

非正规金融发展的区域差异及其经济增长效应

姚耀军

(浙江工商大学 金融学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:中国非正规金融发展呈现出明显的区域差异,这与商业文化发达程度、正规金融对民营企业金融支持力度、民间资金丰裕度等因素有关。利用区域宏观经济数据在新古典经济增长理论框架下对金融发展的经济增长效应进行实证检验,文章发现非正规金融发展的区域差异对经济增长的区域差异具有显著的解释力。通过对金融发展水平指标的重新构建,文章认为正规金融与非正规金融均有显著的经济增长效应。

关键词:非正规金融;区域差异;金融发展;经济增长

中图分类号:F830.39 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)12-0132-11

一、引言

一个功能不完善的金融体系并没有成为中国经济增长的阻碍,这是金融发展文献中的一个重要反例(Allen, Qian 和 Qian; 2002)。Tsai (2002)、Allen 等(2002)、Linton(2006)也认为,在金融抑制的背景下,非正规金融促进了中国经济增长。然而,尽管很多调查表明(Gregory, Tenev 和 Wagle, 2000; Tsai, 2001; OECD Economic Survey, 2005),非正规金融是中国民营企业的重要融资渠道,但把非正规金融的作用置于正规金融之上,这与主流观点仍是相抵牾的。主流观点认为,非正规金融服务于低端市场(Ayyagari, Demirgüç-Kunt 和 Maksimovic, 2007),其比较优势使其更长于向居民提供零星、小额的贷款(Mohieldin 和 Wright, 2000)。实际上,在大多数讨论金融发展与经济增长关系的文献中,非正规金融作为企业的一种外部融资渠道常常是被忽略的(Dasgupta, 2004)。

一些文献基于企业调查数据为主流观点进行了申辩。Ayyagari 等研究(2007)发现,尽管多数的中国民营企业依赖非正规金融而不是银行来获取资金,但是,企业进一步的发展却是与银行信贷联系在一起,由此来看,非正规金融并未取代正规金融成为促进中国经济增长的主要因素。不过据笔者所知,

收稿日期:2009-08-10

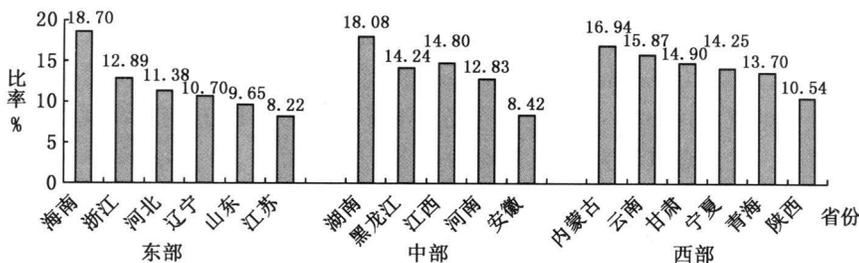
基金项目:国家社会科学基金项目(08BJY147)

作者简介:姚耀军(1976—),男,湖北利川人,浙江工商大学金融学院副教授,博士。

目前还没有文献把正规金融与非正规金融同时纳入计量模型,并基于宏观经济数据对两者的经济增长效应同时进行检验。显然,这是由于数据获取所限,因为区域宏观经济数据集中一般没有直接关于非正规金融的数据。令人欣慰的是,从2007年开始,中国各省(自治区)官方所公布的金融运行报告提供了民间利率的信息。本文对此信息进行了整理,并由此分析非正规金融发展的区域差异及非正规金融的经济增长效应。

