

珞珈青年学者经济与管理论坛

系列论文之二十一

**Luojia Young Scholars Seminar on Economics and
Management**

Working Paper Series No.21



武汉大学经济与管理学院
ECONOMICS AND MANAGEMENT SCHOOL OF WUHAN UNIVERSITY

政府保护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

Government Protection and Local Real Economy Capital Allocation Efficiency

——Evidence From Province-Level Industrial Data

李青原 陈晓

(武汉大学经济与管理学院, 430072; 清华大学经济管理学院, 100084)

财政分权和官员晋升激励等造成地方政府有较强的动机保护本地区经济, 进而导致地方保护主义和市场分割。以1999-2006年间我国29个地区27个工业行业为样本, 运用Wurgler (2000) 的资本配置效率估算模型来研究政府保护对地区经济实体资本配置效率的影响。研究发现, 我国整体的经济实体资本配置效率在地区和年度间都存在着较大的差异, 且随着以国有经济比重为替代变量的政府保护程度越高, 地区经济实体资本配置效率相应越低。

作者简介:

李青原 (1977-), 男, 四川内江人, 会计学博士 (后), 武汉大学经济与管理学院副教授, 研究方向为制度与公司金融。

陈晓 (1963-), 男, 湖北武汉人, 经济学博士, 清华大学经济管理学院会计系教授、博士生导师。

通信地址: 湖北省武汉市珞珈山武汉大学经济与管理学院 李青原老师 (收)

邮政编码: 430072

E-mail:sichuanlqy@163.com

联系电话: 027-68753014 (H)

13163272169

* 感谢国家自然科学基金青年项目 (70702017)、第四十批博士后科学基金项目 (400075) 对本研究项目的资助。文中一切错误由作者本人负责。

政府保护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

【摘要】财政分权和官员晋升激励等造成地方政府有较强的动机保护本地区经济，进而导致地方保护主义和市场分割。以1999-2006年间我国29个地区27个工业行业为样本，运用Wurgler（2000）的资本配置效率估算模型来研究政府保护对地区经济实体资本配置效率的影响。研究发现，我国整体的经济实体资本配置效率在地区和年度间都存在较大的差异，且随着以国有经济比重为替代变量的政府保护程度越高，地区经济实体资本配置效率相应越低。

【摘要】政府保护 地区经济实体资本配置效率 国有经济比重

政治经济学家认为，资本流向最盈利的行业，迅速离开更少盈利且非合算的行业。在大多数国家，资本的流动是一个令人窒息的缓慢过程……然而在英国，犹如水的流动，资本会快速和安全地流向最需要和最能充分利用它的地方（Bagehot, 1873）。尽管建立全国统一市场、消除贸易壁垒，是我国社会经济转轨时期最重要的目标之一（林毅夫和刘培林，2004），但是地方保护和市场分割仍然没有根除，部分地区和行业还较为严重（李善同等，2004），其中产品市场、金融市场和劳动力市场仍然处于高度分割状态（世界银行，2005），这种地区保护主义使得中国各地区之间存在巨大的贸易壁垒，地区比较优势没有得到发挥，市场扭曲（Young, 2000），从而阻碍了社会资本流动并降低了全社会资源配置效率，因此而导致的产出损失大约为5%（刘培林，2005），甚至高达20%（郑毓盛和李崇高，2003）。银温泉和才婉茹（2001）指出，地方市场分割是经济转轨过程中出现的特有现象，以财政包干、大量国有企业事实上的地方所有制为基本特征的行政性分权是其深层体制原因，传统体制遗留的工业布局、地方领导的业绩评价等现实因素，也强化了地方市场分割倾向，最终可能降低各地区及全国资本配置效率。当然，地方政府官员对晋升的政治激励（周黎安，2004）、地区间的比较优势（Poncet, 2002）和地方政府的发展战略（陆铭等，2004）等也都会有助于解释我国长期存在的地区保护主义、“大而全”的地区发展战略和地区间形形色色的产业“大战”和恶性竞争。地方保护及市场分割造成的“诸侯经济”（沈立人和戴园晨，1990）客观上为我们提供了类似于“跨国研究”设计框架的背景，而且也为我们克服了跨国研究设计中会计数据可比性、历史经验及文化规范多元化等问题，进而为我们提供了较准确地研究我国地区实体经济资本配置效率差异及其成因的难得机会。因此，我们从Wurgler（2000）关于“资本配置效率”的思想出发，基于地方保护及市场分割造成的地区工业行业资本流动性差异，透过政府以国有资产控制和市场机制所体现的地方经济保护视角，我们运用我国1999-2006年间省级的工业行业数据更为精确地估计我国各地区的资本配置效率，并从政府保护的角度考虑其对地区实体经济资本配置效率的影响，进而提出相应的政策建议。

