71573240)资助.

作者简介: 贺俊(通讯作者),男,1965年生,博士/副教授.研究方向:宏观经济. E-mail: hejun@ustc.edu.cn

the ratio of investment to consumption. ③ Fiscal decentralization has some influence on the nonlinear relationship between financial decentralization and the ratio of investment to consumption. The combined effect of financial and fiscal decentralization has expanded the ratio of investment to consumption. ④ The number of provinces with high levels of financial decentralization in China is quite small, with most of the provinces being still in the stage of medium and low financial decentralization. In order to reduce the ratio of investment to consumption, the financial decentralization process should be promoted vigorously in provinces with low or medium levels of financial decentralization.

Key words: financial decentralization; fiscal decentralization; ratio of investment to consumption

0 引言

中央政府与地方政府在货币信用创造和金融资源配置中的作用划分我们称之为金融分权^[1]。财税与金融体制改革是中国社会主义市场经济体制转轨中的两条重要线索,是中国经济分权的重要组成部分。大量文献研究了财政分权对地方政府的经济激励效应^[2-6],但鲜有文献上升到与财政分权同样的高度研究中国金融分权对宏观经济的影响。随着地方政府加强干预现有金融机构^[7]、加速建立地方性金融机构^[8],地方政府在信贷、信托、债券和股票等市场的影响力全面升级。因此,要进一步研究地方政府行为对宏观经济的影响,金融分权值得重视。

高投资率和低消费率并存是近几十年来中国宏观经济增长过程中的突出现象,从中国与一些发达国家和发展中国家投资和消费数据的对比(图 1、图 2)中我们可以看出:中国的投资水平高于这些国家,而消费水平远低于它们。数据显示,自 1981 年至今中国居民人均消费占 GDP 的比例逐年下降,而全社会资本形成总额占 GDP 的比例则不断上升。可以预见,未来几年,提升居民消费需求、降低经济增长对投资的过度依赖是实现中国经济平稳转型的重要举措。金融分权对宏观经济有重要的影响,为了解决高投资低消费问题,深入研究金融分权与投资消费比的关系具有现实意义。

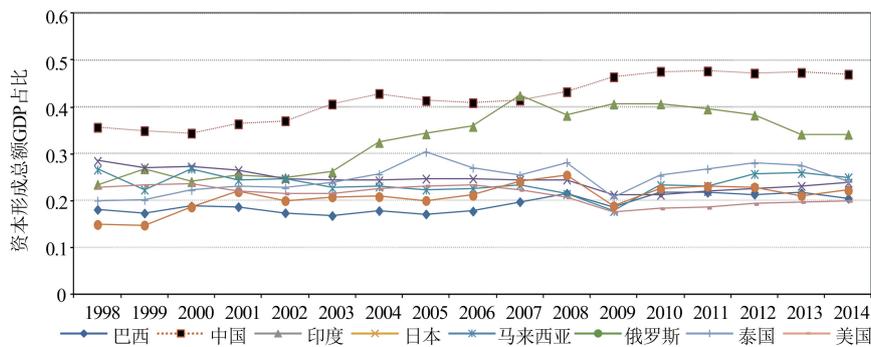


图 1 1998~2014 各国资本形成总额 GDP 占比(数据来源:世界银行 WDI 数据库)

Fig.1 Gross capital formation accounted for GDP: 1997~2014. Data source: World Bank WDI Database

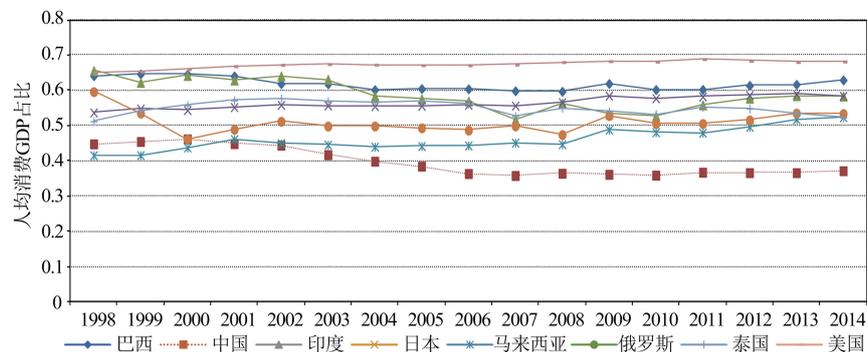


图 2 1998~2014 各国人均消费 GDP 占比(数据来源:世界银行 WDI 数据库)

Fig.2 Household final consumption accounted for GDP: 1997~2014. Data source: World Bank WDI Database

1 文献综述

中国经济增长过程中高投资率与低消费率并存,对于这一现象的成因,学术界已经进行了大量研究,而关于金融分权对投资消费比的影响效应,我们主要找到以下几种观点:

一是金融分权影响投资.地方政府在金融分权中的地位,决定了当地企业金融资源的可得性^[9].民营企业在直接融资方面存在严重的所有制歧视,而债权融资很难满足民营企业的外部融资需求,基于现状,民营企业通常采用非正规渠道进行债务融资^[10-12].金融分权能够促进区域民间投资,并对相邻区域的民间投资具有正向空间溢出效应,除了对投资具有正向影响,金融分权水平的提高也会提升地方政府支出水平,地方政府支出的增加显著促进地区民间投资^[13].由此看来金融分权与地方投资正相关.

