

# 资本配置效率与地区比较优势<sup>\*</sup>

黄玖立 范皓然

**内容提要:**金融市场是否能够按照市场盈利机会配置投资意味着资本配置效率的高低,也是地区经济发展和对外贸易比较优势的重要来源。本文根据中国工业企业数据库微观数据计算出了分地区、分行业投资和增加值序列,在此基础上通过估计测算了中国各地区的 Wurgler 资本配置效率。进一步回归估计结果表明,相对资本配置效率低的地区,外部融资依赖性产业在资本配置效率高的地区拥有更多的出口,即改进资本配置效率有助于缓解企业的融资约束,从而提升地区对外贸易的比较优势。

**关键词:**资本配置效率 比较优势 金融市场

## 一、引言

改革开放以来,中国经济经历了 30 多年的高速增长,创造了举世瞩目的“中国奇迹”,其中对外贸易的迅速发展为推动我国经济增长起着重要的作用。然而,当我们将目光转移到国内就会发现,中国各地区的对外贸易呈现出明显的空间不平衡特征,对外贸易主要集中在沿海省区。<sup>①</sup>对外贸易在空间上的高度集中不仅拉大了地区收入差距,也使得中国对外贸易在产品种类和伙伴国市场上均表现出较高的集中特征,这容易陷入低水平的成本和价格竞争,产品质量和价格难以提高。与此同时,廉价的要素投入一直是中国沿海出口竞争力的最重要因素,但这一状况已悄然发生变化:随着要素价格和环境压力持续上升,沿海地区基于廉价要素投入的比较优势已所剩无几,“粗放型”出口模式的可持续性遭到了前所未有的挑战。要使对外贸易出口未来继续成为中国经济持续增长的驱动力,一方面要彻底转变原有的出口模式,提高要素的使用效率,另一方面要充分利用内陆地区的比较优势和发展空间。

对于资本稀缺的后发国家而言,资本的配置效率

尤为关键。准确认识中国各地区资本市场的运作现状及其与地区对外贸易出口的关系不仅有利于我们剖析“中国奇迹”产生的内在源泉,也有利于我们把握制约地区比较优势的因素,从而制定有针对性的贸易促进政策和区域平衡政策,以形成内陆、沿边与沿海优势互补的对外开放格局。

金融市场可将储蓄转化为投资,从而促进国民经济循环和长期经济增长。然而,作为迅速成长的新兴经济体,中国的金融市场却呈现出资金供给不足和过剩共存的局面。一方面,由于金融市场的发展水平和体制改革滞后于实体经济,资金供不应求,金融市场的抑制特征明显,已成为制约中国经济可持续发展的重要瓶颈。“贷款难”“融资难”问题普遍存在,成为困扰中国企业尤其是众多民营中小企业发展的主要因素之一。另一方面,中国经济快速增长积累起了大量资金,这些资金以存量巨大的外汇储备和民间资本的形式存在。在外主要投向发达国家尤其是美国和欧洲国家的金融产品;在内则表现为民间游资,成为众多“楼王”“地王”背后的重要推手,使得中国经济又呈现出资金供给过剩的特征。

学术研究得到了不同甚至相互矛盾的结论。周

<sup>\*</sup> 黄玖立,南开大学跨国公司研究中心、中国特色社会主义经济建设协同创新中心,邮政编码:300457,电子邮箱:huangjl@nankai.edu.cn;范皓然,南开大学旅游与服务学院,邮政编码:300350,电子邮箱:hxfan0208@mail.nankai.edu.cn。本文是国家社科基金项目“促进沿海内地沿边对外贸易优势互补研究”(13BJL050)的阶段性成果,并得到教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“中国自由贸易区制度创新与保障体系研究”(14JZD020)的资助,感谢新世纪优秀人才支持计划资助(NCET-13-0298)。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

立和王子明(2002)、艾洪德等(2004)等众多研究发现,金融发展与地区(地区)经济增长密切相关。沈坤荣、孙文杰(2004)的研究却发现,20世纪90年代以后,尽管金融发展与经济增长的相关性增强,但金融体系对投资效率和储蓄转化效率的改善极其有限。根据黄玖立、冼国明(2010)的研究,地区的信贷投放密度甚至是逆比较优势的。此外,包群、阳佳余(2008)的研究发现,与金融市场的规模指标相比,效率指标能更加准确地刻画金融发展对地区国际贸易的影响。

现实和理论中的诸多矛盾之处促使我们深入反思中国金融市场的独特之处及其经济后果。我们希望在准确认识我国金融市场的运行效率的同时,衡量其对地区经济发展的影响。在已有研究的基础上,本文着重考察中国各地区金融市场的资本配置效率与地区比较优势的关系。准确测度资本配置效率是研究其决定因素和影响的前提。现有文献应用Wurgler(2000)文中提出的度量方法计算了地区资本配置效率,他提出的指标(下称Wurgler资本配置指标)根据投资对增加值的反应程度,能够从“事后”的角度较为准确地计算地区资本配置效率。然而,该指标的测算需要完整的分地区、分行业的固定资产投资和增加值的序列,但相关数据在各种统计年鉴和资料汇编中或者不可得,或者质量较差。现有文献在应用该方法的时候不得不采取固定资产原值或固定资产净值等替代性度量指标,但这种处理并不符合该指标设置的初衷,也不符合资本配置的逻辑。鉴于此,本文根据1998—2007年中国工业企业数据库的固定资本信息计算出分地区、分行业投资序列,结合该数据库的增加值数据,测算出分省区Wurgler资本配置指标。在此基础上,我们以对外贸易出口为例,考察地区资本配置效率对出口比较优势的影响。我们想要厘清的是,在这种特殊金融市场背景下,地区资本配置效率的提高是否能够通过缓解本地区企业的外部融资约束进而提高地区比较优势,即相对资本配置效率较低的地区,外部融资依赖型产业在资本配置效率较高的地区是否具有更多的出口。

## 二、文献综述

根据经典的贸易理论,物质资本是决定国际贸易比较优势的首要禀赋之一,资本相对丰裕的国家在资本密集的产业或产品上具有比较优势。这里的

资本是一个存量概念,是一国多年投资积累扣除折旧之后的净值。然而,现实中,企业的投资决策不仅会受资本边际收益递减规律的制约,还受融资成本或信贷约束条件的限制。这使一国的金融发展或金融制度显得尤为重要——良好的金融市场环境有利于企业克服融资约束进行快速资本积累。相反,在压制的金融市场上,企业往往由于缺乏资金无法抓住潜在的获利机会,自然无法形成生产能力和出口优势。这一现象在那些需要大量外部资金支持的产业部门表现得更为突出。

理论上,Kletzer & Bardhan(1987)考察了影响跨国比较优势的两种信贷市场不完美情形,一种是国际信贷市场上的道德风险即信贷的主权风险,另一种是不完全信息导致的国内信贷契约执行风险。后一种不完美情形指出一国金融市场发展的重要性。Baldwin(1989)认为,金融市场具有分散风险的重要功能,一国金融发展的程度会影响国内企业的融资成本,进而影响其生产和出口决策。Ju & Wei(2005)发展的“木桶理论”则认为,当资本约束收紧时(Binding),一国的金融发展状况和禀赋优势共同发挥作用。Manova(2013)基于新近发展的企业异质性贸易理论分析指出,信贷约束会通过彼此联系的三个环节上的选择行为影响企业的对外贸易,即异质性企业选择是否进行国内生产、国内制造商选择是否进入国外市场(出口)以及决定出口多少。

跨国经验研究证实,金融市场的的确是比较优势的“新型要素”之一。Beck(2003)的研究发现,在金融体制完善的国家,那些需要外部融资的产业具有更高的出口份额和贸易盈余。Svaleryd & Vlachos(2005)认为,由于金融部门提供的服务无法跨国移动,国家间的金融发展水平成为影响跨国产业分工模式的重要因素之一。信贷市场的不完美广泛存在,但企业也并非完全没有能力克服。现实中,有形资产,如机器、厂房等固定资产可以进行贷款抵押,从而缓解信贷市场的不完美。鉴于此,Hur et al(2006)考察了金融发展经由资产结构对企业贸易行为的影响。该文发现,金融发展水平较高的国家在有形资产较少或无形资产较多的产业具有比较优势。Manova(2013)的经验研究发现,金融脆弱行业的金融发展水平较高的经济体拥有更多的出口,这不仅体现在扩展的边际上,也体现在集约的边际上。<sup>②</sup>