一、文献综述和假设发展

Levine（1997）和Levine（2003）等指出，完善的金融系统具有动员储蓄，加强风险管理，识别投资机会，监督和惩戒公司管理层，方便商品和劳务的交换等功能，因此金融市场的发展可以提高资本配置效率，进而促进经济增长。资本配置效率的提高意味着在高资本回报率的行业（项目）内继续追加投资，在低资本回报率的行业（项目）内及时削减资金流入。Wurgler（2000）从这一

思想出发构造出直接估算资本配置效率的模型，以世界银行提供的65个国家的面板数据为研究样本，直接检验金融市场发展程度对资本配置效率的影响。研究发现，金融市场发展程度与投资弹性系数显著正相关，即金融市场越发达，其在“上升”行业追加投资的幅度越大，同时在“下降”行业减少投资的幅度越大，资本配置效率相应越高，同时又进一步发现，一国资本配置效率与该国有经济比重显著负相关，与股票市场的信息含量和中小股东权益的法律保护程度正相关，尤其是对中小股东权益强有力的保护可以有效地抑制在衰退行业的“过度投资”。Beck&Levine（2002）运用Wurgler（2000）模型，以世界银行提供的65个国家的面板数据作为样本，结果发现法律执行效率越好，金融发展程度越高，资本配置效率相应越高。Almeida&Wolfenzon（2005）运用Wurgler（2000）模型实证发现，当投资者保护程度较差时外部融资需求的增加促使稀缺资本从低生产效率的投资项目重新配置到高生产效率的投资项目，从而改善了公司资本配置效率。Bushman et al.（2005）利用Wurgler（2000）模型及其修正模型检验了38个国家以经济损失及时的会计确认（TLR）为特点的会计报告系统和资本配置效率间的相关性，结果发现，管理层对日益下降投资机会投资的相对反应速度与TLR显著正相关，且控制了金融发展程度、人均国民生产总值、投资者权利、国有经济比例、股价波动同步性后该结论依然成立。

国内文献侧重运用Wurgler（2000）模型，以《中国统计年鉴》提供的全国工业行业数据为样本考察所有制、市场化程度和金融发展等对全国范围内资本配置效率的影响，忽视了地方保护及市场分割造成工业行业资本流动性在不同地区间的差异，即未利用各地区的工业行业面板数据，较大地降低了回归变量的信息含量。韩立岩和蔡红艳（2002）运用Wurgler（2000）模型，以《中国统计年鉴》中1991-1999年间39个工业行业为样本，结果发现该期间平均资本配置效率值为0.052，属于较低水平，同时还发现我国股票市场规模与资本配置效率弱负相关，股市流动性与资本配置效率显著负相关，信贷市场规模与资本配置效率负相关，银行和股市在以不同的机制促使资本配置效率下降。潘文卿和张伟（2003）通过地区固定资本形成关于国民生产总值变化的弹性来修正Wurgler（2000）模型，运用我国1978-2001年28个省区的数据，结果发现随着改革的深入，金融发展与资本配置效率总体呈现弱相关关系，信贷市场与股票市场对资本配置效率变化的解释能力较弱，其中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升有较大的促进作用。韩立岩和王哲兵（2005）参考Wurgler（2000）模型，以《中国统计年鉴》中1993-2002年间37个工业行业为样本，结果发现该期间资本配置效率为0.160，处于较低水平，且各年份和行业间资本配置效率存在差异。方军雄（2007）借鉴Wurgler（2000）模型，以《中国统计年鉴》中1997-2003年间国有和“三资”的37个工业行业为样本，结果发现整体上国有企业的资本配置效率显著弱于非国有企业，同时随着制度环境的改善，两者资本配置效率的差异逐渐缩小。

政府，尤其是地方政府对经济的保护，是近年来关于我国经济改革与发展的研究中争论最为激烈的问题之一（平新乔，2004）。1978年以来的中国经济改革采取了财政分税制度，这使得地方政府具有出于保护税收基础的强烈动机，采取措施保护当地企业免受跨地区竞争威胁，同时除财政收入外，出于对执政权力和私人利益的考虑，地方政府也会存在保护本地区内国有企业的动机，加之改革初期中央政府既未颁布禁止地区间贸易壁垒的条例，后来又缺乏对条例的有效贯彻实施，从而造成了地方保护主义和地区产业区域专业化，进而严重地阻碍了中国统一经济的发展（白重恩等，2004；世界银行，2005）。平新乔（2004）指出，在我国新兴加转轨的体制背景下，地方政府保护

