

金融战略、产权结构与经济增长的门限效应

李 勇,王满仓

(西北大学 经济管理学院,陕西 西安 710069)

摘 要: 鉴于金融深化和产权改革在解释我国经济增长方面的缺陷,文章在综述相关研究的基础上提出金融战略和产权改革与经济增长存在非线性关系的观点,并利用面板门限模型证实了非线性关系的存在。研究结果表明,当市场化程度较低时,金融抑制和国有企业的产权结构因避免了外部性引起的投资不足,成为次优的制度安排并实现了次优的经济效率;随着外部性逐步下降,金融抑制和国有企业的产权结构造成了严重的财政压力和道德风险成本。于是,系统、动态地看待金融战略和产权改革的选择是文章得出的重要启示。

关键词: 金融战略;产权结构;经济增长

中图分类号: F421;F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2012)06-0059-10

一、引 言

回顾30多年来中国的经济增长奇迹,可以说金融和产权方面的改革功不可没。它一方面改变了以往压低要素价格、扭曲资源配置的金融环境,实现了金融领域的逐步深化(周立和王子明,2002);另一方面促使高度集中、缺乏自主管理权的传统国有企业模式逐渐退出历史舞台,实现了其向现代公司治理结构的逐步转变(张军,2006)。诚然,金融深化与产权改革早已被证明是实现经济增长的重要条件(Levine,1997; Alessi,1983),但也有文献证明金融发展和产权改革只是实现经济增长的充分而非必要条件(Stiglitz 和 Weiss,1994; Tian,2001)。

就现有研究而言,对经济增长奇迹的解释更多是以计划经济时代金融抑制的制度环境为背景论述了国有企业低效率的基本逻辑。但是来自于重工业外部性的经验结论却从提供低成本资金方面论述了金融抑制和国有企业存在的合理性(姚洋和郑东雅,2008)。所以无论是金融深化还是产权改革,其对于经济增长的促进作用至今仍存在争议。鉴于对传统研究假设背景的质疑,本

收稿日期: 2012-03-20

基金项目: 陕西省教育厅人文社会科学项目(11JK0106);陕西省社科基金项目(11E027)

作者简介: 李 勇(1985—),男,陕西西安人,西北大学经济管理学院博士研究生;

王满仓(1963—),男,陕西渭南人,西北大学经济管理学院教授,博士生导师。

文的研究目的在于借鉴姚洋和郑东雅(2008)的研究结论,根据不同市场化水平下外部性的变化趋势,系统、动态地论述不同经济发展阶段最优金融战略和产权结构决定的内生机制,并进一步利用面板门限回归模型对金融战略和产权结构的非线性关系进行实证检验。

二、文献回顾、制度背景和研究假说

对金融与经济发展关系的探讨一直贯穿经济发展过程的始终。现代金融理论证明,金融领域的不断深化通过提供经济信息、优化资源配置、促进资本积累和技术进步以及为交易提供支付和清算系统等方式促进经济发展(King和Levine,1993)。大量的国际实证研究也证实了金融发展与经济增长之间的正相关关系(Levine,1997)。

虽然金融发展对经济增长具有巨大的推动作用,但在发展中国家却存在广泛的金融抑制现象,主要表现在人为规定利率上限、限制发放贷款的规模、定向分配低息贷款以及约束金融机构的业务范围等方面。在我国,金融抑制是中国银行体系的主要特征之一,不仅表现在早期的计划经济时期向重工业优先发展战略提供低成本资金,也表现在改革开放的绝大部分年份,广泛存在的金融抑制现象对经济增长有巨大的负向影响。其中,King和Levine(1993)通过一个内生金融增长模型描述了金融抑制的负向效应,即企业融资成本升高致使企业收益率和经济增长率降低;Roubini和Sala-i-Martin(1992)的研究还发现,为了提高货币收入,政府可能会通过压制金融部门提高人均真实货币需求,从而降低金融部门所积聚资本的边际产出,进而降低增长率。