国内学者也考察了中国金融发展与对外贸易比

较优势的关系。这些文献沿袭跨国研究的指标方法,采取规模或密度指标刻画地区金融市场的发育程度。陈建国、杨涛(2005)、朱彤等(2007)基于行业层面的研究,以及沈能等(2006)、阳佳余(2007)基于地区层面的研究均发现,金融发展促进了(地区)工业出口,是中国比较优势的重要来源之一。但这些研究的数据仅有产业或地区一个维度的变化,难以区分金融发展影响中国对外贸易比较优势的具体渠道。鉴于此,黄玖立、冼国明(2010)应用各地区制造部门数据考察了金融发展基于产业的外部融资依赖特征对地区比较优势的影响。然而,他们的研究结论却与现有文献的结论大相径庭。其研究发现,以规模或密度指标刻画的地区金融发展水平对地区对外贸易出口的影响是负的,依赖外部资金的产业在信贷投放密集省区的出口反而较少。<sup>③</sup>可见,简单的规模或密度指标难以有效揭示中国金融市场的内在运行规律和实际发展水平,也就无法把握金融市场对地区对外贸易产生的影响。这需要我们寻找能够准确衡量地区金融市场运行效率的指标。<sup>④</sup>

刻画中国资本市场运行效率的前提是深刻理解中国金融市场发展背后的经济发展和转型(制度)背景。首先,中国是一个发展中国家,存在着与许多发展中国家相同的因金融结构与产业结构无法匹配而遭遇的“金融抑制”问题。从发展阶段来看,经济的要素禀赋结构决定着—国具有比较优势的产业和技术结构的性质,以及具有自生能力企业的规模特征和风险特性,从而形成对金融服务的特定需求,这是决定金融结构的根本性因素(林毅夫、孙希芳,2009)。<sup>⑤</sup>然而,我们的证券市场发育相对滞后,信贷资源集中于少数银行。这种金融市场结构与中国当前的资源禀赋结构和发展水平无法有效匹配。其次,中国是一个从传统的计划经济向市场经济转型的国家,金融市场的改革相对滞后,计划经济的制度设计仍然影响着资本配置。这样,简单的规模或密度指标诸如存贷款或信贷规模的GDP占比等先验指标都难以揭示中国金融市场的运行效率。在现有文献的基础上,本文根据信贷资金配置的特征,从“事后”而非先验的角度寻找评估地区资本市场效率的方法,在此基础上考察金融市场运行对地区比较优势的影响。

事实上,中国经济运行中的资本配置效率低或资本错配问题已经被学界反复证实。韩立岩、蔡红艳(2002)基于1991—1999年间全国39个工业行业

数据样本的研究发现,中国的资本配置效率较低、信贷市场规模与资本配置效率负相关。潘文卿、张伟(2003)运用中国1978—2001年间28个省区的数据发现,中国总体上的资本配置效率较低,国有银行的信贷行为抑制了资本配置效率的提高,而非国有银行金融机构的信贷与投资行为对资本配置效率的提高有较大的促进作用。更多的研究表明,如果减少要素价格扭曲、改进资本配置效率,就可以在不增加投入的前提下使中国的实际GDP或全要素生产率大幅增长,这里的资源主要指的就是作为生产要素的资本。Dollar & Wei(2007)发现,如果减少要素价格扭曲、对资本进行更加有效的配置,就可以在不增加投入的前提下使中国的GDP增加5%。Song et al(2011)的研究指出,改善资源的再配置将会使我国年均TFP在原有的基础上提高4.2%。Hsieh & Klenow(2009)基于行业部门的研究发现,改善资源配置将会使制造业的全要素生产率提高86.6%~115%。<sup>⑥</sup>

### 三、资本配置效率:方法和测算

#### (一)资本配置效率的度量方法

资本配置效率是对—国或地区资本市场运行效率的事后测度和评估:如果投资者能够对市场上的获利机会进行充分响应,则资本配置有效。反之,如果投资与获利机会之间的关联度弱化,则资本市场的配置效率必然较低。学者们采用了多个指标衡量资本配置效率。Dollar & Wei(2007)用企业资本平均产出的离散度(Dispersion)刻画资本配置效率,其中资本的平均产出定义为增加值对企业资本存量的比例。<sup>⑦</sup>资本平均产出的测算简单、数据易得,其结果可以进行跨地区、跨行业和跨企业比较。但该指标可能更多刻画的是生产效率或技术效率,市场资本配置效率充其量只是影响资本平均产出离散程度的众多因素之一。特别地,资本平均产出中的资本为存量,受历史上的投资流量与折旧的影响。类似地,Abiad et al(2008)用托宾Q的离散值来表示资本的预期边际收益:如果托宾Q离差变小,则表明资本自由化促进了资本向高预期边际收益率项目的移动,即金融自由化提高了企业资本配置效率。边际托宾Q提供了测算预期边际收益除以资本的一个很好的方法,但是这种方法对数据要求非常高,我们很难获得测算边际托宾Q的数据,因而这种方法较少被使用。<sup>⑧</sup>

目前,学者们大多采用 Wurgler(2000)提出的直接测算资本配置效率的方法:以资本形成对于盈利能力的弹性或依赖程度,或者是投资增长率对增加值增长率的反应系数衡量资本配置效率。具体测算公式为:

$$\ln \frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} = \alpha + \eta \cdot \ln \frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $t$ 表示年份, $I_{i,t}$ 表示 $t$ 年度 $i$ 产业的固定资本形成, $V_{i,t}$ 表示 $t$ 年度 $i$ 产业的增加值, $I_{i,t-1}$ 和 $V_{i,t-1}$ 为上一年度的固定资本形成和增加值, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。估计系数 $\eta$ 就是投资的变动对增加值变动的敏感程度(或弹性)。由于 $\ln \frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}}$ 是投资增长率, $\ln \frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}}$ 是增加值增长率, $\eta$ 也可以理解为投资增长率对增加值增长率的反应系数,揭示金融市场对正在增长的行业增加投资或对处于衰退行业撤出投资的能力,<sup>⑤</sup>也就是我们要得到的资本配置效率指标。Wurgler(2000)采用跨度为33年的65个国家28个制造业部门的研究发现,发达国家的资本配置效率显著高于发展中国家。

Wurgler的测算方法构思巧妙,具有很多优点。首先,这种方法有可靠的逻辑基础。一国的 $\eta$ 值越大,表示该国投资增长对增加值增长越敏感,投资更容易从增长较慢的行业流向增长较快的行业,从而该国拥有更高的资本配置效率。其次,针对前文提到的用资本平均产出的方法不足以代表资本配置效率的问题,用Wurgler的方法能够得到解决。这里,排除掉其他因素的影响,单独考虑了资本的配置效率因素。更值得注意的是,Wurgler首次提供了一种直接测算资本配置效率的方法,将资本配置效率量化成具体的指标,使各国的资本配置效率更加直观、可比。<sup>⑥</sup>因而,这种方法也在以后的资本配置效率相关研究中被广泛采用。

特别需要注意的是,Wurgler指标中的 $I$ 是固定资本形成或固定资产投资,是一个流量概念。然而,由于流量数据不可得或者对Wurgler原文中所用指标的理解有偏差,我国学者在进行测算时,多选用年末固定资产原值或净值这一存量概念代替投资,显然这种测算方法会存在较大偏差。这主要是由于中国工业行业的统计口径在不断完善过程中会有所变化,<sup>⑦</sup>可比的固定资产形成和增加值数据并不连续可得。<sup>⑧</sup>此外,固定资本形成数据和增加值数据的核算范围、统计口径并不相同。统计资料显示,