本地区经济主要是通过两个渠道实施的：一是在产权上通过国有资本对经济实施控制，从而从根本上保护了地方政府的税基和其它收入的来源，也可使地方经济在相当有效的程度上避开了外来企业与贸易竞争对手的压力；二是在市场机制上限制自由进入与退出，通过行政或非行政手段，对外来物资流动、劳动力流动与资本流动设置障碍。与此同时，平新乔（2004）又运用第二次全国基本单位普查数据，结果发现地方政府对国有资产的控制和对产业实施控制与保护的主要动机是：哪里生产要素（主要是劳动）的边际生产率高，则政府就有动力对该产业实施控制，而且政府保护对于在位企业是有利的，但它的确又加强了垄断势力，阻止了新的进入者，同时也相应降低了在位国家垄断企业的劳动生产率与单位资本的平均产值。Boycko et al.（1996）和Wurgler（2000）指出，国有企业中公司资本配置可能是由充分就业、收入再分配以及政治稳定等社会和政治目标而非价值最大化目标主导，而且软预算约束和弱的监督机制也会导致国有企业管理层在决策过程中偏离经营绩效最大化的目标，导致资本配置的低效率。改革以来我国经济制度变迁的一个重要特征，在于国有制比重下降而非国有制比重上升，且非国有制比重的提高提升了全社会劳动和资本的效率（刘伟和李绍荣，2001），但是在我国新兴加转轨的体制背景下，地方政府又会通过国有资本和市场机制对经济实施控制以保护本地区经济（平新乔，2004）。一方面，政治干预对国有企业目标的扭曲和管理层激励约束机制的缺失可能会使国有企业的决策行为偏离经营绩效最大化的目标，从而导致地区国有经济比重越高，该地区实体经济资本配置效率相应越低；另一方面，政府通过在市场机制上设置各种障碍，名义上保护了该地区企业，使其能够获得由于“政府保护”所带来的销售垄断，但更多的是体现在产品市场中的收益（如阻止外地厂商进入、对外地企业设置各种制度性障碍等，但是该保护又会形成要素市场分割，阻断要素自由流动，进而最终会降低微观组织经济绩效和全社会整体资源配置效率（刘凤委等，2007）。因此，地方政府通过国有资本和市场机制实施保护很可能是降低、而非提高了本地区实体经济资本配置效率，从而使得该地区实体经济资本配置效率可能随着地方国有经济比重的增加而降低。综上分析，我们提出以下待检验的原假设：

H₀: 在其它条件一定的情况下，地方政府保护程度越高，地区实体经济资本配置效率相应越低。

二、研究设计

（一）研究模型

Cho（1988）等从资金在具有不同效率的行业间流动将会使各行业的资本边际产出率趋于相等的思路来研究某国、地区的资本配置效率，但该种研究方法存在一定的局限性：（1）各行业的生产函数的选择；（2）无法给出资本配置效率的具体数值。为解决上述问题，Wurgler（2000）从另一角度出发提出了直接衡量资本配置效率的方法。这种方法的基本思路是，高投资弹性系数意味着在高资本回报率的行业（项目）内继续追加投资，而在低资本回报率的行业（项目）内适时撤出投资，低投资弹性系数反之亦然，因此资本对于行业（长期）盈利能力的敏感性可作为衡量社会资本配置效率的主要指标，且投资弹性系数越高，资本配置效率相应越高。Wurgler（2000）从上述思想出发，结果发现，与发展中国家相比，发达国家之所以发达并非是由于吸收了更多的投资，而是由于发达国家的资本配置效率明显高于发展中国家。与此同时，Wurgler（2000）对此模型设定做出了较精彩的评论：（1）我们能用传统的思维考虑该模型的斜率吗？投资文献中常运用的公司投资模型中公司投资对托宾 Q 的反应系数与资本调整成本的平方项负相关，意味着调整成本较低时，公司投资更敏感于投资机会，因此模型估计出的特定国家投资弹性系数反映了调整成本因素，而这些调整