二是金融分权影响消费.一方面,适度的金融分权可以缓解“金融供给抑制”,能够作为各级政府调整地方经济发展的政策工具.金融系统的高度国有和高度垄断导致金融发展难以对城市居民的收入增长产生效果,反而扩大了城乡收入差距,造成居民消费不足^[14].另一方面,失去监管的过度金融分权可能导致地方政府金融风险增加,造成不良贷款率上升和通货膨胀,从而对地方经济的可持续发展产生不利影响^[15].金融分权对社会经济影响的不确定性,也会体现在对居民消费的影响上.

三是财政分权与金融分权关系密切、不可分割.财政政策与货币政策是宏观经济调控的主要内容,在任何经济体中财政与金融都密切相关、不可分割^[16].中国经济分权的现状是金融分权产生的背景,相较而言中国的财政分权体制较为成熟,而金融分权体制尚在形成阶段,在研究金融分权时,我们需要将财政分权理论作为研究的出发点和参照系^[17].在政府主导的市场经济体制国家,财政与金融在地方经济增长框架下互为替代品,财政分权过程导致金融出现分权特征,财政分权制度影响金融分权制度^[18].地方政府财政收入的增加减轻了政府的债务偿付负担,进一步弱化了地方政府对金融风险的考量,从而导致地方政府对地方中小金融机构的行政干预加强^[15].基于财政分权与金融分权的密切关系,文献^[19]在对预算软约束与通货膨胀的研究中,将财政集权分权与金融集权分权分为四个组合进行

研究.这些学者的研究都表明财政分权与金融分权存在深刻的内在联系,在研究问题时,我们有必要将二者联合起来综合考虑.

梳理上述文献,我们发现:金融分权主要通过间接机制影响投资和消费,从而对投资消费比产生影响.这一间接机制发挥作用的渠道主要用两种:一是金融分权边界的改变可以显著影响地方经济的发展,经济发展状况影响区域的投资水平和消费水平;二是金融分权边界的改变可以改变收入分配方式,从而对区域的投资水平和消费水平产生影响.

首先,金融分权对地方经济发展有举足轻重的影响.分税制改革后,金融分权边界调整逐渐成为中央政府调控宏观经济的重要手段.经济出现下行趋势时,中央政府放权让利,地方政府更多的介入金融体系,如地方政府在国有银行各省市分支机构的干预力更大,地方可获得的信贷资金总量大大增加;经济过热时,中央政府整顿地方投融资行为预防金融风险,商业银行贷款行为受到限制.同时,失去控制的金融分权可能导致地方政府融资风险增加,居高不下的不良贷款率和通货膨胀对地方经济的稳定发展造成负面影响.金融分权与经济的具体关系还有待进一步的研究考察,但我们可以确定的是,金融分权边界的改变对地方经济影响深远,而区域经济的发展是投资消费比发生变化的重要原因.

其次,金融分权影响收入分配方式.金融分权主要通过金融服务途径改善收入分配方式,地方金融发展有助于资本市场结构的完善,金融资源的高效分配可以满足更多不同需求客户的资金需求,从而对收入有重分配的效果.金融分权影响收入分配方式,这其中金融分权的度十分重要,金融手段到底是起到了扩大收入差距还是缩小收入差距的作用,地方金融开放次序有着直接的影响.

金融分权与投资消费比的关系存在不确定性,财政分权对二者之间的关系有一定的影响,因此本文基于“金融分权-财政分权关联”视角分析金融分权与投资消费比的非线性关系.本文的创新点主要体现在以下三个方面:一、现有文献多是研究财政分权,少有研究金融分权对宏观经济的影响,因此本文将金融分权提升到财政分权相同高度,尝试研究金融分权与投资消费比的非线性关系.二、金融分权与财政分权密切相关,在研究金融分权与投资消费比关系的同时,本文将财政分权这一因素考虑其中,使研究更加完善.三、传统的非线性问题研究主要采用

加入解释变量二次项和外生分组回归的方法,本文采用内生分组的面板门槛模型避免了传统方法带来的解释变量高度共线性的和人为划分数据区间可能产生的偏误问题。

2 模型设定及数据说明

2.1 模型设定

根据前述理论分析,金融分权对投资消费比的影响可能呈现非线性化的特征.面板门槛模型根据数据本身特点内生的划分区间,避免了人为划分数据区间带来的偏误,并通过似然比统计量检验门槛效应存在性.本文假设金融分权 $Findec$ 为门槛变量,投资消费比 IC 为被解释变量,在存在金融分权 $Findec$ 为单一门槛值 γ 的设定下,建立如下面板门槛模型:

$$IC_{it} = \mu_i + \theta' x_{it} + \beta_1 Findec_{it} I(Findec_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Findec_{it} I(Findec_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 表示省份, t 表示年份, μ_i 反映各省的个体效应, ε_{it} 为随机干扰项. x_{it} 是一组对投资消费比存在显著影响的控制变量,综合前人研究和实证结果,包括财政分权 ($Fisdec$)、经济增长率 ($GRPCGDP$)、城市化水平 ($Urban$) 和工业化程度 ($Industry$). θ 是各控制变量对应的系数向量, $I(\cdot)$ 为指标函数。

为了对模型进行参数估计,首先需要将所有的观测值减去组内均值以剔除个体效应,如 $IC_{it}^* = IC_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T IC_{it}$, 得到模型如下:

$$IC_{it}^* = \theta' x_{it}^* + \beta_1 Findec_{it}^* I(Findec_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Findec_{it}^* I(Findec_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it}^*.$$

将上式表示成矩阵形式:

$$IC_{it}^* = X^*(\gamma)\beta + \varepsilon^*.$$

给定门槛值 γ , 我们可以对上式采用 OLS 估计方法得到 β 的估计值 $(X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1}X^*(\gamma)'IC^*$, 并计算出残差平方和