只有国有企业或规模以上非国有企业才统计增加值指标。然而,这种计算并不满足该指标的设置要求。直观地,相对于流量来说,存量随时间变化较小,从而计算出来的弹性系数往往较小。这样计算出来的资本难以用于指导实践。

幸运的是,现有经验研究广为使用的中国工业企业数据库提供了微观企业层面的1998—2007年长达10年的增加值数据,也提供了许多固定资本信息。如果运用得当,我们将有可能求出口径一致的增加值和投资序列。具体地,我们采取陈诗一(2011)的方法,借助固定资产原值、固定资产净值和折旧计算出分地区、分行业的固定资本形成序列。

学界广为使用的工业企业数据库报告了企业资产负债表数据,其中的“固定资产原价”是指企业在取得固定资产时实际支出,包括建造、购置、安装、改建、扩建、技术改造固定资产而支出的全部货币总额。显然,本年度固定资产原价中包括了年初的固定资产和本年新增的固定资产。这样,通过求差分,我们就可以得到投资序列。

$$I_{ict} = K_{ict} - K_{ict-1} \quad (2a)$$

然而,现实中各个企业的数质量并不尽如人意。由于不少企业报告的固定资本原价数据出现递减,从而计算出来的投资序列为负值,将使得前后两年的差分均为负值,在取对数的过程中自动剔除。为了尽可能多地得到投资序列,我们的另一种计算是根据固定资产净值和折旧进行计算,由于固定资产净值=固定资产原值-累计折旧,所以,固定资产原值等于固定资产净值与累计折旧之和。根据上式,则本年度的固定资本形成等于固定资产净值的差分再加上本年折旧。

$$I_{i,t} = K'_{i,t} - K'_{i,t-1} + D_{i,t} \quad (2b)$$

其中, $K'_{i,t}$ 为固定资产净值,为年平均余额值; $D_{i,t}$ 为本年折旧,即企业本年度内累计提取的折旧额。

## (二)中国省区的测算结果

为了扩大样本量,我们按照《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)小类即四分位行业计算。表1报告了基于两种方法得到的中国31个省区的Wurgler资源配置指标,其中投资序列分别根据(2a)和(2b)计算。<sup>⑨</sup>为了便于统计推算,我们同时报告了系数的标准误(s.e.)和伴随概率以及计算的观测值数。

根据表1,基于不同投资序列计算的Wurgler指

标存在明显差异。采用(2a)投资序列计算的 Wurgler 指标明显高于基于(2b)投资序列计算的 Wurgler 指标。但两者的秩相关系数为 0.6407,简单相关系数高达 0.7743。无论是采取哪种方法计算的投资序列,浙江和江苏均为资本配置效率最高的两个省份,重庆和

山东也居全国前列,该指标值均大于 1。但陕西根据两种指标的全国排名并不一致:根据(2b),陕西排全国第四,但是根据(2a)的排名则为第十九。无论是根据哪个指标进行排名,甘肃、青海、贵州、云南均居全国末尾,这些省区的经济发展水平也较低。<sup>④</sup>

表 1 中国各省区的 Wurgler 指标的测算结果(1998—2007 年)

省区	基于方法(2a)的投资序列				基于方法(2b)的投资序列			
	$\eta$	s. e.	P 值	样本量	$\eta$	s. e.	P 值	样本量
北京	0.744	0.086	0.000	972	0.572	0.064	0.000	1202
天津	0.555	0.079	0.000	881	0.438	0.066	0.000	1139
河北	0.809	0.096	0.000	1126	0.694	0.074	0.000	1393
山西	0.970	0.118	0.000	721	0.588	0.086	0.000	826
内蒙古	0.981	0.118	0.000	589	0.806	0.099	0.000	736
辽宁	0.873	0.084	0.000	1130	0.778	0.067	0.000	1353
吉林	0.462	0.094	0.000	688	0.629	0.076	0.000	813
黑龙江	0.840	0.113	0.000	616	0.551	0.087	0.000	740
上海	0.825	0.092	0.000	1311	0.712	0.072	0.000	1634
江苏	1.288	0.102	0.000	1618	1.280	0.084	0.000	2001
浙江	1.477	0.080	0.000	1810	1.291	0.062	0.000	2112
安徽	0.919	0.091	0.000	1139	0.761	0.067	0.000	1289
福建	0.702	0.075	0.000	1457	0.734	0.063	0.000	1695
江西	0.698	0.094	0.000	839	0.755	0.080	0.000	986
山东	1.099	0.075	0.000	1552	1.059	0.067	0.000	1886
河南	0.759	0.095	0.000	1107	0.671	0.071	0.000	1441
湖北	0.773	0.106	0.000	879	0.825	0.084	0.000	1108
湖南	1.030	0.108	0.000	1043	0.790	0.075	0.000	1365
广东	0.995	0.078	0.000	1505	0.754	0.064	0.000	1867
广西	0.918	0.117	0.000	673	0.745	0.092	0.000	826
海南	0.471	0.127	0.000	329	0.624	0.123	0.000	347
重庆	1.143	0.112	0.000	747	0.854	0.082	0.000	882
四川	0.817	0.086	0.000	998	0.808	0.073	0.000	1223
贵州	0.683	0.127	0.000	477	0.508	0.084	0.000	586
云南	0.689	0.124	0.000	555	0.417	0.091	0.000	673
西藏	0.958	0.218	0.000	63	0.554	0.189	0.004	94
陕西	0.812	0.100	0.000	707	0.873	0.088	0.000	896
甘肃	0.441	0.098	0.000	591	0.575	0.090	0.000	755
青海	0.528	0.170	0.002	160	0.219	0.137	0.112	191
宁夏	0.788	0.158	0.000	319	0.590	0.127	0.000	357
新疆	0.817	0.113	0.000	455	0.590	0.097	0.000	514
平均	0.834				0.711			

一个有意思的现象是,除了重庆之外的其他三个直辖市在全国的排名均不高。如按照(2a)天津倒数第五,位于贵州之后,北京倒数第十,位于河南之后,上海的排名位于辽宁和黑龙江之后,在全国也仅为中等水平。我们认为,这可能是由于在样本考察期间(1998—2007年),北京、上海、天津三大直辖市正在调整产业布局,着力发展第三产业、减少工业经济的比例,从而使测算出来的资本配置效率指标较低。此外,在直辖

市内,政府的行政力量较强,市场配置资源的能力相应受到限制。

表1中的计算结果是否符合逻辑和直觉呢?为了验证这一点,我们将表1中计算的两组数据与樊纲指标中的子指标“信贷资金分配市场化”(4a2)进行对比。图1报告了该指标(FG\_Index)与表1中的两组弹性指标的相关系数。<sup>⑤</sup>图1中,樊纲指标与 $\eta_1$ 的简单相关系数为0.6048,图2中樊纲指标与 $\eta_2$ 的简单相关系数为0.6102。