二、非正规金融发展的区域差异

非正规金融是指那些没有被官方监管、控制到的金融活动(Kropp等,1989;World Bank,1997;Anders Isaksson,2002)。研究非正规金融的发展,首先要解决的问题是用什么指标来衡量非正规金融发展水平。假设非正规金融市场的基准利率在各区域没有多少差异,则各区域民间利率的差异主要反映溢价成分的差异。溢价成分又包括风险溢价成分与垄断租成分。若非正规金融市场信息不对称性问题越小,则风险溢价成分就越不重要;若非正规金融市场资金供给方竞争越充分,非正规金融市场资金需求方的融资途径的选择余地越大,则垄断租成分越不重要。因此,陈志武(2005)采用民间利率作为衡量非正规金融发展水平的负指标(即民间利率越低,则非正规金融发展水平越高)是比较恰当的。由于民间利率的区域差异部分反映了通货膨胀率的区域差异,故本文以民间利率实际值(名义值-通货膨胀率)来作为非正规金融发展水平的负指标(见图1)。^①



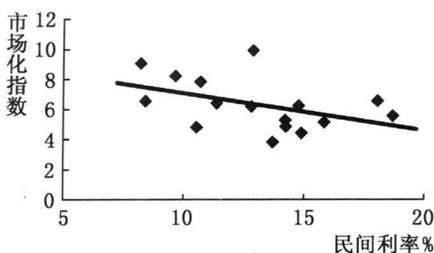
数据来源:民间利率名义值根据各省2006年金融运行报告整理;通货膨胀率根据CPI计算,CPI来源于各省《统计年鉴》(2007)。

图1 2006年部分省份民间利率

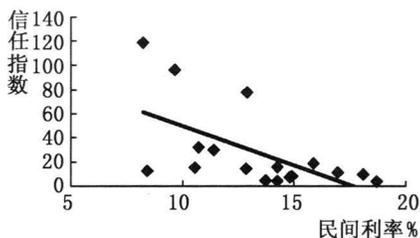
图1显示,我国非正规金融发展的区域差异十分明显。民间利率在东部六省平均约为11.92%,而在中部5省平均约为13.67%,在西部六省平均约为14.37%。形成差异的主要原因在于区域商业文化的发达程度、正规金融对民营企业的金融支持力度以及民间资金的丰裕度。换言之,民营经济越发达、经济发展水平越高的区域其非正规金融发展水平也越高。

(一)区域商业文化发达程度

陈志武(2005)认为,一个地区的商业文化越发达,对商业价值的认同度越高,则该地的人们对契约执行的认同度就越高,故民间利率中的风险溢价成分也就越小。不过,对如何衡量区域商业文化发达程度目前还没有一致的看法。在这里,我们首先利用市场化指数(樊纲等,2007)和信任指数(张维迎、柯荣住,2002)作为商业文化发达程度的代理变量。由图2和图3可见,市场化指数、信任指数都与民间利率水平负相关。另外,我们也用人口密度作为商业文化发达程度的代理变量。人口密度越大,一方面意味着市场规模越大,越有利于商业的发展;另一方面意味着人们互动关系越强,越有利于信任的形成。由图4可见,人口密度与民间利率负相关。

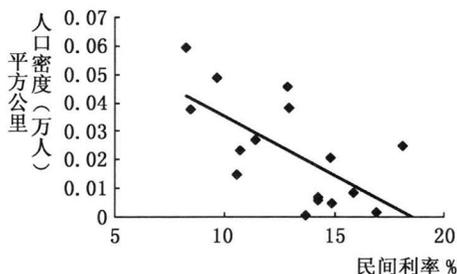


数据来源:市场化指数来源于樊纲等(2007);
民间利率来源同图1。

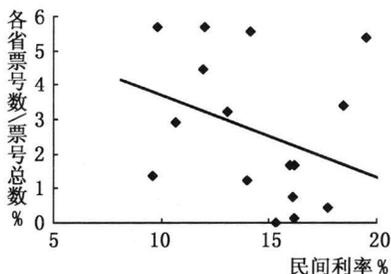


数据来源:信任指数来源于张维迎、柯荣住(2002);
民间利率来源同图1。

图2 市场化指数(2005年)与民间利率(2006年) 图3 信任指数(2000年)与民间利率(2006年)