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma),$$

$$\hat{e}^*(\gamma) = IC^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma).$$

由于不同门槛值对应的残差平方和 $S_1(\gamma)$ 大小不同, $S_1(\gamma)$ 最小时对应的门槛值即为最优门槛值:

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma).$$

进而可以得到 $\hat{\beta}(\gamma) = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$, 残差向量 $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ 和残差平方和

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*'} \hat{e}^* = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma}).$$

得到了模型的参数估计值之后,我们需要检验门槛效应的显著性和门槛估计值的真实性.门槛效应显著性检验的原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$, 备择假设为 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$, 相应的检验统计量为

$$F = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2.$$

式中, $S_0 = \tilde{e}^{*'} \tilde{e}^*$ 为满足原假设,即门槛值不存在情况下的残差平方和.在 H_0 假设下门槛值 γ 无法识别,因此 F 统计量的分布非标准,根据 Hansen 的建议采用“Bootstrap 自抽样法^[20]”得到 P 值。

门槛估计值的真实性检验的原假设为 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$, 备择假设为 $H_1: \hat{\gamma} \neq \gamma_0$, 相应的检验统计量为

$$LR(\gamma) = (S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / (\hat{\sigma}^2)^2.$$

LR 统计量的分布同样是非标准的,针对这一问题, Hansen 提供了该统计量非拒绝域的计算方式:若 $LR(\gamma) \leq -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$, 则不能拒绝原假设, α 代表显著性水平。

以上是单一面板门槛模型的计量过程,但在实际应用中,单一面板门槛模型满足不了我们的实证需求,因此双重门槛和多重门槛在此基础上拓展开来,双重面板门槛模型的设定如下:

$$IC_{it} = \mu_i + \theta' x_{it} + \beta_1 Findec_{it} I(Findec_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 Findec_{it} I(\gamma_1 < Findec_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 Findec_{it} I(Findec_{it} > \gamma_2) + \varepsilon_{it}.$$

通过固定单一面板门槛模型的 $\hat{\gamma}_1$ 值搜索 γ_2 值,得到

$$S_2^r(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2), & \text{if } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2; \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1), & \text{if } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1; \end{cases}$$

和 $\hat{\gamma}_2^r = \underset{\gamma_2}{\operatorname{argmin}} S_2^r(\gamma_2)$.

$\hat{\gamma}_2^r$ 渐进有效,但 $\hat{\gamma}_1$ 不具有此性质^[21],因此我们可以固定 $\hat{\gamma}_2^r$ 重新对 $\hat{\gamma}_1$ 进行搜索,从而得到渐进有效的 $\hat{\gamma}_1^r$ 估计值,多重门槛的设定与之类似。

综上,本文的模型设定如下所示:

$$IC_{it} = \mu_i + \theta_1 Fisdec_{it} + \theta_2 Fisdec_{it}^2 + \theta_3 GRPCGDP_{it} + \theta_4 Urban_{it} + \theta_5 Industry_{it} + \beta_1 Findec_{it} I(Findec_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 Findec_{it} I(\gamma_1 < Findec_{it} \leq \gamma_2) +$$

$$\beta_3 \text{Findec}_{it} I(\text{Findec}_{it} > \gamma_2) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

财政分权与金融分权密切相关、不可分割,为了进一步研究财政分权对金融分权与投资消费比关系的影响效应,我们在模型中引入金融分权与财政分权的交叉项.为了规避截面异质性对交叉项回归的影响,我们遵从文献[22]的建议,在交叉项变量中分别减去组内均值,实证展示的交叉项 $\text{Findec} \times \text{Fisdec}$ 回归是减去组内均值后的结果,计量模型如下:

$$\begin{aligned} \text{IC}_{it} = & \mu_i + \theta_1 \text{Fisdec}_{it} + \theta_2 \text{Findec}_{it}^2 + \\ & \theta_3 \text{GRPCGDP}_{it} + \theta_4 \text{Urban}_{it} + \theta_5 \text{Industry}_{it} + \\ & \theta_6 (\text{Findec}_{it} - \overline{\text{Findec}_i})(\text{Fisdec}_{it} - \overline{\text{Fisdec}_i}) + \\ & \beta_1 \text{Findec}_{it} I(\text{Findec}_{it} \leq \gamma_1) + \\ & \beta_2 \text{Findec}_{it} I(\gamma_1 < \text{Findec}_{it} \leq \gamma_2) + \\ & \beta_3 \text{Findec}_{it} I(\text{Findec}_{it} > \gamma_2) + \epsilon_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

2.2 数据说明

根据式(1)的设定,我们搜集了除西藏外中国大陆 30 个省、自治区、直辖市 1998~2014 年共 510 个样本量,包括投资消费比、金融分权、财政分权、经济增长率、城市化水平和工业化程度.被解释变量投资消费比 IC 是社会投资总额与社会消费总额的比率,我们沿用文献[23]的测算思路,用资本形成总额减去财政预算内支出表示社会投资总额,用居民消费额表示社会消费总额.核心解释变量 Findec 是金融分权指标,借鉴文献[18]的测算方法,用各省份的银行贷款比重表示,即 $\text{Findec} = \text{省份银行贷款} / \text{全国银行贷款}$.