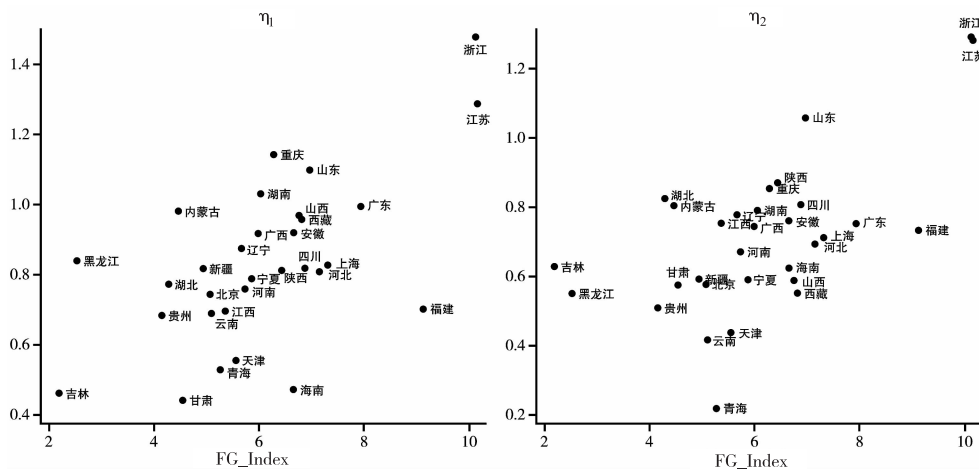


图1 中国省区的Wurgler资源配置指标与樊纲指标

表2 与现有文献的比较

	I 指标	V 指标	数据维度和估计	估计结果
本文	固定资本形成(方法1)	工业增加值	省区:1998—2007	0.834
	固定资本形成(方法2)			0.711
韩立岩、蔡红艳(2002)	固定资产存量	行业利润	分年度估计:1991—1999	0.05204
韩立岩、蔡红艳、 郗冬(2002)	固定资产存量	行业利润	面板数据:1991—1999	0.0311~0.0375
潘文卿等(2003)	固定资本形成(投资)	地区GDP	年度:1979—2001	0.668
			省区	1.014
韩立岩、王哲兵(2005)	固定资产净值年均余额	行业工业增加值	OLS	0.160
			固定效应	0.081
方军雄(2006)	年末固定资产原值	行业工业增加值	分年度估计:1997—2003	0.564
		行业销售毛利率		0.509
方军雄(2007)	年末固定资产原值	工业增加值	1996—2003	0.645*
		销售毛利率		0.654*
曾五一、赵楠(2007)	固定资本形成(投资)	行业利润	省区	—
游家兴(2008)	固定资产净值加存货净值	销售净利率	上市公司行业:2001—2005	-0.007
		销售毛利率		-0.008
		主营业务利润率		-0.019
李青原等(2010;2013)	固定资产净值	工业增加值	省区:1999—2006	0.204

注:“\*”表示在Wurgler模型的基础上加入其他控制变量。“—”表示估计系数的均值在原文中并不可得。

我们的测算结果与国内学者测算的差别较大。表 2 报告了本文与国内其他学者对资本配置效率的测度,包括投资和增加值指标的选取。由表 2 可见,不同的学者选用不同指标测算不同维度的资本配置效率差别较大。选用固定资产原值测算出来的均值普遍较小。这是因为,相比之下,选择固定资产原值这一存量数据相除,不同的年份之间变化相对较小,从而对增加值的反应系数即 Wurgler 指数普遍较小。相对地,使用固定资本形成的测算结果较大。

此外,与 Wurgler(2000)基于 65 个国家得到的结果(均值为 0.429)相比,本文的测算结果较高。这可能是由于与国际样本相比,本文考察的省区或城市的同质性较高,并且资本在地区间流动或套利远比国家之间更加迅速、频繁,从而对增加值的响应更加灵敏。

#### 四、估计模型和描述

##### (一)估计模型

那么,地区的资本配置效率能否转化为出口比较优势?为了回答这一问题,我们将用前文计算得到的资本配置效率指标来解释变量地区出口。为了识别地区资本配置效率影响出口比较优势的渠道,本文沿袭黄玖立、冼国明(2010)的做法,采用修正的“双重差分”(Difference-in-Differences)。估计模型中的被解释变量具有地区和产业两个维度,核心解释变量是地区特征和产业特征的交叉项,以及一组满秩的地区固定效应和一组满秩的产业固定效应。具体地,本文的估计模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Export_{ik} = & \alpha_i + \alpha_k + \beta \cdot f\_dep_i \cdot \eta_k \\ & + \sum_m \gamma^m \cdot ind_i^m \cdot REG_k^m + \epsilon_{ik} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $\ln Export_{ik}$ 是地区  $k$  在制造业部门  $i$  的出口额的自然对数,取自国研网的《工业统计数据库》,零值在取对数过程中自动剔除。在模型的右边,大写字母表示地区特征变量,小写字母表示产业特征变量。 $\eta_k$ 即前文求得两组地区资本配置效率指标。 $f\_dep_i$ 是产业的外部融资依赖程度,数据取自《中国固定资产投资统计年鉴》关于“国民经济行业小类城镇投资资金来源构成统计”,定义为自筹资金之外的其他来源占“本年资金来源小计”的比例,<sup>⑩</sup>取 2003—2005 年平均值。 $\alpha_i$ 为产业固定效应,克服不分地区的产业特定因素的影响,如技术水平、资本密集度、国家层面的产业政策等。 $\alpha_k$ 为地区固定效应,控

制不分产业的地区特定因素的影响,如省区所在地理区位、发展的历史起点以及地区特定的经济政策(经济特区等)对出口的影响。<sup>⑪</sup>

估计模型中,交互项  $f\_dep_i \cdot \eta_k$  的估计系数  $\beta$  是我们关注的焦点。如果估计系数显著为正,则表明依赖外部融资的产业在资本配置效率较高的地区具有比较优势,即地区金融市场能够转化为出口比较优势。<sup>⑫</sup>与一般的线性估计模型不同,这一估计模型不仅能够识别金融发展与出口之间的因果关系,还能甄别地区特征影响出口比较优势的渠道,在比较优势的经验研究中广为应用。

$ind_i^m \cdot REG_k^m$ 为交互项控制变量。其中, $REG_k^m$ 为影响地区出口比较优势的地区特征, $ind_i^m$ 为与之对应的产业特征。交互项控制变量包括四组:产业的农业投入与地区农业禀赋的交互项、产业所需的各类自然资源投入与地区自然资源禀赋的交互项、<sup>⑬</sup>产业的人力资本投入密度与地区人力资本发展水平的交互项、产业所需的工业中间投入与地区的工业发展水平的交互项。产业的人力资本投入取自第一次经济普查关于产业的技能密集度的统计,定位为大专及以上学历人员在产业全部就业人数中的比重,其他的产业投入数据均取自 2002 年的中国投入产出表,定义为各种投入占总投入的比重。对应地,地区的农业资源禀赋用 2002 年各省区年底就业人员中农林牧渔业就业所占的比重,地区的自然资源禀赋用各种自然资源在省区工业总产值中所占的比重表示,以上数据来自《中国工业统计年鉴 2003》。地区人力资本禀赋取自《中国统计年鉴 2003》的“中国 2002 年各地区按性别和受教育程度分的人口统计”,定义为大专文化程度人口在 6 岁及 6 岁以上人口中的比重。<sup>⑭</sup>

需要注意的是,本文的被解释变量是各个省区细分产业的对外贸易出口额,是内资企业和外资企业的贡献之和。然而,外资企业参与国际产业分工,天然具有较高的出口倾向,这使得 FDI 比重不同的地区、行业具有更多的出口。为了考虑 FDI 的直接影响,我们在估计模型中加入了分省区、分产业的 FDI 比例,以国研网工业数据库中 2003 年外商投资企业和港澳台投资企业在地区细分产业的工业销售产值中的比重刻画,具有地区和产业两个维度。

##### (二)描述分析

图 2 直观地描述了前文计算的两组资本配置效率与地区出口之间的关系散点。其中,横轴是地区

资本配置效率与产业外部融资依赖程度的交互项  $f\_dep_i \cdot \eta_k$ , 纵轴是 31 个省区在 65 个产业上出口的对数。显然, 两组交互项与地区出口均呈明显的正向关联。

在进入回归估计之前, 表 3 报告了除地区资本配置效率之外的其他变量的描述统计特征。除了被

解释变量  $\ln Export$  同时具有地区和产业两个维度之外, 解释变量仅有地区或产业一个维度。此外, 需要注意的是, 由于控制变量中的产业特征来自投入产出表, 我们根据该表的产业分类对产业进行了统一归并, 共计可得 65 个制造业行业, 详见黄玖立、冼国明(2010)文中的介绍。