数据来源:人口与国土面积分别来源于《中国人口统计年鉴》2006年与各省《统计年鉴》(2006);民间利率来源同图1。



数据来源:山西票号数据来源于穆雯瑛(2001);
民间利率来源同图1。

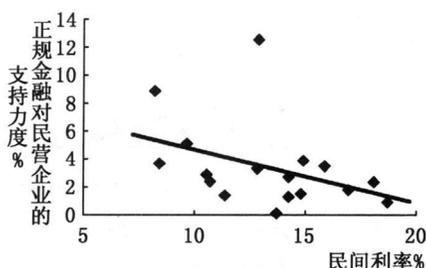
图4 人口密度(1980年)与民间利率(2006年) 图5 清代山西票号分布与民间利率(2006年)

受经济地理等因素的影响,商业文化具有历史传承性,例如,沿海省份较内陆省份一直拥有更发达的商业文化。商业文化的历史传承性导致非正规金融发展的历史传承性。按照陈志武(2005)的观点,组织化的非正规金融形式的出现是非正规金融处于较高发展水平的一个标志。由此推断,诸如山西票号这类

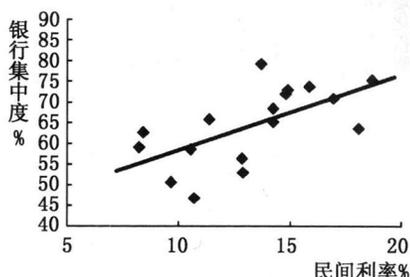
历史上的组织化的非正规金融形式在各区域分布数量的差异,暗示了当时区域非正规金融发展水平的差异。具体来说,区域山西票号数量越多,那么当时区域的非正规金融发展水平应该越高。根据图5,清代道光年间山西票号在各区域的分布数量与现在的区域民间利率呈现出明显的负相关关系,这反映了非正规金融发展所具有的历史传承性。

(二)正规金融对民营企业的金融支持力度

民营企业是非正规金融市场上的一个重要资金需求者。正规金融对民营企业的金融支持力度越大,则非正规金融市场对民营企业的吸引力就越小。可见,民间利率与民营企业所受到的正规金融支持力度负相关(见图6)。这里我们利用个体及私营企业贷款余额、乡镇企业贷款余额及三资企业贷款余额三者之和占总的短期贷款余额的比重来衡量正规金融对民营企业的支持力度。



数据来源:各项贷款余额来源于《金融统计与分析》2007年第1期;民间利率来源同图1。

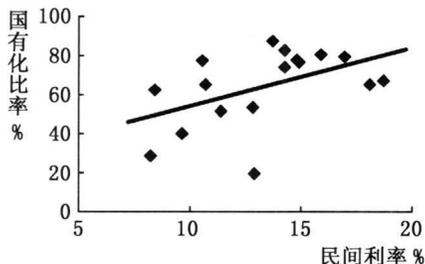


数据来源:四大国有银行贷款余额与金融机构贷款余额来源于《中国金融年鉴》(2005);民间利率来源同图1。

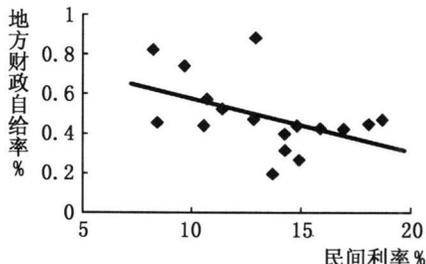
图6 正规金融对民营企业支持力度与民间利率(2006年) 图7 银行集中度(2004年)与民间利率(2006年)

很多研究表明,由于民营企业大多属于中小企业,因此,大银行对民营企业存在信贷歧视,故大银行在区域金融市场上的垄断地位越强,则民营企业受到的正规金融支持力度就越弱;区域产业国有化程度越高,则银行信贷资金更多地被用来扶持国有企业,从而民营企业受到的正规金融支持力度也就越弱。另外,地方政府对国有企业提供无效率的支持和保护的动机很强(林毅夫等,2004;白重恩等,2004)。在地方财政实力有限的情况下,地方政府更可能干预国有商业银行地方分行的信贷决策,为当地的国有企业争取银行贷款。因此,地方财政自给率越低,则地方政府对信贷市场的干预动机越强,从而民营企业受到的正规金融支持力度也就越弱。可见,民间利率与大银行在区域金融市场上的垄断程度、区域产业国有化程度正相关,与地方财政自给率负相关(见图7、图8和图9)。