成本可能来源于融资、技术、政治（行业进入障碍）、代理成本（投资过度或不足）等市场摩擦；（2）该模型假定工业增加值增长率反映了投资机会；（3）如果投资会引起工业增加值的同时变化，那么该模型可能会遭受反向因果性（reverse causality）的诘难；（4）会计数据质量和会计准则间的国际差异会影响资料的可比性；（5）如果工业增加值增长率度量的是内部现金流量而非投资机会，那么高投资弹性系数反映的是融资约束，而非资本配置效率。最后，Wurgler（2000）又指出，该模型的基础是生产理论，实践中其解释力取决于能否准确度量预期资本边际回报率，且因该模型潜在的缺陷，学者运用该模型来度量某个行业、行业集合甚或国家的资源配置效率有待商榷和思考，所以财务经济学家更应该谨慎运用该模型来度量单个公司的资本配置效率。

尽管 Wurgler（2000）模型可能存在一些内在的缺陷，但它仍然得到了理论界的认同和广泛的应用，且主要运用于度量某国家、地区或行业的资本配置效率（Beck&Levine, 2002；Almeida&Wolfenzon, 2005；韩立岩和王哲兵, 2002；2005；方军雄, 2007），因此我们仍然运用 Wurgler（2000）模型作为估计我国各地区实体经济资本配置效率，然后又参考 Wurgler（2000）的模型设计从政府保护和金融发展等来构建计量模型以检验他们对地区实体经济资本配置效率的影响，同时为了避免因变量与解释变量间可能存在的同期性偏见问题，解释变量将采用滞后一期的数值来建立计量检验模型，具体如下：

$$\ln\left(\frac{I_{ic,t}}{I_{ic,t-1}}\right) = \alpha_{c,t} + \eta_{c,t} \ln\left(\frac{V_{ic,t}}{V_{ic,t-1}}\right) + U_{ic,t} \quad (1)$$

$$\eta_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 SEO_{c,t-1} + \beta_2 Gdex_{c,t-1} + \beta_3 FD_{c,t-1} + \beta_4 GDP_{c,t-3} + \beta_5 DL_1 + \beta_6 DL_2 + \varphi_1 \sum Year + \mu_{c,t} \quad (2)$$

其中， $I_{ci,t}$ 为地区 c 内行业 i 第 t 年固定资产原值； $V_{ci,t}$ 为地区 c 内行业 i 第 t 年工业增加值； $\eta_{c,t}$ 为投资弹性系数，即地区实体经济资本配置效率；以国有经济比重（ $SEO_{c,t-1}$ ）作为度量地方政府通过国有资本实施地区经济保护的替代指标，其中 $SEO_{c,t-1}$ 为地区 c 内的国有经济占全部国有及规模以上非国有经济的比重，包括主营业务收入（ $Sale$ ）、工业总产值（ IOV ）、就业人数（ Job ）和总资产（ TAS ）（白重恩等，2004；平新乔，2004），同时以政府与市场指数（ $Gdex_{c,t-1}$ ）作为度量地方政府通过市场机制实施地区经济保护的替代指标，其中 $Gdex_{c,t-1}$ 为樊纲、王小鲁（2001；2003；2004；2007）设计“中国各地区市场化指数”中的政府与市场指数；^① $FD_{c,t-1}$ 为地区 c 内的金融机构信贷额与国民生产总值的比重； $GDP_{c,t-3}$ 为滞后三年，即1997-2003年地区 c 的人均地区生产总值自然对数以度量地区经济发展水平，且能较好地克服变量间的反向因果性； DL_1 为哑变量，表示若地区 c 位于我国东部，则为1，否则为0； DL_2 为哑变量，表示若地区 c 位于我国西部，则为1，否则为0。^②此外，我们也增加了年度虚变量以控制国家或地区的宏观经济政策对地区实体经济资本配置效率的影响。

^①在目前的指标体系中主要运用市场分配经济资源的比重、减轻农村居民的税费负担、减少政府对企业的干预、减轻企业的税外负担和缩小政府规模等五个指标来衡量政府与市场的关系。

^②将我国划分为东部、中部、西部三个地区的时间始于1986年，由全国人大六届四次会议通过的“七五”计划正式公布。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