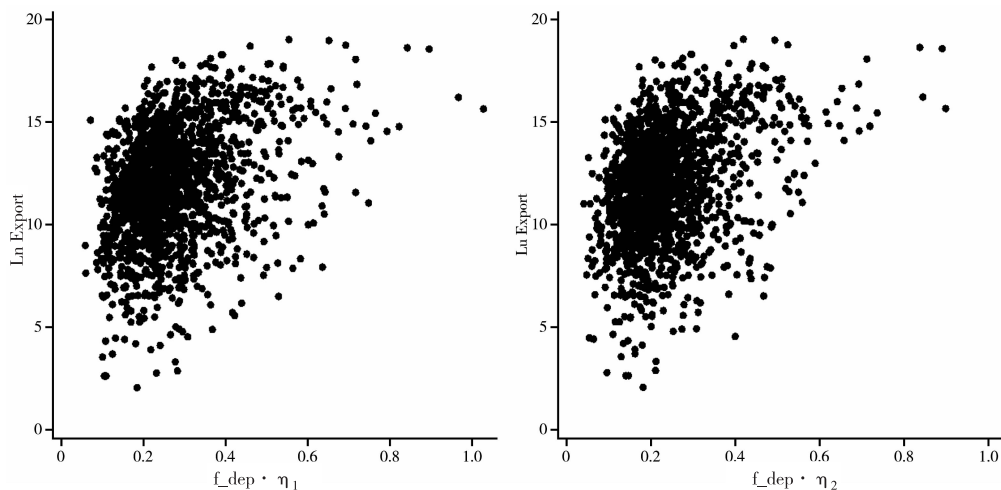


图 2 资本配置效率与地区出口的关系散点

表 3 描述性统计

变量	定义	来源	观测值	均值	标准差	Min	Max
被解释变量							
Ln Export	出口交货值	国研网工业数据库	1584	11.938	2.764	2.079	19.033
解释变量							
FDI_share	外资工业产值比例	国研网工业数据库	1832	0.211	0.269	0.000	1.000
解释变量: 产业特征							
indagr	农业资源投入密度	《中国投入产出表》	65	0.043	0.121	0.000	0.633
indcoal	煤炭资源投入密度	同上	65	0.012	0.034	0.000	0.262
indmb	黑色金属矿物投入密度	同上	65	0.006	0.021	0.000	0.127
indoil	石油和天然气投入密度	同上	65	0.014	0.078	0.000	0.627
indnf	有色金属矿物投入密度	同上	65	0.007	0.033	0.000	0.246
indim	中间投入密度	同上	65	0.730	0.085	0.237	0.868
indexternal	外部融资依赖程度	《中国固定资产投资统计年鉴》	65	0.323	0.108	0.125	0.696
indhuman	人力资本密度	《第一次全国经济普查年鉴》	65	0.132	0.063	0.041	0.355
解释变量: 地区特征							
REGAGR	农业禀赋	《中国工业统计年鉴》	31	0.493	0.150	0.085	0.733
REGCOAL	煤炭资源禀赋	同上	31	0.028	0.043	0.000	0.229
REGMB	黑色金属矿物禀赋	同上	31	0.004	0.008	0.000	0.041
REGOIL	石油和天然气资源禀赋	同上	31	0.042	0.081	0.000	0.297
REGNF	有色金属矿物资源禀赋	同上	31	0.009	0.015	0.000	0.075
REGEDU	人力资本禀赋	《中国统计年鉴》	31	0.054	0.039	0.008	0.205
REGIND	工业发展水平	《中国工业统计年鉴》	31	0.358	0.093	0.072	0.494



## 五、估计结果

### (一)基本估计结果

表 4 报告了我们根据模型(3)的最小二乘估计结果。第(1)(2)(3)列中,地区资本配置效率为基于投资序列(2a)计算的  $\eta_1$ , (4)(5)(6)列中的地区资本配置效率指标为  $\eta_2$ 。第(1)(4)列中,我们仅仅包括了核心交叉项变量。第(2)(5)列控制了地区行业的 FDI 份额,第(3)(6)列则进一步加入了其他交叉项控制变量。为了便于比较各种地区特征对地区比较优势的影响,我们报告了标准之后的  $\beta$  估计系数。最后,为了克服无法识别的异方差对估计结果的影响,我们选择报告了与稳健标准误对应的 t 值。

第(1)(4)列中,  $f\_dep_i \cdot \eta_k$  的估计系数为正,并在 1%的水平上显著,两组地区资本配置效率指标

中,  $\eta_1$  的解释力对地区分产业出口的解释力更强。由于已经控制了地区固定效应和产业固定效应,这一结果表明,地区资本市场配置效率的提高有助于缓解企业特别是亟须外部资金支持企业的融资约束,从而使得外部融资依赖型产业在资本配置效率高的省区具有更多的出口,即具有对外贸易上的比较优势。

陆续加入了控制变量之后,  $f\_dep_i \cdot \eta_k$  的估计系数仅有小幅度下降,但仍至少在 5%的水平上显著为正。根据第(3)列的估计结果,地区资本配置效率对地区比较优势差异的解释力高于地区农业资源禀赋,也高于各类矿产资源加总的结果。第(6)列中,地区资本配置效率的解释力仅略低于农业资源禀赋。本文结果证实,地区金融市场的运作效率的确是地区比较优势的重要来源之一,这也印证了前文图 2 中的直观判断。

表 4 最小二乘估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$f\_dep \cdot \eta_1$	0.355*** (4.694)	0.305*** (4.193)	0.282*** (3.939)			
$f\_dep \cdot \eta_2$				0.286*** (3.297)	0.226*** (2.776)	0.209** (2.523)
FDI_share		0.151*** (5.706)	0.140*** (5.472)		0.154*** (5.877)	0.144*** (5.624)
indagr • REGAGR			0.249*** (4.067)			0.248*** (4.018)
indcoal • REGCOAL			0.085*** (6.409)			0.086*** (6.437)
indoil • REGOIL			0.009 (0.902)			0.010 (1.027)
indmb • REGMB			0.048** (2.117)			0.050** (2.149)
indnf • REGNF			0.100*** (3.990)			0.101*** (4.026)
indhuman • REGEDU			0.111*** (2.662)			0.109*** (2.625)
indim • REGIM			0.035 (0.233)			0.036 (0.236)
产业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1584	1563	1563	1584	1563	1563
adj. R <sup>2</sup>	0.573	0.583	0.599	0.571	0.581	0.598

注:表中的估计系数均为标准的  $\beta$  系数,括号中是与稳健标准差对应的 t 统计量。\* 表示  $p < 0.1$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

根据表4,地区行业的FDI份额的估计系数显著为正,即外商直接投资有助于提升地区行业的对外贸易出口,这是显然的。外资企业是国际分工和跨国贸易的主体。地区的煤炭、黑色金属、有色金属等资源禀赋有助于地区出口,但石油资源和地区工业发展水平对出口的影响并不显著。我们认为,这可能是由于石油和大部分中间要素投入是可贸易的,一个地区的制造业需求可由其他地区的供给满足,而不必受限于本地的产出。在全部样本中,地区人力资本禀赋的估计系数显著为正。

为了考察以上结论的稳健性,我们接下来针对不同的子样本进行分析。首先,如前所述,由于产业布局调整和国家发展战略中的特殊地位,直辖市的投融资逻辑有别于一般省区,而西藏只有较少的产业类别,工业基础较为薄弱。鉴于此,我们剔除了直辖市和西藏的样本重新进行估计。其次,不同类型的产业对投资的依赖程度并不相同。重化工业多为资金密集型产业,企业的规模往往也比较大,空间集中度较高,市场进入门槛较高、所需的一次性投资金额巨大。相对应地,许多轻工业行业多为劳动密集型产业、企业平均规模较小,市场进入门槛也比较低、所需的一次性投资并不大。后者也是中国在国际市场上的比较优势产业。鉴于此,我们区分轻工业子样本和重工业子样本进行回归。

表5报告了子样本回归的估计结果。其中,第(1)(4)列为剔除了直辖市和西藏子样本的估计结果;第(2)(5)列为轻工业子样本的估计结果,即在第(1)(4)列的基础上进一步剔除了重工业部门;第(3)(6)列为重工业子样本的估计结果。