这里我们用银行集中度(中、农、工、建四大国有银行贷款余额之和占金融机构总贷款余额的比重)、国有及国有控股企业工业总产值占工业总产值的比重、地方财政收入与地方财政支出之比这三个指标分别来衡量大银行垄断程度、国



数据来源：国有及国有控股企业工业总产值、工业总产值来源于《新中国五十五年统计资料汇编》；民间利率来源同图 1。



数据来源：地方财政收入与支出来源于《新中国五十五年统计资料汇编》；民间利率来源同图 1。

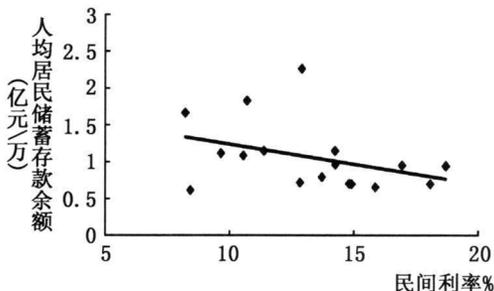
图 8 国有化程度与民间利率(2006 年)

图 9 地方财政自给率与民间利率(2006 年)

有化程度及地方财政自给率。

(三)民间资金丰裕度

在正规投资渠道有限、银行存款利率偏低的情况下，民间资金必定流向非正规金融市场。因此，丰裕的民间资金供给将压低民间利率。如果以区域人均居民储蓄存款余额作为民间资金丰裕度的代理变量，由图 10 可见，其与民间利率是负相关的。Lu 和 Yao (2004)以所谓的“漏损效应”来说明金融资源通过国有部门流向了民营企业。这意味着非正规金融市场上的一部分资金可能间接来自于银行，但由于无法获取相关数据，对此还无法评估。



数据来源：人均居民储蓄存款余额根据《中国统计年鉴》各期整理；民间利率来源同图 1。

图 10 民间资金丰裕度与民间利率(2006 年)

需要说明的是，由于相关关系并不意味着因果关系，故上述一系列图示只是提供了非常初步的证据。

比较严格的研究方式是，建立多元回归计量方程，并处理好相关变量的内生性问题，然后作出统计推断。然而，由于观测值过少，我们在进行多元回归分析时，遇到了比较严重的多重共线性问题，因此，本文在分析非正规金融发展区域差异成因时仅仅采用了简单的相关图图示法，而图示法的结果与我们的预期是一致的。

三、非正规金融发展能够解释经济增长吗？

一个令人感兴趣的问题是，非正规金融发展的区域差异对于经济增长的区

域差异是否有解释力,或者说,区域非正规金融发展水平能否构成区域经济增长的一个显著解释变量。在理论上,可以从如下两个方面来理解非正规金融的经济增长效应:首先,非正规金融具有与正规金融类似的金融功能。金融系统具有降低风险、有效配置资源、动员储蓄、便利交易和加强监督管理等功能,而这些功能又通过增加资本积累和推进技术创新促进经济增长(Levine,2005)。非正规金融同样也具有上述这些金融功能(刘民权,2003)。其次,非正规金融与正规金融的共存提高了信贷市场的配置效率(Lin和Sun,2006)。在现实中,我国的非正规金融对经济增长究竟有何作用,下文我们将对非正规金融的经济增长效应进行实证检验。

(一) 计量模型与指标设计

在扩展的索洛模型(Mankiw,Romer和Weil,1992)基础上,设定计量模型:

$$\log y_{i2006} - \log y_{i2002} = c + \alpha \log y_{i2002} + \beta \text{inf}_{i2006} + \sum_j \gamma_j \text{control}_{ij} + \epsilon_i$$