（二）数据来源

本文数据主要包括固定资产原值、工业增加值、人均地区生产总值、银行信贷和人均国民生产总值等统计数据，且因数据资料限制，数据的时间跨度为1999-2006年，七年地区27个工业行业，全国37个工业行业，同时因缺少西藏相关数据，故剔除该地区样本，最终获得4511组地区工业行业观测值、261组全国观测值样本及205组地区实体经济资本配置效率样本。上述地区数据基本来自于《中国工业经济统计年鉴》（1999-2006）、《中国工业经济普查年鉴》（2004）、《中国金融年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》等，其中固定资产原值、和工业增加值分别运用地区固定资产投资价格指数和地区工业品出厂价格指数换算为实际价格（以1999年为基准年）。^③为保证回归结果不受极端值的影响，回归过程中剔除了固定资产原值或工业增加值的增长率对数的绝对值大于1的样本点。

三、实证检验与分析

（一）描述性统计和Pearson相关性检验

表1列出了样本观测值的描述性统计和Pearson相关性检验。表1显示，运用Wurgler（2000）模型对4511组地区工业行业观测值进行逐省逐年线性回归的投资弹性系数（ η ）均值为.208，标准差为.268；主营业务收入（*Sale*）、工业总产值（*IOV*）、就业人数（*Job*）和总资产（*TAS*）比重的均值分别为0.595、0.569、0.562和0.699，意味着改革开放三十年来，尽管国有企业不断地予以改制，民营企业不断在壮大，但截至目前无论是存量还是流量，国有经济的比重依然超过50%。与此同时，表2中Pearson相关性检验结果显示，投资弹性系数（ η ）都与国有经济比重（*Sale*、*IOV*、*Job*、*TAS*）、政府与市场指数及金融发展指数和经济发展程度负相关，同时国有经济比重（*Sale*、*IOV*、*Job*、*TAS*）间的相关性系数都超过了0.90，意味着其中任何一种指标都能较好地度量地区政府保护程度。此外，尽管人均地区生产总值与地区投资弹性系数负相关，但是地区国有经济比重与该地区投资弹性系数负相关，意味着通过Wurgler（2000）模型估算出的投资弹性系数应该反映地区实体经济资本配置效率的高低，而非代理成本（投资过度或不足）等市场摩擦，否则地区国有经济比重越高，代理成本（投资过度或不足）等市场摩擦程度越严重，该地区投资弹性系数相应越高。当然，严格结论还有待于下文的多元化回归分析。

表1 不分年度样本的描述性统计和Pearson相关性检验

	Mean	STD	Min	Max	η	<i>Sale</i>	<i>IOV</i>	<i>Job</i>	<i>TAS</i>	<i>Gdex</i>	<i>FD</i>	<i>GDP</i>
η	.208	.268	-.897	1.310	1.000							
<i>Sale</i>	.595	.196	.118	.913	-.080	1.000						
<i>IOV</i>	.569	.205	.000	.899	-.084	.977	1.000					
<i>Job</i>	.562	.206	.052	.900	-.046	.961	.928	1.000				
<i>TAS</i>	.699	.177	.153	.951	-.057	.960	.927	.967	1.000			
<i>Gdex</i>	6.814	1.720	1.650	10.630	-.066	-.725	-.703	-.750	-.718	1.000		
<i>FD</i>	1.136	.408	.622	3.292	-.053	.146	.161	.123	.127	-.121	1.000	
<i>GDP</i>	3.872	.252	3.345	4.669	-.069	-.610	-.577	-.653	-.629	.497	.338	1.000

注： η 为地区实体经济资源配置效率；*IOV*为国有及国有控股企业的工业总产值分别占全部国有及规模以上非国

^③ 由于《中国工业经济普查年鉴》（2004）未能提供地区工业行业的工业增加值数据，但是它提供了收入法工业增加值的相关计算数据，故我们通过运用收入法来计算工业增加值，即工业增加值=固定资产折旧+劳动者报酬+生产税净额+应交增值税+营业盈余来计算地区工业行业的工业增加值。

有工业企业的比重； *Sale* 为国有及国有控股企业的主营业务收入分别占全部国有及规模以上非国有工业企业的比重； *Job* 为国有及国有控股企业的就业人数分别占全部国有及规模以上非国有工业企业的比重； *Gdex* 为政府干预指数； *FD* 为金融机构信贷额与国民生产总值的比重； *GDP* 为人均国民生产总值自然对数。