由第(1)(4)列可知,交互项 $f\_dep_i \cdot \eta_k$ 的估计系数仍然在1%的水平上显著为正,前文判断依然成立。不仅如此,由标准化的估计系数可以看出,在剔除了直辖市和西藏的样本后,地区资本配置效率的解释力有了大幅度提高。进一步分轻重工业子样本的估计结果显示,地区资本配置效率的交互项 $f\_dep_i \cdot \eta_k$ 均至少在10%的水平上显著为正。比较第(2)(5)列与第(3)(6)列中交互项 $f\_dep_i \cdot \eta_k$ 的估计系数,资本配置效率对重工业出口的促进作用强于轻工业,地区金融市场对于投资需要量较大的工业部门更加重要。

农业资源禀赋在剔除直辖市和西藏样本之后变得不再显著,这可能是由于这些省区的农业发展水

平相近,从而无法对本地制造业出口形成明显的促进和制约作用。剔除直辖市和西藏样本后,人力资本的估计系数转为负但并不稳健。这可能是由这些省区出口产业结构尤其是加工贸易多为低技能的产品,从而对人力资本水平的依赖程度较低。以上估计结果与黄玖立、冼国明(2010)文中的结论基本一致。其他变量的估计结果不再赘述。

## (二)工具变量估计结果

前文在计算地区资本配置效率时利用了地区细分行业的增加值序列。直观地,地区对外贸易出口交货值是工业销售产值的一部分,将会直接影响增加值,从而影响资本配置效率,即前文估计模型可能出现逆向因果关系。前文虽然通过产业固定效应和地区固定效应分别控制了产业特征和地区特征,但我们可能遗漏了同时具有地区和行业维度的重要解释变量。若果真如此,则前文估计中的地区资本配置效率变量将是内生的,估计结果也将是有偏和非一致的。

为了进一步识别地区资本配置效率与出口比较优势之间的因果关系,我们需要寻找地区资本配置效率的工具变量。根据前文分析,中国特色的金融制度安排内生于传统的计划经济模式。在这一模式下,国有企业是国家经济命脉的主体,享有投融资上的优先权。鉴于此,我们取1978年各省区工业总产值中国有企业所占的比例作为工具变量。数据取自《新中国六十年统计资料汇编》,其中北京和辽宁的数据缺失。1978年是改革开放的起始年,包括经济特区在内的城市和工业领域的制度变迁还没有正式启动,可以作为我们度量传统体制的起点。图3中,我们刻画了1978年国有企业的产值比例与两组资本配置效率的相关关系。从中可见,国有企业比例越高的省份,其资本配置效率越低。

表6报告了两阶段最小二乘估计结果,工具变量与产业外部融资依赖程度 $f\_dep_i$ 相乘进入估计模型。第(1)(4)列为全部样本的估计结果,<sup>④</sup>对应表4中的第(3)(6)列。第(2)(5)列为轻工业子样本的估计结果,对应表5中的第(2)(5)列。第(3)(6)列为重工业子样本的估计结果,对应表5中的第(3)(6)列。

根据表6,无论是对全样本还是轻重工业子样本,产业外部融资依赖程度与两组地区资本配置效率的交叉项 $f\_dep_i \cdot \eta_k$ 的估计系数均在1%的水平上显著为正。且与表4、表5中对应的估计系数相比,两阶段最小二乘估计系数有了明显提高,即最小

二乘估计倾向低估资本配置效率对地区比较优势的影响,特别是对地区轻工业部门出口比较优势的影

响。前文关于资本配置效率与地区出口比较优势关系的结论依然成立。

表5 分子样本的稳健性估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除直辖市和西藏	轻工业	重工业	剔除直辖市和西藏	轻工业	重工业
$f\_dep \cdot \eta_1$	0.404*** (4.856)	0.419*** (2.793)	0.461*** (4.394)			
$f\_dep \cdot \eta_2$				0.330*** (3.625)	0.263* (1.734)	0.420*** (3.383)
FDI_share	0.120*** (4.466)	0.109*** (3.191)	0.141*** (3.600)	0.126*** (4.755)	0.113*** (3.339)	0.150*** (3.918)
indagr · REGAGR	0.156 (1.274)	0.311* (1.728)	0.281** (2.350)	0.165 (1.333)	0.329* (1.832)	0.277** (2.261)
indcoal · REGCOAL	0.092*** (5.094)	0.072** (2.019)	0.103*** (4.042)	0.095*** (5.186)	0.071** (1.965)	0.107*** (4.202)
indoil · REGOIL	0.013 (1.117)	-0.003 (-0.134)	0.019 (1.570)	0.014 (1.348)	-0.002 (-0.092)	0.023* (1.929)
indmb · REGMB	0.042* (1.796)	-0.128*** (-5.614)	0.060* (1.957)	0.045* (1.865)	-0.129*** (-5.781)	0.065** (2.024)
indnf · REGNF	0.089*** (3.620)	-0.061* (-1.766)	0.114*** (3.411)	0.091*** (3.664)	-0.062* (-1.831)	0.116*** (3.410)
indhuman · REGEDU	-0.150* (-1.801)	-0.021 (-0.199)	-0.100 (-0.691)	-0.152* (-1.815)	-0.030 (-0.278)	-0.097 (-0.666)
indim · REGIM	-0.095 (-0.594)	0.151 (0.964)	-0.966* (-1.908)	-0.119 (-0.722)	0.157 (0.904)	-1.011** (-2.017)
产业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1328	629	699	1328	629	699
adj. R <sup>2</sup>	0.603	0.654	0.578	0.600	0.651	0.576