其中, i 代表省份; y_{2006} 与 y_{2002} 分别是2006年与2002年的人均实际GDP, $\log y_{2006} - \log y_{2002}$ 与人均实际GDP在2002—2006年间的增长率相近似; inf_{2006} 是2006年民间利率水平,如果非正规金融发展促进了经济增长,那么该变量的系数估计预期为负; control_j 表示第 j 个控制变量; c, α, γ 表示待估参数; ϵ 是误差项。

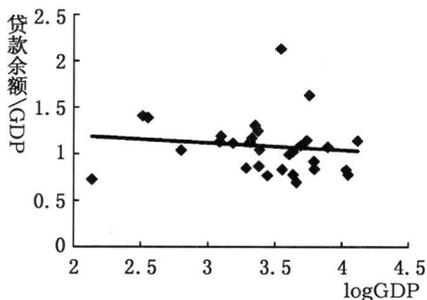
控制变量的选择参考了Barro(1991)等文献。各控制变量的定义是:

(1) $\log y_{2002}$,2002年人均实际GDP的对数值。根据新古典经济增长理论“条件收敛”的预言,该变量的系数估计预期为负。

(2) hum_{2002} ,2002年人力资本水平。参照陆铭等(2005)的做法,我们用人均受教育年限表示。人均教育年限=(大专及以上人口×16+高中人口×12+初中人口×9+小学人口×6)/6岁及以上总人口。该变量的系数估计预期为正。

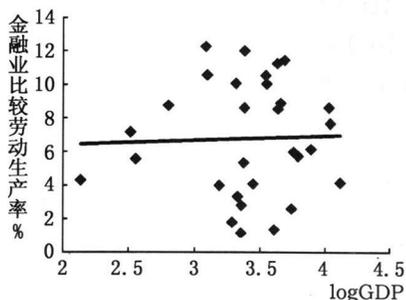
(3) fina ,2002—2006年各年金融业比较劳动生产率的算术平均值,^②其中金融业比较劳动生产率=(金融业增加值/GDP)/(金融业从业人员/就业人数)。该指标代表正规金融发展水平,根据金融发展促进经济增长的主流观点(见Levine,2005),该变量的系数估计预期为正。需要特别指出的是,我们首选金融业比较劳动生产率而不是选择贷款余额与GDP的比值来衡量中国的金融发展水平,这是由于后者包含了太多的金融扭曲而不是金融发展的信息。因为国有银行信贷投放在很大程度上并不是基于市场需求,而是含有政治上的考虑。中央政府把信贷作为一种降低省级经济发展差距的工具,经济发展水平落后的省份往往更容易获得银行信贷的支持(Park和Sehrt,2001;Aziz和Duenwald,2002;Boyreau-Debray,2003;Shan和Morris,2002;Shan,Morris和Sun,2002;Shan,Morris和Sun,2001)。以2002年为例,如果利用贷款余额与GDP的比值来表示金融发展水平,根据图11,我们发现区域的富裕程度竟然与金融发展水平负相关,这不太符合现实状况。实际上,金融业比较劳动生产率与区域富裕

程度正相关(见图 12),故相对来说,用金融业比较劳动生产率来衡量金融发展水平更加合理。为了与已有研究进行对比,本文在其中的一个实证模型中把 2002—2006 年各年贷款余额与 GDP 比值的算术平均值 (\lgdp)作为一个控制变量。^③



数据来源:贷款余额、GDP 根据《中国统计年鉴》2003 年整理。

图 11 贷款余额/GDP 与 $\log GDP$ (2002 年)



资料来源:金融业比较劳动生产率、GDP 根据《中国统计年鉴》2003 年整理。

图 12 金融业比较劳动生产率与 $\log GDP$ (2002 年)

(4) $inve$, 2002—2006 年各年资本形成率的算术平均值。该指标代表储蓄率(或者投资率)。按照新古典经济增长理论,储蓄率是设定经济增长方程时必须纳入的变量(Zhang 和 Zou, 1998)。而 Jappelli 和 Pagano (1994)认为,高储蓄率是那些金融抑制严重的发展中国家保持较高经济增长率的一个重要原因。因此,控制储蓄率是十分重要的。该变量的系数估计预期为正。