(二) 实体经济资本配置效率的静态和动态估计

我们运用 Wurgler (2000) 模型对各省市的工业行业数据进行逐年线性回归，估计的地区实体经济资本配置效率见表 2。表 2 显示，广东省和山东省的实体经济资本配置效率名列前茅，其在 1999-2006 年间平均实体经济资本配置效率分别为 .585 和 .547，超过了 Wurgler (2000) 考察的 65 个国家中的平均资本配置效率值 (.429)，但是却远远落后于除新加坡和加拿大外发达国家的资本配置效率。上海和北京都属于我国经济发达地区，但其实体经济资本配置效率处于相对较低的水平，原因可能在于：(1) 这些地区的产业结构较倾向于金融等服务业；(2) 这些地区资金充裕，资金使用的边际效率偏低。此外，甘肃、海南、湖北和辽宁等的实体经济资本配置效率也处于较低的水平，较大地了落后于 Wurgler (2000) 考察的发展中国家资本配置效率。与此类似，我们运用 Wurgler (2000) 模型对 4511 组地区工业行业观测值进行普通最小二乘线性回归，结果发现 1999-2006 年间我国整体资本配置效率为 .124，但若以 1999-2006 年间 37 个行业全国 261 组观测值为样本，且运用 Wurgler (2000) 的面板数据模型 (韩立岩和王哲兵，2005) 发现我国整体实体经济资本配置效率为 .321，与 Wurgler (2000) 考察的结果相比仍然较低。由此可知，与发达国家，甚至许多发展中国家相比，我国整体的实体经济资本配置效率较低，而且各地区和年度间都存在较大的差异。

表2 地区实体经济资本配置效率的估计^④

地区	Rank	η_c					<i>AdjR</i> ²
		Mean	median	Max	Min	STD	Mean
广东	1	.585	.503	1.310	.064	.458	.166
山东	2	.547	.406	1.105	.153	.374	.138
山西	3	.355	.325	.787	.002	.243	.198
宁夏	4	.326	.289	.752	.009	.237	.227
河北	5	.311	.256	.598	.076	.198	.134
河南	6	.308	.313	.826	-.057	.287	.172
贵州	7	.297	.320	.477	.136	.118	.208
内蒙古	8	.281	.274	.681	.051	.232	.194
湖南	9	.275	.255	.643	-.085	.274	.147
吉林	10	.252	.262	.507	.036	.163	.188
江苏	11	.250	.373	.570	-.214	.325	.146
陕西	12	.209	.151	.552	-.147	.244	.152
浙江	13	.187	.187	.534	-.282	.245	.155
福建	14	.178	.141	.594	-.171	.235	.151
广西	15	.177	.131	.557	-.052	.199	.165
北京	16	.175	.093	.377	.017	.149	.152
新疆	17	.171	.238	.383	-.112	.189	.186
云南	18	.161	.157	.602	-.107	.250	.187
重庆	19	.160	.219	.319	-.060	.133	.140
四川	20	.145	.165	.367	-.074	.178	.172

^④ 为了分析的稳健性，我们将 $I_{ci,t}$ 重新定义为地区 *c* 内行业 *i* 第 *t* 年固定资产净值或平均余额，结论保持不变。

青海	21	.144	.038	.437	-.161	.239	.281
黑龙江	22	.143	.051	.664	-.103	.274	.199
安徽	23	.141	.038	.880	-.092	.335	.147
江西	24	.108	.161	.649	-.897	.483	.158
天津	25	.103	.092	.465	-.161	.202	.193
甘肃	26	.089	.029	.546	-.172	.251	.235
上海	27	.086	.126	.275	-.190	.161	.126
海南	28	.071	.108	.203	-.134	.152	.238
湖北	29	.025	.061	.573	-.315	.323	.178
辽宁	30	.020	-.031	.242	-.148	.138	.147
全国	A	.124 (12.66)					.048
	B	.321 (7.26)					.266

注：表2中地区实体经济资本配置效率的估计是通过Wurgler（2000）模型进行逐年线性回归，其中 η_c 是逐年回归资源配置效率的平均值； R^2 是逐年回归方程拟合系数的平均值；A是运用Wurgler（2000）模型对4511组地区工业行业观测值进行回归的结果；B是运用Wurgler（2000）面板数据模型对37个行业全国261组观测值进行回归的结果。

将我国2000-2006年每年分地区27个工业行业和全国37个行业的固定资产原值增长率及工业增加值的增长率，分别代入公式（1）进行逐年最小二乘法线性回归，结果如表3。如表3所示，由于我国并非完全的市场化国家，资本市场对国家宏观经济政策的反应非常敏感。因此无论是运用分地区工业行业数据还是全国工业行业数据，2000-2006年间我国整体的资本配置效率波动性都异常剧烈，且逐年运用分地区工业行业数据估算出的实体经济资本配置效率都基本低于运用全国工业行业数据估算出的结果，意味着采用何种数据和实证方法来估算我国各地区乃至全国整体实体经济资本配置效率有待于我们进一步思考。