控制变量中财政分权指标 (Fisdec) 采用文献[24]的测度方法,用各省份的当年人均预算内本级财政支出占比表示,即 $\text{Fisdec} = \text{各省份当年人均预算内本级财政支出} / (\text{各省份当年人均预算内本级财政支出} + \text{当年人均预算内中央本级财政支出})$; 经济增长率 (GRPCGDP) 用各省份本年及其后三年人均实际 GDP 增长率的均值表示; 城市化水平 (Urban) 用各省份城镇人口占总人口的比重表示; 工业化程度 (Industry) 用第二产业产值占 GDP 的比重表示.

投资消费比、财政分权、经济增长率、城市化水平数据来源于《中国统计年鉴》,金融分权数据来源于《中国金融年鉴》,工业化程度数据来源于万得数据库.为了削弱解释变量共线性问题,避免异方差的出现,同时为了方便后续计量,我们对数据进行了对数化处理,表 1 列出了对数化之后的各变量的基本描述性统计量.

表 1 变量的描述性统计

Tab.1 Descriptive statistics between variables

变量名称	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值
IC	投资消费比	4.444	0.454	3.336	5.612
Findec	金融分权	0.888	0.823	-1.127	2.538
Fisdec	财政分权	4.331	0.132	3.961	4.539
GRPCGDP	经济增长率	2.421	0.227	1.476	751 3.052
Urban	城市化水平	3.760	0.346	2.865	667 4.495
Industry	工业化程度	3.814	0.196	2.985	682 4.119

3 实证结果及分析

3.1 变量的平稳性检验

文献[25]研究表明,传统的单位根检验方法(如 IPS 检验)只有在面板数据不存在截面相关的情况下才有效,并提出了 CIPS 检验(面板单位根检验)对具有截面相关的面板数据进行单位根检验.因此,本文首先通过文献[26]提出的 CD 检验(横截面相关检验)判断面板数据是否存在截面相关,随后使用 CIPS 检验方法确定各变量的平稳性.

表 2 横截面相关性和单位根检验结果

Tab.2 Results for panel cross-sectional dependence and unit root tests

变量	CD		CIPS	
	原序列	一阶差分序列	原序列	一阶差分序列
IC	28.51***	27.71***	-1.827	-3.399***
Findec	3.61**	5.33***	-1.684	-3.263***
Findec ²	-0.47	1.15	-1.503	-2.771***
Fisdec	77.50***	65.96***	-2.061	-3.149***
Fisdec ²	77.52***	65.75***	-0.942	-3.145***
GRPCGDP	38.15***	31.93***	-1.828	-2.503***
Urban	43.33***	1.51	-1.886	-3.508***
Industry	29.63***	30.63***	-2.031	-3.064***
Findec × Fisdec	-0.66	0.64	-1.704	-3.707***

[注] CD 检验原假设为不存在截面相关, CIPS 检验原假设存在单位根; 表中结果均是滞后 1 阶的 CD 和 CIPS 检验结果; *, **, ***、分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著.

根据表 2 可以看出,投资消费比、金融分权一次项以及各控制变量的原序列及一阶差分序列均在 5% 的显著性水平下截面相关,传统的单位根检验不

再适用.由此本文采用 CIPS 检验方法判断面板数据平稳性,对于各变量的原序列 CIPS 检验接受原假设,各变量不平稳;对于各变量的一阶差分序列, CIPS 检验拒绝原假设,因此本文可以认定面板数据各变量均是一阶单整序列.

3.2 门槛效应检验

表 3 展示了门槛效应检验结果,在不存在门槛假定下,得到 F 统计量值 65.44,自抽样 P 值 0.003,这表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,模型至少存在一个门槛;在存在一门槛假定下,得到 F 统计量值 40.67,自抽样 P 值 0.057,这表示在 10% 的显著性水平下拒绝原假设,模型至少存在两个门槛;在存在双重门槛假定下, F 统计量的值为 9.07,自抽样 P 值 0.957,接受原假设,本文的面板门槛模型为双重门槛形式.

为了更加清晰地理解门槛值和置信区间的估计过程,本文给出两个门槛的似然比函数图(图 3 和图 4).门槛值为 LR 值等于 0 时得到的 γ 值,门槛值的 95% 置信区间为 LR 值小于 5% 显著性水平包含的所有 γ 值的集合.门槛值估计结果如表 4 所示,第一个门槛值 γ_1 为 0.628,其对应的 95% 置信区间为 [0.627, 0.629];第二个门槛值 γ_2 为 1.511,其对应的 95% 置信区间为 [1.498, 1.567].由此,我们可以将中国大陆除西藏外的 30 个省、自治区、直辖市按照金融分权门槛划分为低金融分权 ($Findec \leq 0.628$)、中等金融分权 ($0.628 < Findec \leq 1.511$) 和高金融分权 ($Findec > 1.511$) 三种类型.

表 3 门槛效应自抽样检验

Tab.3 Tests for threshold effects

模型	F 值	P 值	BS 次数	1%	5%	10%
单一门槛	65.44***	0.003	300	60.140	48.431	40.517
双重门槛	40.67*	0.057	300	47.856	42.097	37.241
三重门槛	9.07	0.957	300	75.280	63.257	53.931

[注] BS 次数指 Bootstrap 自抽样次数,次数越多,结果准确性越高, P 值和临界值均为采用 300 次“Bootstrap 自抽样”得到的结果; *、**、***、分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著.