(5) fdi , 2002—2004 年各年外商直接投资实际利用额与 GDP 之比的算术平均值。^④利用该指标来度量外商直接投资的经济增长效应,其系数估计预期为正。

(二)数据

GDP、CPI、资本形成率、贷款余额、外商直接投资实际利用额、金融业增加值、从业人员、金融业从业人员人数、人口等基础数据来源于各年《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国人口统计年鉴》、各省《统计年鉴》、各省《金融年鉴》以及《新中国五十五年统计资料汇编》。实际 GDP 以 1997 年价格计算。民间利率来源见图 1。表 1 是相关变量的描述性统计结果。

表 1 变量的描述性统计

	最小值	最大值	均值	标准差
$\log y_{2006} - \log y_{2002}$	0.15	0.23	0.20	0.02
$\log y_{2002}$	-0.72	0.52	-0.23	0.40
hum_{2002}	6.12	8.44	7.54	0.68
$inve(\%)$	34.50	79.10	49.75	11.28
fdi	0.000	0.008	0.003	0.003
\lgdp	0.73	2.09	1.04	0.29
$fina$	1.24	11.76	6.18	2.45
$inf_{2006}(\%)$	8.22	18.70	13.07	3.12

(三)估计方法与结果

直接利用 OLS 估计将面临解释变量的内生性问题,因此本文采用了两阶段最小二乘估计。工具变量集包括:IVlogy₂₀₀₂ 为 1998 年人均实际 GDP 的对数值;IVinve 为 1998—2001 年各年资本形成率的算术平均值;IVfina 为 1998—2001 年各年金融业比较劳动生产率的算术平均值;IVfdi 为 1998—2001 年各年外商直接投资实际利用额与 GDP 之比的算术平均值;Ivlgdp 为 1998—2001 年各年贷款余额与 GDP 比值的算术平均值;pede 为 1980 年人口密度;phao 为清代各区域山西票号数与山西票号总数之比。

在工具变量集中,前 6 个变量的选择参照了 Barro(1991),而后两个变量的引入是为了解决 inf₂₀₀₆ 的内生性问题。按照本文第二部分的分析,我们认为这两个变量应该是恰当的工具变量。在样本容量受限的情况下,在一个回归方程中纳入太多的解释变量将导致自由度过小,而影响估计的精度。因此,本文参照文献通常的做法,估计了多个方程(见表 2)。

表 2 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
c	-0.068 (-0.549)	-0.116 (-0.582)	0.258 (2.406)	-0.069 (-0.663)
logy ₂₀₀₂	-0.024 (-1.655)	-0.025 (-1.564)	-0.015 (-0.870)	-0.027 (-1.586)
hum ₂₀₀₂	0.039*** (3.093)	0.43** (2.334)	0.009 (0.857)	0.038*** (3.300)
fina	0.007* (2.060)	0.007 (1.717)		0.006** (2.292)
inf ₂₀₀₆	-0.006* (-2.133)	-0.006* (-1.961)	-0.007** (-2.651)	-0.005* (-2.098)
inve		0.000 (0.460)		
lgdp			-0.041 (-1.312)	
fdi				1.123 (0.358)
R ²	0.618	0.589	0.413	0.651
Sargan 检验	0.797	0.800	0.885	0.810

注:(1)括号内数值为 t 值;(2)*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著水平下显著;(3)最后一栏数值是 Sargan 检验值的 p 值, Sargan 检验的原假设是所有工具变量具有外生性。

在表 2 中,inf₂₀₀₆ 系数估计的符号符合预期,并且在所有的模型中均在 10% 显著水平下显著。fina 系数估计的符号符合预期,在方程(1)、方程(4)中显著水平分别达到 10% 和 5%,在方程(3)中显著水平略大于 10%(相应的 p 值是 0.120)。值得注意的是,如果选用贷款余额与 GDP 之比来衡量金融发