由此可见,金融抑制的负面效应相当之大,但是形成这种状况的原因却需要进一步的具体分析。根据Stiglitz和Weiss(1994)的研究结论,金融深化对经济增长的促进作用需要以信息充分和市场有效为假设前提。而在信息不对称的假设前提下,利率的不断升高会带来风险结构的改变,从而产生信贷配给。因此,压低要素价格并辅之以合理的监管措施同样可以实现次优的经济增长(Stiglitz和Weiss,1994)。除了信贷配给以外,就我国的具体情况而言,为重工业优先发展战略提供低成本资金是实行以压低要素价格、扭曲资源配置等为特征的金融抑制政策的又一动因。

低成本补贴对经济增长具有以下两方面效应:(1)在经济发展的早期,重工业相对于轻工业具有明显的外部性。于是,民营企业的产权结构因无法弥补巨额的生产成本而导致投资不足,从而制约了“看不见的手”发挥作用。这时,金融约束与传统的产权结构安排反而能够实现次优效率。因此,在赶超战略实行的大部分时间内,金融抑制政策为重工业提供了大部分低成本资金,有效支持了重工业优先发展战略(林毅夫等,1994)。据姚洋和郑东雅(2008)的计算,在实施赶超战略的25年间(1954—1979),国家对重工业的平均补贴率

为 37.37%,比平衡战略资本存量多增加了 64.7%。(2)随着分工经济的不断发展,重工业相对于轻工业外部性的重要作用逐步下降,社会所需的最优补贴率也将逐步下降(姚洋和郑东雅,2008)。在软预算约束成本逐日递增的前提下,国有企业产生了严重的道德风险,源源不断的金融补贴便产生了严重的效率损失,即巨额的不良资产和准财政赤字(樊纲,2000)以及广泛的信贷所有制歧视和增长拖累(刘瑞明和石磊,2010)。

既然金融抑制和国有企业的产权结构在外部性逐渐下降后产生了严重的增长拖累,那么中国为何出现了持续 30 多年的经济增长奇迹?其首要原因可归结为不断渐进的金融深化改革改变了以往压低要素价格、扭曲资源配置的金融抑制环境(周立和王子明,2002)。其次,渐进的金融改革不仅仍能为国有企业提供相应的补贴,还可以通过金融漏损效应和非正规金融效应有效解决民营企业发展所存在的信贷约束(安强身,2008)。因此,随着民营企业的不断成长,渐进改革出现的金融漏损和民间金融的发展导致非国有经济快速发展并支撑着中国经济的快速增长(安强身,2008)。

上述结论为我们解释我国的长期经济发展之谜提供了很好的借鉴。注重金融战略和产权结构的内在联系,^①通过系统的观点解释金融战略和产权结构在经济发展中的重要作用为我们提供了方法论上的借鉴(刘瑞明,2011)。值得注意的是,系统的观点固然重要,但其结论——对于金融深化和国有企业产权安排在经济发展中的作用却存在诸多争议。姚洋和郑东雅(2008)的研究结论只是单纯强调了外部性对金融战略和产权结构选择的影响,从而指出“三位一体”制度安排的重要意义;但并没有解释随着我国市场化程度的不断提高,金融抑制和国有企业产权安排为什么会产生严重的增长拖累(刘瑞明,2011)。林毅夫等(1994)、刘瑞明和石磊(2010)及刘瑞明(2011)等着重强调了软预算约束和政策性负担等原因造成的国有企业效率低下,进而论述了金融深化和产权改革的重要意义,却没有解释为什么不能在经济发展的初始阶段就选择金融深化和民营企业的产权结构。更为重要的是,在实现产业结构转型和经济发展方式转变的今天,金融深化和产权改革所带来的增长红利日趋下降,导致现阶段我国经济持续增长乏力和产业升级困难。那么我们的金融战略应如何安排信贷支持,而在相应的信贷支持下需要什么样的产权结构呢?信贷支持和最优产权结构之间又具有何种关系?很显然,传统的研究结论对此很难做出解释。

鉴于此,本文认为现有研究仅以既定的经济和制度环境为特征,而忽略了经济和制度环境的不断演变,因此只能得出静态的研究结论,即金融深化和民营企业的产权结构不是促进就是抑制经济增长。于是我们认为,对企业效率的评价应该从外部性和道德风险成本两方面进行综合评价,国有企业只有在特定的经济和制度环境中才会表现出低效率(道德风险成本已经超过了外部