表3 2000-2006年间实体经济资本配置效率的动态估计

	分地区数据				全国数据			
	N	α	η	$AdjR^2$	N	α	η	$AdjR^2$
2000	661	.009 (1.28)	.185*** (4.31)	.058	37	.038*** (2.88)	.186** (2.49)	.106
2001	652	.009 (.87)	.145*** (2.84)	.020	37	.025 (.114)	.365** (2.44)	.350
2002	683	.023** (2.45)	.211*** (5.09)	.084	37	.047** (2.61)	.195* (1.90)	.079
2003	690	-.010 (-1.00)	.380*** (8.88)	.225	36	.021 (.95)	.315*** (4.17)	.239
2004	626	.129*** (8.96)	.127*** (4.27)	.046	37	.070** (2.08)	.241** (2.04)	.119
2005	492	-.034 (-1.37)	.144*** (3.96)	.047	39	.043 (1.15)	.348 (1.60)	.133
2006	707	.168*** (12.36)	.192*** (5.08)	.078	38	.079 (.83)	.710* (1.69)	.312

注：分地区数据是《中国工业经济统计年鉴》（2000-2006）、《中国工业经济普查年鉴》（2004）提供的全国省自治区的27个工业行业；全国数据是《中国统计年鉴》（1999-2006）提供的全国37个工业行业；*、**、***分别表示参数在10%、5%和1%的显著性水平下显著异于零。

（三）多元回归分析

我们分别运用普通最小二乘法回归得出模型A、B、C、D、E和F，进而得到各变量的回归系数（见表4）。表4显示，首先，各模型的F值都在1%以下水平显著；其次，我们考察了各模型中自变量的VIF值，发现所有自变量的VIF值均小于5，表明模型没有多重共线性问题；再次，回归模型的DW值都非常接近2，表明模型没有明显的序列自相关性问题；最后，我们对回归模型进行White异方差检验，均不能拒绝存在同方差的零假设，表明检验模型没有异方差问题，但为修正异方差性的影响，我们在括号中给出了和异方差一致的标准差假设下的T统计值；因此检验模型的建立是合理的。

表4 多元线性回归分析（因变量为地区实体经济资本配置效率）

	A	B	C	D	E	F
<i>Cons</i>	1.494*** (3.42)	1.681*** (3.64)	1.775*** (3.38)	1.708*** (3.34)	1.732*** (3.71)	1.972*** (3.30)
<i>ηlag</i>					.071 (.89)	
<i>IOV</i>	-.408** (-2.54)				-.362** (-2.22)	
<i>IOVlag</i>						-.372** (-2.10)
<i>Sale</i>		-.424*** (-2.44)				
<i>Job</i>			-.397** (-2.04)			
<i>TAS</i>				-.413** (-2.00)		
<i>Gdex</i>	-.023 (-1.45)	-.025 (-1.55)	-.024 (-1.46)	-.020 (-1.34)	-.028 (-1.64)	
<i>Gdexlag</i>						-.040** (-2.59)
<i>FD</i>	.047 (.95)	.047 (.94)	.049 (.94)	.044 (.84)	.060 (1.22)	.050 (.95)
<i>GDP</i>	-.243** (-2.12)	-.284** (-2.50)	-.337*** (-2.90)	-.295** (-2.49)	-.337*** (-2.90)	-.295** (-2.49)
<i>DL₁</i>	.037 (.46)	.061 (.82)	.088 (1.24)	.079 (1.04)	.064 (.70)	.106 (1.32)
<i>DL₂</i>	.024 (.50)	.029 (.62)	.039 (.81)	.042 (.90)	.050 (.95)	.060 (1.17)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj-R²</i>	.156	.155	.151	.149	.193	.202
<i>DW</i>	2.000	1.994	1.994	2.009	1.977	1.899
F	3.81***	3.79***	3.72***	3.61***	4.57***	4.53***
N	205	205	205	205	175	205

注：*ηlag*、*IOVlag*和*Gdexlag*分别是地区实体经济资本配置效率、工业总产值比重和政府与市场指数的滞后项，其它变量指标的定义见表1；为修正异方差性的影响，我们在括号中给出了和异方差一致的标准差假设下的T统计值；*、**、***分别表示参数在10%、5%和1%的显著性水平下显著异于零。