表 4 门槛值估计及置信区间

Tab.4 Threshold estimation and confidence interval

双重门槛模型	门槛估计值	95% 置信区间
门槛值 γ_1	0.628	[0.627, 0.629]
门槛值 γ_2	1.511	[1.498, 1.567]

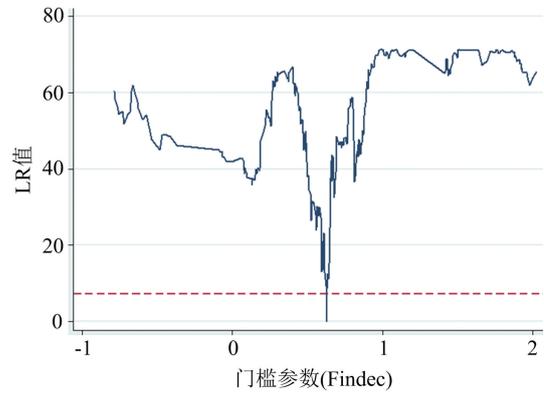


图 3 门槛值 γ_1 及置信区间

Fig.3 Threshold value γ_1 and confidence interval

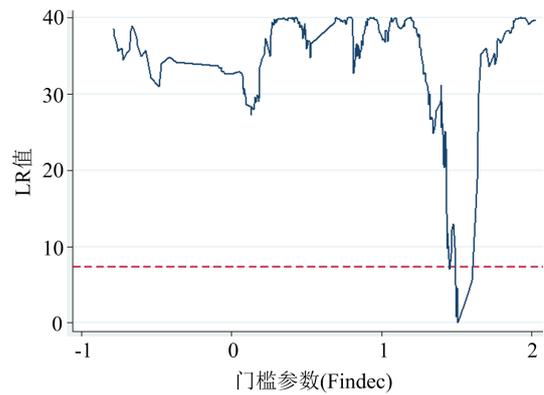


图 4 门槛值 γ_2 及置信区间

Fig.4 Threshold value γ_2 and confidence interval

3.3 门槛模型估计结果

根据已知门槛值,分别对式(2)和式(3)进行固定效应回归,参数估计结果如表 5 所示.模型 1 和模型 2 展示了金融分权与投资消费比呈明显的非线性关系.

根据模型 1 的结果,当金融分权水平低于 0.628 时,其值为 0.733,与投资消费比是正相关关系,且在 1% 的显著性水平上显著,可能是因为金融分权水平较低时,中央政府对金融市场高度国有和高度垄断,造成城乡收入差距拉大,不利于居民消费;同时中央政府更愿意把金融资源投入到能够带来高收益的经济建设支出,而对社会保障相关的公共产品和公共服务投入相对较少^[23],影响居民未来消费预期,居民当期更愿意储蓄,由此导致中国的投资消费比上升.当金融分权水平大于 1.511 时,其值为 -0.278,与投资消费比是负相关关系,且在 1% 的显著性水平上显著,可能是因为较高的金融分权水平有效缓解“金融供给抑制”,地方政府充分利用金融政策工具发展地方性企业,同时增加私人资本在金融行业

的比重,有效提高金融系统效率,从而提升社会的整体福利^[14],从中国经济发展实践看,伴随着金融分权水平的提高,国家的社会保障水平也在提高,而社会保障水平的提高有利于提高居民消费水平,由此导致中国的投资消费比下降.当金融分权水平大于0.628且小于1.511时,金融分权对投资消费比的影响不显著,具有不确定性.

表5 模型参数估计结果

Tab.5 Regression estimates: double threshold model

模型序号	模型 1	模型 2
Findec_low (Findec≤0.628)	0.733*** (6.019)	0.732*** (6.157)
Findec_med (0.628<Findec≤1.511)	0.022 (0.271)	0.006 (0.082)
Findec_high (Findec>1.511)	-0.278*** (-3.680)	-0.294*** (-3.993)
Fisdec	-13.642*** (-2.343)	-23.947*** (-3.957)
Fisdec ²	1.730** (2.543)	2.927*** (4.142)
GRPCGDP	0.191*** (2.935)	0.286*** (4.309)
Urban	-0.155*** (-2.941)	-0.206*** (-3.937)
Industry	1.279*** (9.263)	1.434*** (10.365)
Findec×Fisdec	—	0.866*** (4.948)

[注] 括号里的数值为 t 值; *、**、***、分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著.

在模型 2 中引入金融分权与财政分权的交叉项,探讨金融与财政联合效应对投资消费比的影响.回归结果表明,金融分权与财政分权交叉项的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为正,这表明金融与财政的联合效应加重了我国高投资、低消费的问题,在金融分权机制下随着财政分权程度的提高,地方政府存在的锦标赛晋升机制使得政府官员为了追求政绩,把更多的财力投入经济建设,造成投资快速增加,因此投资消费比上升.

进一步分析控制变量参数估计结果,我们发现:

财政分权与投资消费比存在比较稳定的“U”型曲线关系,在财政分权低水平阶段,财政分权水平与投资消费比负相关,在财政分权高水平阶段,财政分权水平与投资消费比正相关;经济增长率与投资消费比正相关,经济增长率的提高使得高投资低消费的现象更加凸显;城市化水平与投资消费比负相关,城市化更易带动居民消费水平快速增长,降低投资消费比;工业化程度与投资消费比正相关,工业化进程更易刺激企业投资规模扩大,提高投资消费比.

4 稳健性检验

为了验证面板门槛模型回归结果的可靠性,本文从传统的非线性模型估计方法和分组回归检验方法两个方面进行稳健性检验.