性的收益)。进一步来说,经济和制度环境本身是不断演进的,金融战略和产权结构的选择内生于经济发展过程中。因此,在经济发展的早期,外部性引起的投资不足成为效率损失的主要来源(姚洋和郑东雅,2008),这时国有企业的产权结构和适度的金融抑制(三位一体)因成功地避免了外部性而实现了次优的经济效率。随着市场的不断成熟和分工经济的不断深化,重工业相对于轻工业的外部性逐步下降(姚洋和郑东雅,2008),软预算约束产生的道德风险成本成为效率损失的主要来源,国有企业和金融抑制政策便会带来严重的效率损失和进一步的增长拖累,这时只有实现金融的逐步深化和进一步的产权改革才能实现持续的经济增长。由此可以看出,在不同的经济发展阶段,金融战略与产权结构对经济增长存在非线性关系。于是,本文提出可供检验的假说:在市场化程度较低、经济发展不十分成熟的早期,金融抑制和国有企业的产权安排对经济增长的作用为正;随着市场化程度不断提高和分工经济不断发展,金融抑制和国有企业的产权安排对经济增长的作用为负,取而代之的应该是金融的不断深化和民营企业的茁壮成长。

三、变量定义、数据选取和估计模型

我们选取了1997—2007年我国29个省份非平衡面板数据为研究对象。变量定义和计算方法如表1所示。

表1 变量定义和计算方法

变量性质	变量名称	变量含义	具体计算方法
被解释变量	REGDP	地区GDP增长率	(地区国内生产总值指数-100)/100
	PERGDP	地区人均GDP增长率	(地区人均国内生产总值指数-100)/100
核心解释变量	RSP	国有经济相对比率	地区国有经济固定资产投资额/(地区经济固定资产投资额-地区国有经济固定资产投资额)
	RSP1	国有经济增加值相对增长率	地区国有经济增加值/(上年地区经济增加值-地区国有经济增加值)
	RSP2	国有职工相对比重	地区国有单位职工人数/(地区职工总人数-地区国有单位职工人数)
	RFIMON	国有企业垄断程度相对比重	地区四大国有银行年末贷款余额/(地区年末总贷款余额-地区四大国有银行年末贷款余额)
	RSLOAN	国有企业贷款相对比重	地区国有银行贷款相对比重
门限变量	MAR	市场化指数	具体计算方法见樊纲等(2010)
控制变量	UBR	城市化率	地区非农人口数/地区总人口数
	FAR	投资增长率	地区经济固定资产投资增加额/上年地区经济固定资产投资额
	EDU	教育水平	地区普通高等学校在校人数/地区总人口
	OPEN	开放程度	地区进出口总额/地区国内生产总值
	GDP	宏观经济波动指数	(全国国内生产总值指数-100)/100

注:以1997年为基期在换算出定基价格指数后,相应变量用定基价格指数进行了平减。地区进出口总额的原始数据通过中间汇率进行了相应调整。数据来源于《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国经济统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国金融统计年鉴》。

选取的变量中,我们采用地区 GDP 增长率(REGDP)和地区人均 GDP 增长率两个指标作为被解释变量以反映地区经济增长。解释变量中,与刘瑞明和石磊(2010)及刘瑞明(2011)等选取绝对比率的做法不同,本文选取国有经济相对比重(RSP)、国有经济增加值相对比重(RSP1)和国有职工相对比重(RSP2)反映不同的产权结构对经济增长的作用,选取国有银行的相对垄断程度(RFINMON)和国有企业的相对贷款比重(RSLOAN)反映金融战略的演进(刘瑞明,2011)。由于 1997 年、1998 年和 2004 年地区国有独资及国有控股企业增加值的数据缺失,本文采用 RSP 与 GDP 增加值的数据进行推算,得到这三年国有经济增加值的相对比重。由于没有直接的统计资料作为 RSLOAN 的原始数据,借鉴刘瑞明(2011)的做法,首先假定银行信贷分为国有银行信贷与非国有银行信贷两部分,在假定国有银行信贷相对比例与国有企业产出存在固定关系的假设前提下,运用面板固定效应模型估计出银行信贷与国有企业产值之间的固定比例关系,然后通过总贷款乘以固定比例系数求得国有企业贷款的绝对比例和相对比例。^②另外,在第二部分中我们论述了不同经济发展阶段金融战略和产权结构的非线性关系,基于樊纲等(2010)的研究数据,我们采用市场化程度作为门限变量以反映经济发展阶段的演进。^③控制变量中,本文选取了城市化率(UBR)、投资增长率(FAR)、教育水平(EDU)和开放程度(OPEN)四个变量,以反映上述领域的变化对地区经济增长的影响。