注:表中的估计系数均为标准的β系数,括号中是与稳健标准差对应的t统计量。\*表示p<0.1,\*\*表示p<0.05,\*\*\*表示p<0.01。

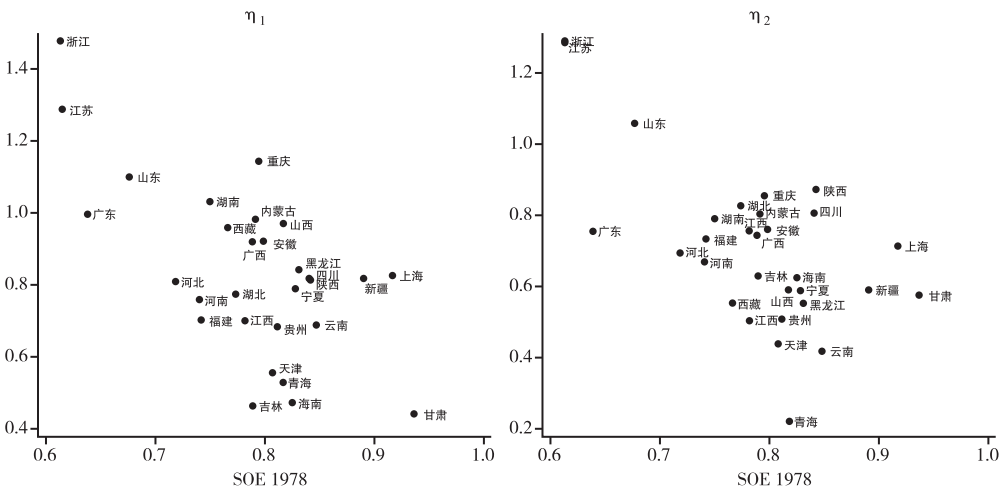


图3 资本配置效率与1978年地区国有产值比例

表6 关于出口额的两阶段最小二乘估计结果

	全样本 (1)	轻工业 (2)	重工业 (3)	全样本 (4)	轻工业 (5)	重工业 (6)
f_dep · $\eta_1$	0.452*** (3.594)	0.711*** (3.070)	0.825*** (4.333)			
f_dep · $\eta_2$				0.475*** (3.677)	0.703*** (2.926)	0.831*** (4.769)
FDI_share	0.138*** (5.027)	0.100*** (2.842)	0.131*** (3.103)	0.142*** (5.227)	0.107*** (3.111)	0.148*** (3.625)
indagr · REGAGR	0.252*** (3.285)	0.344* (1.777)	0.291*** (2.661)	0.250*** (3.222)	0.338* (1.706)	0.291** (2.543)
indcoal · REGCOAL	0.083*** (6.234)	0.073** (1.993)	0.089*** (3.488)	0.086*** (6.308)	0.070* (1.879)	0.095*** (3.833)
indoil · REGOIL	0.007 (0.810)	-0.004 (-0.171)	0.015 (1.246)	0.009 (1.062)	-0.004 (-0.153)	0.021* (1.687)
indmb · REGMB	0.047** (2.081)	-0.126*** (-5.550)	0.052* (1.742)	0.050** (2.120)	-0.128*** (-5.711)	0.059* (1.870)
indnf · REGNF	0.098*** (3.799)	-0.059 (-1.607)	0.108*** (3.252)	0.099*** (3.848)	-0.061* (-1.739)	0.109*** (3.271)
indhuman · REGEDU	0.058 (1.251)	-0.014 (-0.130)	-0.079 (-0.549)	0.055 (1.182)	-0.022 (-0.196)	-0.078 (-0.538)
indim · REGIM	-0.081 (-0.498)	0.031 (0.185)	-1.148** (-2.283)	-0.138 (-0.837)	-0.069 (-0.370)	-1.270*** (-2.611)
产业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1439	598	665	1439	598	665
adj. R <sup>2</sup>	0.599	0.649	0.570	0.595	0.642	0.567

注:地区资本配置效率的工具变量为1978年国有企业占省区工业总产值的比重(北京和辽宁样本缺失),与产业外部融资依赖程度相差进入估计模型。第(1)(4)列为全部样本,第(2)(3)(5)(6)中剔除了上海、天津和西藏样本。表中的估计系数均为标准的 $\beta$ 系数,括号中是与稳健标准差对应的t统计量。\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

表7 关于出口比例的两阶段最小二乘估计结果

	全样本 (1)	轻工业 (2)	重工业 (3)	全样本 (4)	轻工业 (5)	重工业 (6)
f_dep · $\eta_1$	0.549*** (3.272)	1.249*** (5.368)	0.923*** (3.494)			
f_dep · $\eta_2$				0.587*** (3.309)	1.276*** (5.319)	0.943*** (3.628)
FDI_share	0.284*** (8.165)	0.184*** (4.207)	0.304*** (4.610)	0.291*** (8.461)	0.205*** (4.751)	0.322*** (5.012)
indagr · REGAGR	0.319*** (5.643)	0.577*** (3.846)	0.363* (1.653)	0.318*** (5.619)	0.577*** (3.917)	0.337 (1.423)
indcoal · REGCOAL	0.045** (2.152)	0.052 (1.609)	0.052* (1.796)	0.048** (2.229)	0.049 (1.395)	0.062* (1.962)

	全样本 (1)	轻工业 (2)	重工业 (3)	全样本 (4)	轻工业 (5)	重工业 (6)
indoil • REGOIL	0.012 (1.594)	-0.004 (-0.159)	0.017 (1.469)	0.013** (1.993)	-0.003 (-0.141)	0.021** (2.265)
indmb • REGMB	0.019 (1.212)	-0.063** (-2.110)	0.013 (0.486)	0.019 (1.214)	-0.060** (-2.145)	0.015 (0.543)
indnf • REGNF	0.035 * (1.868)	-0.030 (-0.819)	0.038 (1.519)	0.035 * (1.895)	-0.028 (-0.739)	0.037 (1.542)
indhuan • REGEDU	-0.038 (-0.631)	0.112 (1.271)	0.014 (0.143)	-0.037 (-0.621)	0.140 (1.588)	0.023 (0.238)
indim • REGIM	0.127 (0.967)	-0.155 (-0.868)	0.043 (0.105)	0.057 (0.406)	-0.336 * (-1.728)	-0.095 (-0.229)
产业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1704	722	790	1704	722	790
adj. R <sup>2</sup>	0.582	0.565	0.550	0.579	0.569	0.544

注:地区资本配置效率的工具变量为1978年国有企业占省区工业总产值的比重(北京和辽宁样本缺失),与产业外部融资依赖程度相差进入估计模型。第(1)(4)列为全部样本,第(2)(3)(5)(6)中剔除了上海、天津和西藏样本。表中的估计系数均为标准的 $\beta$ 系数,括号中是与稳健标准差对应的t统计量。\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

前文中的被解释变量均为地区细分产业出口额,没有考虑经济规模因素的影响。现有文献发现,金融发展不仅能够降低企业国内市场进入的成本,从而促进产业规模的扩大,还能够减少企业进入国外市场的成本,从而促进出口比例的提高(Beck, 2003;黄玖立、冼国明,2010;Manova,2013)。此外,与前文相比,采取出口比例作为被解释变量能够避免零值样本在取对数的过程中自动剔除。按照黄玖立、冼国明(2010)的处理方法,我们在原有的基础上取出口交货值占工业销售产值的比例作为被解释变量进行补充分析。

与表6对应,表7报告了以出口比例为被解释变量的两阶段估计结果。以出口份额为被解释变量的全样本估计中,资本配置效率与产业外部融资依赖程度交叉项 $f\_dep_i \cdot \eta_k$ 的估计系数依然为正,并在1%的水平上显著。在分轻重工业子样本的估计中,核心交互项的估计系数仍然在1%水平上显著为正,这一结论对不同子样本也是稳健的。这再次表明,前文关于资本配置效率影响比较优势的结论是可信的。

## 六、结论

金融市场的资本配置效率决定了经济发展的水

平,从而地区比较优势的重要来源。然而,由于发育不足且转型缓慢,中国的金融市场滞后于实体经济,使得资金供应呈现不足和过剩的双重属性。在这一条件下,传统的规模指标难以有效刻画地区金融市场的效率水平,而受限于数据的一致性和可获得性,现有关于中国地区资本配置效率的文献多采取替代性数据进行度量,从而未能确切地刻画各地区资本市场的运行效率。

本文根据1998—2007年中国工业企业数据库微观数据计算出了分地区、分行业投资,在此基础上应用Wurgler(2000)的方法重新测算了中国各地区的资本配置效率。结果发现这一效率指标符合直观感觉,也与其他衡量信贷资源配置市场化的指标高度相关。本文进一步的回归结果证实,外部融资依赖性产业在资本配置效率高的地区拥有更多的出口,即地区金融市场运行效率的确是地区出口比较优势的重要来源。事实上,金融市场运行效率的提高意味着,资本更加灵敏地在利润信号的驱使下实现有效流动。在我国信贷资本配置扭曲的环境下,随着该效率的提高,富有活力的私营企业作为我国从事出口贸易的主要企业,融资环境将得到改善,进而促进出口。

本文的研究意味着,改善资源配置将有助于

改进地区出口比较优势。当前,对外贸易发展的现实状况、国内条件和国际环境促使中国必须要做出内部调整,最大限度地提高我国资本的配置效率,充分利用内陆地区的比较优势。为了巩固对外贸易,党的十八大提出要“创新开放模式,促进沿海内陆沿边开放优势互补,形成引领国际经济合作和竞争的开放区域,培育带动区域发展的开放高地”。内陆省份的资本配置效率仍有很大提升的空间,通过金融制度变迁和金融资源合理配置改善地区的资本配置效率,将能够促进沿海、沿边和内陆地区对外贸易的优势互补,进一步挖掘中国的出口潜力。