展水平,可以发现,该系数估计为负且不显著,这与很多关于中国金融发展的经验文献相一致。在关于非正规金融的经济增长效应上,本文的结果与 Tsai (2002)、Allen 等(2005)、Linton (2006)的判断相一致,而与 Ayyagari 等(2007)不同。与 Chen(2006)、Cheng 和 Degryse (2006)、Guariglia 和 Poncet (2007)一样,通过重新构建反映金融发展水平的指标,本文发现,金融发展促进经济增长的主流观点同样适用于中国经验,这与 Aziz 和 Duenwald (2002)、Allen 等(2005)的研究不同。本文的研究结果显示,正规金融与非正规金融对中国经济增长都有明显的促进作用。

再考察其他控制变量的表现。 $\log y_{2002}$ 系数估计的符号符合预期,但不显著,这意味着关于“条件收敛”的证据并不充分,该结果基本上与 Lu 和 Yao (2004)、陆铭等(2005)相一致。 hum_{2002} 系数估计的符号符合预期,并且除了方程(3)之外估计值都是显著的,这与绝大多数文献相一致(方程(3)由于省略了重要控制变量 fina ,故结果不太可靠)。在方程(2)中, inve 系数估计的符号符合预期,但估计值不显著,这与 Li, Liu 和 Rebelo(1998)、Aziz 和 Duenwald (2002)、Boyreau-Debray(2003)相一致。另外,Barro(1991)的研究也表明,在考虑了投资率在经济增长中的内生性后,没有发现储蓄率促进经济增长的证据。Barro(1991)认为,一些经验证据(Mankiw, Romer 和 Weil,1992)也许高估了储蓄率对经济增长的积极作用。在方程(4)中, fdi 系数估计的符号符合预期,但估计值不显著。Carkovi 和 Levine(2002)的研究表明,在考虑了外商直接投资在经济增长中的内生性后,没有发现外商直接投资促进经济增长的证据。而 Bailliu(2000)、Hermes 和 Lensink(2003)、Alfaro 等(2004)、Durham(2004)的研究发现,只有当金融发展水平达到一定程度后,外商直接投资才对经济增长有显著的促进作用(Ljungwall 和 Li,2007)。

四、结 论

在中国经济转轨过程中,非正规金融的繁衍是一种重要的经济现象。本文认为,非正规金融发展具有明显的经济增长效应,但并不认为在中国经济增长过程中,非正规金融已经取代了正规金融。事实上,通过对金融发展水平指标的重新构建,本文也发现,正规金融的发展促进了中国经济增长。

我们想强调的是,在金融抑制的背景下,一方面,非正规金融的重要性反衬了正规金融发展的滞后,或者说,正是正规金融发展的滞后诱致了非正规金融的发展;另一方面,也提示我们反思长期实施的民间借贷政策,正确认识非正规金融繁衍的内生性和社会文化属性。简单地禁止民间金融,不仅会屡禁不止,而且会带来无谓的成本耗费,更关键的是,这可能会阻碍受底层推动的金融深化(市场化)过程,而按照现代金融发展理论,这种金融深化过程必定对经济增长产生积极影响。

注释:

- ①如果不加说明,则民间利率皆是指实际值。
- ②以5年为时间段对变量取平均值,这主要是为了平滑经济周期的影响,参见Barro(1991)。
- ③本文没有涉及资本市场,这是因为,正如Allen, Qian和Qian(2002)所认为的,中国的金融体系是银行导向型的。当然,实证模型可以再加入一个反映资本市场发展的控制变量,但本文发现,这个变量在统计上并不显著。
- ④由于没有2005年以来外商直接投资实际利用额的数据,故在这里计算的是2002—2004年间的平均值。

参考文献:

- [1]林毅夫,刘明兴,章奇.政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究[J].管理世界,2004,(8):1—15.
- [2]刘民权,徐忠,俞建拖.信贷市场中的非正规金融[J].世界经济,2003,(7):61—73.
- [3]陆铭,陈钊,万广华.因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J].经济研究,2005,(12):10—26.
- [4]陈志武.反思高利贷与民间金融[J].新财富,2005,(8):1—13.
- [5]白重恩,杜颖娟,陶志刚,全月婷.地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J].经济研究,2004,(4):1—16.
- [6]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2006年报告[M].北京:经济科学出版社,2007.
- [7]张维迎,柯荣住.信任及其解释:来自中国的跨省调查分析[J].经济研究,2002,(10):21—34.
- [8]穆彦瑛.晋商史料研究[M].太原:山西人民出版社,2001.
- [9]Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[R]. Working Paper, University of Pennsylvania, 2002.
- [10]Anders Isaksson. Informal finance and intermediation[R]. Working Paper, UB & SDRC, Germany, ISSN0936—3408, 2002.
- [11]Ayyagari M, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. Formal versus informal finance: Evidence from China[R]. World Bank, 2007.
- [12]Aziz J, Duenwald C. Growth-financial intermediation nexus in China[R]. IMF Working Paper, 2002.
- [13]Barro R. Economic growth in a cross-section of countries[J]. Quarterly Journal of Economics, 1991, 56: 407—443.
- [14]Boyreau-Debray G. Financial intermediation and growth: Chinese style[R]. Working Paper, World Bank, 2003.
- [15]Chen H. Development of financial intermediation and economic growth: The Chinese experience[J]. China Economic Review, 2006, 17: 347—362.
- [16]Cheng X, Degryse H. The impact of bank and non-bank financial institutions on local economic growth in China[R]. Working Paper, 2006.
- [17]Dasgupta B. Capital accumulation in the presence of informal credit contracts: Does the incentive mechanism work better than credit rationing under asymmetric information? [R]. Working Paper, 2004.
- [18]Gregory N, Tenev S, Wagle D. China's emerging private enterprises: Prospects for the new century[R]. International Finance Corporation, 2000.
- [19]Jappelli T, Pagano M. Savings, growth and liquidity constraints[J]. The Quarterly

- Journal of Economics, 1994, 1: 109—120.
- [20] Kropp E. Linking self-help groups and banks in developing countries[R]. Eschborn: GTZ-Verlag, 1989.
- [21] Levine R. Finance and growth: Theory and evidence[A]. Aghion P, Durlauf S. Handbook of economic growth elsevier science[C]. The Netherlands, 2005.
- [22] Lin Y, Sun X. Information informal finance and SME financing[J]. Frontiers of Economics in China, 2006, 1: 69—82.
- [23] Linton K. Access to capital in China: Competitive conditions for foreign and domestic firms[R]. Working Paper, 2006.
- [24] Ljungwall C, Li J. Financial sector development, FDI and economic growth in China [R]. CCER Discussion Paper, 2007.
- [25] Lu S, Yao Y. The effectiveness of the law, financial development, and economic growth in an economy of financial repression: Evidence from China[R]. Stanford Center for International Development Working Paper No. 179, 2004.
- [26] Mohieldin M, Wright P. Formal and informal credit markets in Egypt[J]. Economic Development and Cultural Change, 2000, 48(3): 657—670.
- [27] Park A, Sehert K. Tests of financial intermediation and banking reform in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29: 608—644.
- [28] Tsai K. Back-Alley banking: Private entrepreneurs in China[M]. Cornell University Press, 2002.

Regional Differences of Informal Financial Development and Its Impact on Economic Growth

YAO Yao-jun

(School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Informal financial development in China is significantly different among regions, which is related with commercial culture, financial support to private enterprises from formal finance, the degree of private capital abundance and so on. Under the framework of the neo-classical theory of economic growth, the paper makes an empirical study on the effect of financial development on economic growth through regional macroeconomic data. It finds that regional differences of informal financial development provide a sound explanation for regional differences of economic growth. Through the re-construction of the indicator of financial development degree, it shows that both the formal financial and informal financial have the significant effects on economic growth.

Key words: informal finance; regional difference; financial development; economic growth

(责任编辑 喜 雯)