在明确了选取的数据和变量后,本文利用面板门限回归模型进行实证分析。基于 Hansen(1999)的做法,本文提出如下面板门限估计模型:^④

$$y_{it} = \mu_i + \theta_1 x_{it} I_i(q_i \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I_i(q_i > \gamma) + \sum_{j=1}^n \alpha_j \text{Control}_{jt} + e_{it} \quad (1)$$

其中, μ_i 为消除截面效应的不可观测效应系数, x_{it} 为解释变量,是一个 m 维列向量; q_i 为门限变量,既可以是解释变量 x_{it} 中的一个回归元,也可以是独立于 x_{it} 的一个变量; γ 为门限值,将上述样本分为两组, $I_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$ 为指示函数,当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, $I_i(\gamma) = 1$,否则为 0; θ_1 、 θ_2 、 α_j 和门限值 γ 为待估参数,Control_{jt} 为控制变量, e_{it} 为误差项。

四、实证结果和分析

在介绍了估计模型和所需要的数据后,我们使用“格子搜索”法(Grid Search)寻找可能存在的门限值。首先,对根据樊纲等(2010)计算出的市场化程度数据进行升序排列,并忽略前后各约 10% 的观测值(Hansen, 2000);然后,选取相应的市场化程度值(MAR)作为门限值进行估计,并获取其残差;最后,利用残差平方和最小原则找到门限估计值后,利用自抽样法模拟似然比检验统计值及其临界值(本文重复次数为 3000 次)以进一步检验是否存在门限