4.1 传统非线性模型估计

$$IC_{it} = a + \beta_1 \text{Findec}_{it} + \beta_2 \text{Findec}_{it}^2 + \theta_1 \text{Fisdec}_{it} + \theta_2 \text{Fisdec}_{it}^2 + \theta_3 \text{GRPCGDP}_{it} + \theta_4 \text{Urban}_{it} + \theta_5 \text{Industry}_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)是典型的非线性面板数据模型, a 是常数项, v_i 是时间效应,其他变量说明与式(2)相同.为了验证金融与财政联合效应对投资消费比正向影响的可靠性,在式(4)中引入金融分权与财政分权的交叉项,得到

$$IC_{it} = a + \beta_1 \text{Findec}_{it} + \beta_2 \text{Findec}_{it}^2 + \theta_1 \text{Fisdec}_{it} + \theta_2 \text{Fisdec}_{it}^2 + \theta_3 \text{GRPCGDP}_{it} + \theta_4 \text{Urban}_{it} + \theta_5 \text{Industry}_{it} + \theta_6 (\text{Findec}_{it} - \overline{\text{Findec}_i}) \cdot (\text{Fisdec}_{it} - \overline{\text{Fisdec}_i}) + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(4)、式(5)的参数估计结果见表6,依据Hausman检验结果,采用固定效应模型,考虑到SCC模型相比于FE模型在控制异方差和序列相关问题上的优越性,本文采用SCC模型与FE模型作对照,以下分析以SCC模型得出的结果为主.下面对各变量的回归系数进行分析.

模型3,4是对未加入控制变量约束时,金融分权与投资消费比关系的估计.金融分权与投资消费比呈显著的倒“U”型曲线关系,说明金融分权水平较低时,金融分权与投资消费比正相关,金融分权水平较高时,金融分权与投资消费比负相关;模型5,6是对加入全部控制变量时,金融分权与投资消费比关系的估计.金融分权与投资消费比呈倒“U”型曲线关系,与模型3,4估计结果一致;模型7,8引入金融分权与财政分权的交叉项,考察金融与财政联合

效应对投资消费比的影响,金融与财政的联合效应 完全一致。
 加剧了我国高投资低消费的问题,主要解释变量的
 系数回归结果与面板门槛模型回归结果一致.进一
 步观察发现控制变量系数回归结果与面板门槛模型

上述结果说明,本文的实证在传统非线性模型
 估计方法下具有稳健性.

表 6 基准回归结果

Tab.6 Datum regression results

模型序号	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
模型形式	FE	SCC	FE	SCC	FE	SCC
Findec	0.447*** (3.393)	0.447*** (3.525)	0.279** (2.422)	0.279** (1.929)	0.409*** (3.659)	0.409*** (3.647)
Findec ²	-0.370*** (-6.793)	-0.370*** (-5.731)	-0.266*** (-5.246)	-0.266*** (-4.513)	-0.354*** (-7.068)	-0.354*** (-6.146)
Fisdec	—	—	-27.654*** (-3.204)	-27.654*** (-3.044)	-49.408*** (-5.587)	-49.408*** (-6.809)
Fisdec ²	—	—	3.327*** (3.209)	3.327*** (3.048)	5.885*** (5.556)	5.885*** (6.777)
GRPCGDP	—	—	0.215** (2.401)	0.215** (1.832)	0.394*** (4.397)	0.394*** (3.581)
Urban	—	—	-0.187*** (-3.240)	-0.187*** (-3.021)	-0.233*** (-4.198)	-0.233*** (-3.625)
Industry	—	—	1.151*** (7.130)	1.151*** (7.735)	1.302*** (8.363)	1.302*** (8.688)
Findec×Fisdec	—	—	—	—	1.303*** (6.763)	1.303*** (5.557)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.396	0.396	0.552	0.552	0.593	0.593
Hausman 检验	83.99***	—	32.44***	—	432.86***	—
ADF-Kao	-2.571***	-2.571**	-3.411***	-3.411***	-3.353***	-3.353***
F 检验	16.828***	14.966***	24.453***	413.833***	27.634***	634.893***
样本数	510	510	510	510	510	510

[注] 括号里的数值为 t 值; *、**、***、分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。

4.2 分组回归

门槛值 γ_1 、 γ_2 将中国大陆除西藏外的 30 个省、自治区、直辖市划分为低金融分权、中等金融分权和高金融分权三种类型,考虑到每一年度各省所在的门槛区间可能会有改变,我们将各省 1998~2014 年

度的金融分权数据取平均值,并根据这一平均值选定各省所在的门槛区间,划分结果见表 7,这一结果与通常根据区位和经济因素对省份做出的东、中、西的划分结果不完全对应。

表 7 门槛区间分省情况
Tab.7 Provinces in different threshold interval

区间范围	省份
低金融分权 (Findec ≤ 0.628)	内蒙古、江西、广西、海南、贵州、甘肃、青海、宁夏、新疆
中等金融分权 (0.628 < Findec ≤ 1.511)	天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、福建、河南、湖北、湖南、重庆、四川、云南、陕西
高金融分权 (Findec > 1.511)	北京、上海、江苏、浙江、山东、广东

分别对上述按照门槛值分组的三组子样本进行回归,以验证面板门槛模型回归结果的稳健性,由于进行了分组操作,回归采用线性面板模型,参数回归结果如表 8 所示.在低金融分权省份,金融分权水平提高会提升投资消费比,在高金融分权和中等金融分权省份,金融分权水平提高会改善高投资、低消费问题;财政分权在低金融分权省份与投资消费比负

相关,但不显著,在中等金融分权省份与投资消费比显著负相关,在高金融分权省份与投资消费比显著正相关,呈现明显的“U”型曲线的特点;经济增长率、城市化水平与工业化程度的符号也与面板门槛模型回归结果基本一致.