#### 注:

- ①2011年11个沿海省区合计进出口额占全国的88.8%,13个内陆省区和7个沿边省区分别仅为7.4%和3.7%。根据《中国统计年鉴2012》数据计算。
- ②前者包括企业进入了更多的市场,在每个市场有更多种类的产品;后者为企业在每种产品上有更多的销售量。
- ③该文认为,这主要是由于银行信贷主要供应国有经济,出口倾向较高的非国有经济得不到应有的资金支持所致。该文还发现,给定中国特色的金融环境,FDI能够替代银行信贷、缓解产业的融资约束,从而促进地区出口比较优势。
- ④包群、阳佳余(2008)发现,不同的金融发展度量指标对国际贸易的影响存在明显差异;相比规模指标,效率指标更能反映金融发展水平的影响。
- ⑤只有与实体经济对金融服务的需求相适应的金融结构才是最优的,才能有效发挥金融体系动员资金、配置资金的功能,促进实体经济的发展(林毅夫、孙希芳,2009)。
- ⑥Brandt et al(2012)的研究显示,1998—2005年42%~67%的中国制造业TFP增长来源于资源的再配置。
- ⑦如果资本配置效率较高,则资本平均产出较低的企业将会被淘汰或者因资本撤出,其资本平均产出则会上升。反之则反是。
- ⑧计算该指标所需的无形资产信息也很难准确测算,在计算中往往被忽略。
- ⑨事实上,行业的(净)利润也能刻画行业的盈利能力,但这一指标存在较多负值,许多观测值将会在对数化的过程中自动被剔除。
- ⑩当然,Wurgler指标也有不足,如对数据要求较高。特别地,该指数假设投资仅仅对本期和上一期的增加值有反应。现实中,投资者可能依据更长历史数据进行更加理性的决策,也可能考虑其他因素如投资环境。此外,该指数无法刻画预期对投资者决策的影响。
- ⑪如1997年之前的统计范围包括乡及乡以上独立核算工业企业,1998年及以后则为国有及规模以上非国有工业企业

业,前后缺乏可比性。

- ⑫我们猜测,采取存量而非流量指标的另一原因可能是基于流量计算的结果并不理想,信息含量较低。
- ⑬我们也计算了地级市(地区)层面的资本配置效率,如需结果可向作者索取。
- ⑭西藏、青海的样本量较小,除了产业门类不全之外,也与这些省区的企业经营绩效不佳有关。如果行业内出现大量企业退出,则计算出来的投资序列为负值,从而在计算指标过程中被自动剔除。
- ⑮取1998—2007年的平均值。
- ⑯包括国家预算内资金、国内贷款、债券、利用外资和其他资金五个来源。
- ⑰跨国研究中的行业外部融资依赖程度采取美国数据(Rajan & Zingales, 1998),但该指标无法捕捉中国独特的制度特征。对该数据的详细介绍参见黄玖立、冼国明(2010)。
- ⑱参见黄玖立、冼国明(2014)的技术说明。
- ⑲包括煤炭、石油和天然气、黑色金属矿和有色金属矿四种自然资源投入和禀赋。
- ⑳关于本节数据来源和指标设置的更多说明详见黄玖立、冼国明(2010)。
- ㉑由于北京和辽宁缺失1978年的国有产值数据,总观测值数小于表4中对应的估计。

#### 参考文献:

- 艾洪德 徐明圣 郭凯,2004:《我国区域金融发展与区域经济增长的实证分析》,《财经问题研究》第7期。
- 包群 阳佳余,2008:《金融发展影响了中国工业制成品出口的比较优势吗》,《世界经济》第3期。
- 陈建国 杨涛,2005:《中国对外贸易的金融促进效应分析》,《财贸经济》第1期。
- 陈诗一,2011:《中国工业分行业统计数据估算:1980—2008》,《经济学(季刊)》第3期。
- 方军雄,2006:《市场化进程与资本配置效率的改善》,《经济研究》第5期。
- 方军雄,2007:《所有制、市场化进程与资本配置效率》,《管理世界》第11期。
- 韩立岩 蔡红艳,2002:《我国资本配置效率及其与金融市场关系评价研究》,《管理世界》第2期。
- 韩立岩 蔡红艳 鄯冬,2002:《基于面板数据的中国资本配置效率研究》,《经济学(季刊)》第3期。
- 韩立岩 王哲兵,2005:《我国实体经济资本配置效率与行业差异》,《经济研究》第1期。
- 黄玖立 冼国明,2010:《金融发展、FDI与中国地区的制造业出口》,《管理世界》第7期。
- 黄玖立等,2014:《学校教育与比较优势:解构作为渠道的技能》,《经济研究》第4期。
- 李青原等,2010:《外商直接投资、金融发展与地区资本配置

- 效率——来自省级工业行业数据的证据》，《金融研究》第3期。
- 李青原等，2013：《金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据》，《经济学（季刊）》第2期。
- 林毅夫 孙希芳，2009：《经济发展中最优金融结构理论初探》，《经济研究》第8期。
- 潘文卿 张伟，2003：《中国资本配置效率与金融发展相关性研究》，《管理世界》第8期。
- 沈坤荣 孙文杰，2004：《投资效率、资本形成与宏观经济波动——基于金融发展视角的实证研究》，《中国社会科学》第6期。
- 沈能 刘凤朝 赵建强，2006：《财政分权、金融深化与地区国际贸易发展》，《财贸经济》第1期。
- 阳佳余，2007：《金融发展与对外贸易：基于中国省际面板数据的经验研究》，《经济科学》第4期。
- 游家兴，2008：《市场信息效率的提高会改善资源配置效率吗？——基于R<sup>2</sup>的研究视角》，《数量经济技术经济研究》第2期。
- 曾五一 赵楠，2007：《中国区域资本配置效率及区域资本形成影响因素的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第4期。
- 周立 王子明，2002：《中国各地区金融发展与经济增长实证分析：1978—2000》，《金融研究》第10期。
- 朱彤 郝宏杰 秦丽，2007：《中国金融发展与对外贸易比较优势的经验分析——一种外部融资支持的视角》，《南开经济研究》第3期。
- Abiad, A., N. Oomes & K. Ueda (2008), "The quality effect: Does financial liberalization improve the allocation of capital?" *Journal of Development Economics* 87(2):270—282.
- Baldwin, R. (1989), "Exporting the capital markets: Comparative advantage and capital market imperfections", in: D. Audretsch et al (eds.), *The Convergence of International and Domestic Markets*, North-Holland, Amsterdam.
- Beck, T. (2003), "Financial dependence and international trade", *Review of International Economics* 11(2):296—316.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck & Yifan Zhang (2012), "Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing", *Journal of Development Economics* 97(2):339—351.
- Dollar, D. & Shang-Jin Wei (2007), "Das (wasted) Kapital: Firm ownership and investment efficiency in China", NBER Working Paper No. 13103.
- Guariglia, A., Xiaoxuan Liu & Lina Song (2011), "Internal finance and growth: Microeconomic evidence on Chinese firms", *Journal of Development Economics* 96(1):79—94.
- Hsieh, Chang-Tai & P. J. Klenow (2009), "Misallocation and manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403—1448.
- Huang, Yasheng (2005), *Selling China: Foreign Direct Investment during the Reform Era*, Cambridge University Press.
- Hur, J., M. Raj & Y. E. Riyanto (2006), "Finance and trade: A cross-country empirical analysis on the impact of financial development and asset tangibility on international trade", *World Development* 34(10):1728—1741.
- Ju, Jiandong & Shang-Jin Wei (2005), "Endowment versus finance: A wooden barrel theory of international trade", IMF Working Papers, 05/123.
- Kletzer, K. & P. Bardhan (1987), "Credit markets and patterns of international trade", *Journal of Development Economics* 27(1—2):57—70.
- Manova, K. (2013), "Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade", *Review of Economic Studies* 80(2):711—744.
- Rajan, R. G. & L. Zingales (1998), "Financial dependence and growth", *American Economic Review* 88(3):559—586.
- Ricardo, H. & E. Fernández-Arias (2000), "Foreign direct investment: Good cholesterol?", Inter-American Development Bank Working Paper, No. 417.
- Song, Zheng, K. Storesletten & F. Zilibotti (2011), "Growing like China", *American Economic Review* 101(1):202—241.
- Svaleryd, H. & J. Vlachos (2005), "Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries", *European Economic Review* 49(1):113—114.
- Wurgler, J. (2000), "Financial markets and the allocation of capital", *Journal of Financial Economics* 58(1—2):187—214.

(责任编辑:谭易)