效应,最终确定的门限值为 4.13 和 7.55。

在确定了门限估计值后,利用式(1)进行面板门限估计。同时,为了反映产权结构与金融战略的综合效应与经济增长的关系,我们还引入了交互项。估计结果如表 2 所示。

表 2 面板门限模型计量检验结果

被解释变量		REGDP(地区经济增长率)			PERGDP(地区人均经济增长率)		
解释变量		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
常数项		-0.3211 [*]	-0.1818 ^{**}	-0.0923 ^{**}	-0.1217 [*]	0.4322 ^{**}	0.1414 ^{***}
RFIMON (MAR)	(0,4.13]	0.4832 [*]	0.3217 ^{**}	0.3818 [*]	0.2117 [*]	0.1827 [*]	0.2338 ^{**}
	(4.13,7.55]	0.2144 ^{**}	0.1018 [*]	0.1127 ^{***}	0.0832 ^{***}	0.0328 ^{**}	0.1137 ^{**}
	(7.55,11.33]	-0.1817 ^{***}	-0.0415 ^{**}	-0.1147 [*]	-0.1528 [*]	-0.2038 ^{**}	-0.2012 ^{***}
RSLOAN (MAR)	(0,4.13]	0.5174 ^{***}	0.5248	0.4177 [*]	0.1138 ^{**}	0.2195 ^{***}	0.3128 ^{***}
	(4.13,7.55]	0.1032 [*]	0.1891 ^{**}	0.3026 [*]	0.0126 ^{***}	0.1024 ^{**}	0.1762 ^{**}
	(7.55,11.33]	-0.0732 [*]	-0.0521 [*]	-0.1568 ^{***}	-0.1927 ^{***}	-0.0721 ^{**}	-0.3291 ^{***}
RSP (MAR)	(0,4.13]	0.3418 ^{***}			0.2015 [*]		
	(4.13,7.55]	0.2174 ^{**}			0.0915 [*]		
	(7.55,11.33]	0.0732			-0.1025 ^{***}		
RSP× RFIMON (MAR)	(0,4.13]	0.6105 [*]			0.1187 [*]		
	(4.13,7.55]	0.3211 ^{**}			0.0124 [*]		
	(7.55,11.33]	-0.1788 [*]			-0.1193 ^{***}		
RSP× RSLOAN (MAR)	(0,4.13]	0.4177 [*]			0.1883 ^{**}		
	(4.13,7.55]	0.1128 [*]			0.0328 [*]		
	(7.55,11.33]	-0.0245 ^{***}			-0.2478 ^{***}		
RSP1 (MAR)	(0,4.13]		0.2117 [*]			0.1029 [*]	
	(4.13,7.55]		0.1029 ^{**}			0.0318 ^{***}	
	(7.55,11.33]		-0.3718 [*]			-0.0721 ^{**}	
RSP1× RFIMON (MAR)	(0,4.13]		0.3128 [*]			0.1458 ^{**}	
	(4.13,7.55]		0.0918 ^{**}			0.0429 ^{***}	
	(7.55,11.33]		-0.1927 ^{***}			-0.0621 [*]	
RSP1× RSLOAN (MAR)	(0,4.13]		0.4109 [*]			0.1827 ^{**}	
	(4.13,7.55]		0.3195 ^{**}			0.0918 ^{***}	
	(7.55,11.33]		-0.0721 [*]			-0.0421 ^{**}	
RSP2 (MAR)	(0,4.13]			0.4815 ^{***}			0.2174 ^{**}
	(4.13,7.55]			0.1829			0.1095 [*]
	(7.55,11.33]			-0.1712 ^{***}			-0.0962 ^{***}
RSP2× RFIMON (MAR)	(0,4.13]			0.3127 ^{**}			0.1721 ^{**}
	(4.13,7.55]			0.1145			0.0821
	(7.55,11.33]			-0.0832 ^{***}			-0.2175 ^{***}
RSP2× RSLOAN (MAR)	(0,4.13]			0.4127 [*]			0.1174 ^{***}
	(4.13,7.55]			0.2917 ^{**}			0.0219 ^{**}
	(7.55,11.33]			-0.0532 ^{***}			-0.1927 ^{***}
UBR		0.3125 ^{**}	0.2132 [*]	0.1832 ^{**}	0.2217 ^{***}	0.1547 [*]	0.1038 ^{**}
FAR		0.2257 ^{**}	0.1032 ^{***}	0.1847 ^{**}	0.1234 [*]	0.0931 ^{***}	0.1523 ^{**}
EDU		0.1238 ^{**}	0.0421	0.3210 [*]	0.1498 ^{***}	0.0923 ^{**}	0.2734 ^{**}
OPEN		0.0932 [*]	0.2132	0.1447	0.1021 [*]	0.1124 [*]	0.1128
GDP		-0.1224 ^{**}	-0.1032 [*]	0.0832 ^{**}	0.1124 ^{**}	0.0748 [*]	0.1095 [*]
R ² (within)		0.5128	0.6442	0.4217	0.3342	0.2129	0.1920
Hausman Test		32.01 ^{***}	21.02 ^{**}	54.02 ^{***}	16.09 ^{**}	13.88 ^{**}	17.21 ^{**}
F Test		20.88 ^{***}	15.32 ^{**}	18.32 ^{***}	15.82 ^{***}	10.21 [*]	12.22 ^{**}

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

从表 2 的分解结果可以发现:模型的解释力良好,组内判定系数大体在 40%—60%之间,Hauseman 检验表明固定模型的估计效果较优良,F 检验则说明了选择变截距模型的合理性。回归结果中,人均 GDP 增长率的估计结果要小于总体 GDP 增长率的估计结果,表明现有的贡献更多的是总量意义上的。不管是反映金融抑制相对程度的两个指标(RFIMON 和 RSLOAN),还是反映国有企业绩效相对比重的三个指标(RSP、RSP1 和 RSP2),除了个别系数外,大部分系数均通过了 10%水平的显著性检验。