上述结果说明,本文的实证在分组回归检验方法下具有稳健性.

表 8 分组回归结果
Tab.8 Group regression results

模型序号	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
模型形式	FE	SCC	FE	SCC	FE	SCC
分组	低金融分权		中等金融分权		高金融分权	
Findec	1.205*** (5.759)	1.205*** (5.365)	-0.520*** (-5.804)	-0.520*** (-5.397)	-0.329** (-2.565)	-0.329* (-2.360)
Fisdec	-0.811 (-1.131)	-0.811 (-0.783)	-1.831*** (-5.381)	-1.831*** (-5.257)	2.460*** (5.830)	2.460*** (3.983)
GRPCGDP	-0.061 (-0.320)	-0.061 (-0.265)	0.420*** (3.829)	0.420*** (5.672)	-0.044 (-0.383)	-0.044 (-0.249)
Urban	-0.200* (-1.897)	-0.200* (-2.109)	-0.077 (-1.006)	-0.077 (-0.888)	0.002 (0.032)	0.002 (0.075)
Industry	1.666*** (4.602)	1.666*** (7.531)	0.682*** (3.516)	0.682*** (3.402)	1.763*** (8.327)	1.763*** (5.311)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验	41.95***	—	104.33***	—	46.84***	—
R ²	0.636	0.636	0.773	0.773	0.879	0.879
F 检验	10.236***	46.289***	35.440***	59.507***	25.983***	13.677***
样本数	153	153	255	255	102	102

[注]括号里的数值为 t 值; *、**、***、分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著.

5 结论

投资消费比过高和金融分权水平提升是近年来中国经济的两个典型特点,为了探究二者之间的关

系,本文以除西藏外中国大陆 30 个省、自治区、直辖市 1998~2014 年省际面板数据为样本,以金融分权为门槛变量,搜索金融分权对投资消费比影响的结构变化点,借助面板门槛模型,从“金融分权-财政分

权关联”视角分析金融分权、财政分权与投资消费比的非线性关系,并通过传统的非线性模型估计方法和分组回归检验方法对面板门槛回归结果进行稳健性检验,以期为中国未来的金融分权政策提供宏观经济影响上的考量。

门槛效应检验表明金融分权与投资消费比存在双门槛效应,门槛值分别为 0.628 和 1.511,由此将样本数据中的 30 个省份划分为低金融分权、中等金融分权和高金融分权三种类型。模型估计结果表明:①在低金融分权阶段,金融分权与投资消费比正相关;在中等金融分权阶段,金融分权与投资消费比的关系不确定;在高金融分权阶段,金融分权与投资消费比负相关。②金融与财政联合效应与投资消费比正相关,货币政策与财政政策的不合理组合加重了我国高投资、低消费的问题。③我国中等金融分权阶段的省份在逐年增加,低金融分权阶段的省份在不断减少,但我国没有跨越低金融分权门槛的省份比重仍相当大,现阶段中等金融分权阶段的省份占比最大,高金融分权阶段的省份只有北京、上海、江苏、浙江、山东、广东六省市。

根据上述研究结论,本文给出如下政策建议:

第一,把握金融分权对投资消费比的阶段性作用规律,采取合理措施引导投资消费比的变化方向。在金融分权尚未达到第一个门槛值的省份,提高地方政府在金融资源配置中的地位,提升金融分权水平;在金融分权突破第一个门槛值甚至达到第二个门槛值的省份,注重金融分权质量成为首要任务,地方政府应该引导金融资源在宏观经济中发挥积极作用,让金融分权水平的提高能够促进投资消费比数据降低到合理区间。

第二,改变地方政府官员考核机制,避免地方政府过度竞争。我国现阶段金融分权与财政分权政策组合与投资消费比存在正向关系,中央政府在下放财政、金融权力的时候需要考虑到地方官员晋升机制对地方政府经济政策制定的影响,改变以 GDP 增长为考核标准的晋升机制,更多地考察地方政府服务本地民众的能力和满意度,避免政府官员恶性竞争。

第三,加快提升各省市金融发展水平,缩小金融分权差异。较高的金融分权水平有利于降低投资消费比,从此角度看来金融分权对宏观经济的可持续发展有积极意义。我国各省市金融分权水平差异较大,东部沿海地区金融分权水平较高,中西部地区金

融分权水平较低,因此中西部地区地方政府在大力发展地方经济的时候可以多考虑金融分权的作用,适当地鼓励地方金融发展,加强地方私营企业在金融行业中的地位,提高金融系统效率,发挥金融分权对宏观经济发展的积极效应。

相较于财政分权,金融分权算得上是较为新颖的概念,理论界对金融分权的研究也才刚刚开始,本文的研究也还存在很多可以改进的地方。在金融分权水平的度量上,本文采用的是文献[18]给出的测算方法,但是更多的学者提出了不一样的测算方法,度量方法的不同对于论文的实证结果显然会有很大的影响,但是现阶段我们还无法在金融条线管理形式下找到具体的政府影响的数量指标,金融分权指标难以刻画,所以未来我们需要寻找到更加权威的金融分权度量方法。在金融分权的划分上,金融分权不仅包括中央政府和地方政府层面的分权,也包括政府和市场间的分权,更具体的,金融分权还可以划分为金融监管权、金融控制权和金融发展与创新权。本文仅仅考虑了不同层级政府层面的分权,忽视了对政府和市场间分权以及金融分权不同内容的考虑,因此,进一步研究政府和市场层面的金融分权对宏观经济的影响,进一步细化金融分权内容,研究每一部分内容对投资消费比的影响都是未来非常值得研究的方向。