各变量的系数也与预期理论相一致:(1)在市场化程度较低(位于 0 与 4.13 之间)、经济发展还不十分成熟的经济发展早期,反映金融抑制战略和国有企业绩效变量的系数显著为正,说明国有企业的产权结构和适度的金融抑制在市场化程度较低时仍可以实现地区经济一定程度的增长。(2)随着市场化程度的提高和分工经济的逐步展开(位于 4.13 至 7.55 之间),经济中重工业对于轻工业的外部性逐渐下降,国有企业产权结构的代理成本却日益增加,从而导致反映金融抑制战略和国有企业绩效变量的系数虽然仍为正但与市场化程度较低时相比已经有所下降,进一步表明为国有企业提供低成本资金的金融抑制战略对经济增长的促进作用也日益下降。(3)随着市场化程度的进一步提高和分工经济的充分展开(位于 7.55 至 10.33 之间),一旦国有企业的代理成本超过了弥补外部性所带来的收益,反映金融抑制战略和国有企业绩效变量的系数便由正转负,进一步说明金融抑制战略和国有企业的产权结构在市场化水平较高时形成了对经济增长的拖累。(4)二者的交互项同样遵循了由正转负的变化趋势,说明金融抑制的制度安排从根本上是为了弥补外部性引起的投资不足,从而实现有限的经济效率;反之,金融深化与民营企业的产权结构制度搭配以弥补现实经济环境中广泛存在的道德风险成本。(5)控制变量的回归结果中,城市化率、教育水平和投资增长率与地区经济增长的回归结果显著,系数符号也符合理论预期,开放度与宏观经济波动的关系则较为复杂,具体理由本文不再详述。

为了控制模型的内生性,本文利用 GMM 方法进一步进行了稳健性检验。由于自由度减少,稳健性检验的判定系数和模型的系数估计精度有所下降,但绝大部分系数通过了显著性检验并符合理论预期。稳健性检验进一步验证了我们的假说:当市场化程度较低、经济发展不十分成熟时,金融抑制和国有企业的产权安排对经济增长的作用为正;随着市场化程度的不断提高,金融抑制和国有企业的产权安排对经济增长的作用为负。

上述研究结论证实了不同的经济发展阶段所要求的最优金融和产权结构不是单一的,国有企业的低效率与金融抑制战略的增长拖累效应需要以分工经济充分发展、市场化程度较高为前提。本文的理论分析和实证检验结果表明,金融战略和产权结构对经济增长存在非线性关系,而市场化程度本身构成

了产权和金融发展战略选择的重要因素。当分工经济尚未发展、市场还不成熟时,外部性引起的投资不足成为效率损失的主要来源。于是,金融抑制战略和国有企业的产权安排仍然实现了次优的经济效率;但随着重工业外部性的逐步下降,一旦软预算约束引起的道德风险成本超过了弥补外部性所引起的投资收益,金融抑制战略和国有企业的产权安排便会形成较严重的增长拖累。于是我们可以发现,渐进式的金融改革和产权改革对经济增长的增长红利主要源于外部性的逐渐下降和市场的日益成熟。

五、研究结论与政策启示

本文基于现有文献关于金融战略和产权结构对经济发展作用的争议,以现实环境中经济和制度环境不断演进的事实为研究前提,系统、动态地探讨了金融战略和产权结构的非线性关系,即在经济发展的早期,由于市场化程度较低,金融抑制和国有企业的产权安排对经济增长的作用为正;随着分工经济的发展,市场化程度的提高致使其对经济增长的作用为负。进一步,本文以1997—2007年中国大陆29个省(直辖市、自治区)非平衡面板数据为研究对象,利用面板门限技术对金融战略和产权结构的门限效应进行了实证检验,结果支持了我们的理论分析。

上述研究结论表明金融战略和产权结构的选择内生于经济发展过程中,忽略经济和制度环境的演进而单纯强调金融深化和民营企业对经济增长的促进作用不仅会形成对理论本身的错误理解,还会产生更严重的政策错配。渐进的金融改革和民营企业的成长固然为中国过去30年的经济增长奇迹起到巨大推动作用,但其所产生的负效应同样也不容忽视,如城乡和地区间收入差距的持续扩大、地区之间的市场分割、二次产业升级的困难、公共事业的公平缺失等。产生这些负效应的原因在于,随着人口红利和资本对经济增长的作用日益减弱,传统经济增长的源泉将逐步让位于创新和人力资本等因素。然而,创新和人力资本却面临严重的外部性(生产风险),此时由市场所决定的均衡价格便产生了与合意水平价格的差距,进而导致了创新动力不足和经济持续增长乏力等问题,那么以缓解经济中广泛存在的外部性为主要内容的制度安排——适度的金融信贷支持和具有现代公司治理结构的国有企业,或将成为实现持续经济增长的均衡选择。因此,忽略中国当前经济和制度环境的改变而一味借鉴西方理论并继续过分强调金融深化和产权改革对经济增长的促进作用显得不合时宜。据此,本文认为,应基于我国新的经济和制度环境系统、动态地看待金融战略和产权结构的选择,并重新考虑合适的金融战略和产权结构。对于市场化程度相对较高的东部地区,我们应采取金融深化战略,通过渐进式金融改革和民营企业创新能力的提高推动我国经济持续增长;但对于市场化程度较低、经济发展还不成熟的中、西部地区,盲目强调金融深化和