参考文献(References)

- [1] 傅勇, 李良松. 金融分权的逻辑: 地方干预与中央集中的视角[J]. 上海金融, 2015(10): 47-53.
- [2] MONTINOLA G, QIAN Y, WEINGAST B R. Federalism, Chinese style: The political basis for economic success in China[J]. World Politics, 1995, 48(1): 50-81.
- [3] LIN J Y, LIU Z. Fiscal decentralization and economic growth in China [J]. Economic Development and Cultural Change, 2000, 49(1): 1-21.
- [4] MARTINEZ-VAZQUEZ J, MCNAB R M. Fiscal decentralization and economic growth [J]. World Development, 2003, 31(9): 1597-1616.
- [5] 张晏, 龚六堂. 分税制改革, 财政分权与中国经济增长[J]. 经济学(季刊), 2005, 5(1): 75-108.
ZHANG Yan, GONG Liutang. The Fenshui zhi reform, fiscal decentralization, and economic growth in China[J]. China Economic Quarterly, 2005, 5(1): 75-108.
- [6] 傅勇. 财政分权, 政府治理与非经济性公共物品供给[J]. 经济研究, 2010, 8(4): 4-15.

- FU Yong. Fiscal decentralization, governance and non-economic public goods provision [J]. *Economic Research Journal*, 2010, 8(4): 4-15.
- [7] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 等. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J]. *金融研究*, 2014(1): 1-15.
- JI Zhihong, ZHOU Li'an, WANG Peng, et al. Promotion incentives of local officials and bank lending: Evidence from China's city commercial banks [J]. *Journal of Financial Research*, 2014(1): 1-15.
- [8] 郭峰. 地方性金融机构设立的内生条件和攀比效应——基于村镇银行的空间 Probit 模型分析[J]. *金融学季刊*, 2014, 8(6): 37-56.
- GUO Feng. Endogenous conditions and competitive effect of the establishment of local financial institutions in China: An analysis of the county banks using spatial Probit model [J]. *Quarterly Journal of Finance*, 2014, 8(6): 37-56.
- [9] 张杰. 中国的高货币化之谜[J]. *经济研究*, 2006(6): 59-69.
- ZHANG Jie. An insight into the high level of China's monetarization [J]. *Economic Research Journal*, 2006 (6): 59-69.
- [10] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长 [J]. *中国社会科学*, 2004(1): 42-55.
- LU Feng, YAO Yang. Legality, financial development and economic growth under financial repression [J]. *Social Sciences in China*, 2004(1): 42-55.
- [11] ALLEN F, QIAN J, QIAN M. Law, finance, and economic growth in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1): 57-116.
- [12] BRANDT L, LI H. Bank discrimination in transition economies: Ideology, information or incentives? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2010, 31 (3): 387-413.
- [13] 汪敏, 陈浩, 陈东. 金融分权对中国民间投资的空间溢出效应[J]. *山西财经大学学报*, 2017, 39(1): 40-54.
- WANG Min, CHEN Hao, CHEN Dong. Research on the spatial spillover effect of financial decentralization on Chinese private investment [J]. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 2017, 39(1): 40-54.
- [14] 叶志强, 陈习定, 张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗? ——来自中国的证据[J]. *金融研究*, 2011(2): 42-56.
- [15] 董雨翀, 万方. 金融分权与地方经济增长[J]. *金融与经济*, 2015(5): 12-17.
- [16] 陈宝东, 邓晓兰. 财政分权, 金融分权与地方政府债务增长[J]. *财政研究*, 2017(5): 38-53.
- CHEN Baodong, DENG Xiaolan. Fiscal decentralization, financial decentralization and the growth of local debt [J]. *Public Finance Research*, 2017 (5): 38-53.
- [17] 洪正, 胡勇锋. 中国式金融分权[J]. *经济学(季刊)*, 2017, 16(2): 545-576.
- HONG Zheng, HU Yongfeng. China's financial decentralization [J]. *China Economic Quarterly*, 2017, 16(2): 545-576.
- [18] 何德旭, 苗文龙. 财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J]. *经济研究*, 2016, 51(2): 42-55.
- HE Dexu, MIAO Wenlong. Does the fiscal decentralization impact the financial decentralization? [J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(2): 42-55.
- [19] QIAN Y, ROLAND G. Federalism and the soft budget constraint [J]. *American Economic Review*, 1998: 1143-1162.
- [20] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [21] BAI J. Estimating multiple breaks one at a time [J]. *Econometric Theory*, 1997, 13(3): 315-352.
- [22] BALLI H O, SØRENSEN B E. Interaction effects in econometrics [J]. *Empirical Economics*, 2013, 45(1): 583-603.
- [23] 吕冰洋, 毛捷. 高投资, 低消费的财政基础[J]. *经济研究*, 2014, 49(5): 4-18.
- LYU Bingyang, MAO Jie. Fiscal foundation of high investment and low consumption in China [J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(5): 4-18.
- [24] 贺俊, 吴照龚. 财政分权, 经济增长与城乡收入差距——基于省际面板数据的分析[J]. *当代财经*, 2013 (5): 27-38.
- HE Jun, WU Zhaogong. Fiscal decentralization, economic growth and urban-rural income gap: An analysis based on inter-province panel date [J]. *Contemporary Finance & Economics*, 2013(5): 27-38.
- [25] PESARAN M H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2007, 22(2): 265-312.
- [26] PESARAN M H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels [R]. New York: SSRN, 2004: CESifo Working Paper Series No. 1229.