国有企业改革不仅不会促进经济发展,反而会产生巨大的道德风险成本,从而阻碍经济增长。中、西部地区只有在现有金融战略(金融约束)和产权结构安排下发展经济,提高市场化水平,才能进一步谈及金融深化和现代产权结构改革。因此,政府在制定政策时不能一刀切,要通盘考虑各地区经济发展的实际情况,否则就会放大金融改革和国企改革的负效应,进一步拉大收入差距、加剧地区间市场分割以及抑制产业升级等,不利于我国经济整体持续发展。

注释:

- ①这里的金融战略是指金融抑制还是金融深化的选择,产权结构是指国有企业还是民营企业的选择。
- ②篇幅所限,具体估计结果不再详述,可参见刘瑞明(2011)。
- ③樊纲等(2010)从政府与市场关系、非国有经济的发展以及产品要素市场的发育等五方面对市场化程度进行了统计,是至今为止衡量经济发展演化的重要变量。
- ④简便起见,本文只给出了存在一个门限的面板估计方程。

主要参考文献:

- [1]安强身.金融漏损、效率修正与“反哺效应”——中国转轨经济金融低效率与经济高速增长研究的新视角[J].财经研究,2008,(4):4—15.
- [2]樊纲.论体制转轨的动态过程——非国有部门的成长与国有部门的改革[J].经济研究,2000,(1):11—21.
- [3]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2009 年报告[M].北京:经济科学出版社,2010.
- [4]林毅夫,蔡昉,李周.中国的奇迹:发展战略与经济改革[M].上海:上海人民出版社,1994.
- [5]刘瑞明,石磊.国有企业的双重效率损失与经济增长[J].经济研究,2010,(1):127—137.
- [6]刘瑞明.金融压抑、所有制歧视与增长拖累:国有企业效率损失再考察[J].经济学(季刊),2011,(2):603—618.
- [7]姚洋,郑东雅.重工业与经济发展:计划经济时代再考察[J].经济研究,2008,(4):26—40.
- [8]张晨,张宇.国有企业是低效率的吗[J].经济学家,2011,(2):16—25.
- [9]张军.“双轨制”经济学:中国的经济改革(1978—1992)[M].上海:上海人民出版社,2006.
- [10]张维迎.企业理论与中国企业改革[M].北京:北京大学出版社,1999.
- [11]周立,王子明.中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978—2000[J].金融研究,2002,(10):1—13.
- [12]De Alessi L. Property rights, transaction costs and X-efficiency: An essay in economic theory[J]. American Economic Review, 1983, 73 (1): 64—81.
- [13]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345—368.
- [14]King R G, Levin R. Financial and growth: Schumpeter might be right[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 717—737.

- [15]Levine R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35(2): 688—726.
- [16]Roubini N, Sala-i-Martin X. Financial repression and economic growth[J]. Journal of Development Economics, 1992, 39(1): 5—30.
- [17]Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. American Economic Review, 1981, 71(3):393—410.
- [18]Tian X. Privatization and economic performance: Evidence from Chinese provinces[J]. Economic Systems, 2001, 25(1): 65—77.

Threshold Effects of Financial Strategies and Property Structure on Economic Growth

LI Yong, WANG Man-cang

(School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710069, China)

Abstract: In view of the defects in the explanation of economic growth in China from the angles of financial deepening and property reform, this paper puts forward a proposition that financial strategies and property reform have non-linear relations with economic growth, and confirms the non-linear relations by panel threshold model. The conclusions show that under low marketization, owing to the avoidance of insufficient investment caused by the externality, financial repression and property structure of stated-owned enterprises are the second optimal institutional arrangements, thus realizing the second optimal economic efficiency; as the externality gradually decreases, financial repression and property structure of stated-owned enterprises lead to severe financial pressure and the costs of moral risk. Therefore, it provides the important enlightenment that we should regard systematically and dynamically the choice of financial strategies and property reform.

Key words: financial strategy; property structure; economic growth

(责任编辑 喜 雯)