表4显示了模型（2）的回归分析结果。控制金融发展程度、地区经济发达程度、年度等变量后，代表政府保护程度的国有经济比重（*SEO*）的回归系数 β_1 在模型A、B、C和D中均为负，且该系数

至少在5%的显著性水平下显著异于零，同时代表政府保护程度的政府与市场指数 ($Gdex$) 的回归系数 β_2 在模型A、B、C和D中均为负，但该系数不显著异于零，意味着地区国有经济比重越高，地方政府越易通过产权来保护该地区经济，造成该地区资本从低效行业撤资、往高效领域增资的投资弹性系数随之降低，即资本由低效率领域向高效率领域转移的速度越慢，地区实体经济资本配置效率相应越低。当然，实体经济资本配置效率较差的地方政府可能不愿意通过国有资本和市场机制对经济实施控制，相反实体经济资本配置效率较好的地方政府可能更愿意在通过国有资本和市场机制对经济实施控制（白重恩等，2004；平新乔，2004），从而造成地区实体经济资本配置效率和政府保护间的反向因果关系，进而影响表4中结论的成立和稳健性。因此，一方面，我们在回归方程（2）中滞后两期的国有经济比重指标和政府与市场指数；另一方面，我们又在回归方程（2）中增加因变量的滞后项 $nlag$ ，其原因在于若滞后期的地区实体经济资本配置效率驱动了国有经济比重和政府与市场间的关系，则控制滞后期的地区实体经济资本配置效率后，政府与市场指数和国有经济比重与未来的地区实体经济资本配置效率基本无关。表4中的模型E和F显示，国有经济比重与地区实体经济资本配置效率仍然显著负相关，而政府与市场指数与地区实体经济资本配置效率显著负相关，意味着政府对市场的监管有利于提升地区实体经济资本配置效率，其原因可能在于地方政府伸出“援助之手”（Blanchard&Shleifer, 2000），通过市场机制来保护本地区新兴产业的发展，更好地进行地区产业布局，尤其能避免具有规模报酬递增技术地区的重复建设和投资不足（钟笑寒，2005），同时政府的投资行为则在整体上促进了地区间产业结构的差异化，推动地方经济向着发挥地方比较优势的方向发展（胡向婷和张璐，2005）。

与此同时，表4中控制变量的回归结果表明，地区金融发展程度 (FD) 的回归系数 β_3 均不显著异于零，意味着尽管我国经济迅速发展，但是金融体系并未发挥其应有的资源配置功能，从而阻碍了地区经济产业结构的调整和地区经济的长远发展；地区人均生产总值 (GDP) 的回归系数 β_4 显著负相关，与我们预期的符号相反，其原因可能与我国地区产业布局等有关，当然该推测还需要我们未来进一步研究。

（四）稳健性检验^⑤

为了检验结果的稳健性，我们对表4的结果进行了敏感性测试。首先，由于广东、福建、辽宁、河北、天津、河北、广西、上海、江苏、浙江、福建、山东和海南等12个省、市是国务院优先批准发展的沿海城市，故我们将其这些省、市设定为一个哑变量 $Reform$ ，即为1，否则为0（见表5中的A）；^⑥（2）为了避免变量间的多重共线性，我们仅将代表政府保护程度的国有经济比重 (SEO) 和政府与市场指数 ($Gdex$) 进行线性回归分析（见表5中模型B）；（3）表2显示工业总产值比重 (IOV) 与政府与市场指数 ($Gdex$)、金融发展 (FD)、地区人均生产总值 (GDP) 间线性相

^⑤ 稳健性检验中，我们无论使用国有经济比重 (SEO) 中的任何一种替代变量，我们都得出了相同的结论，但限于篇幅，我们仅报告地区 c 内工业总产值比重 (IOV) 为主要检验变量的回归结果。

^⑥ 1980年8月26日，五届全国人大常委会第十五次会议通过决议，决定在深圳、珠海、汕头和厦门设置经济特区；1984年5月15日，中共中央、国务院决定在兴办原有4个经济特区的基础上，进一步开放大连、秦皇岛、天津、烟台、青岛、连云港、南通、上海、宁波、温州、福州、广州、湛江和北海等14个沿海港口城市；1985年3月，国务院批准营口市享受沿海开放城市政策；1988年4月13日，七届全国人大一次会议通过原隶属广东省的海南行政区正式改制为省，同时划定海南省为经济特区；1990年4月18日，中国政府宣布开发、开放上海浦东，同年6月正式批准成立浦东新区。比起其它地区，这些经济特区和开放城市率先享受了减免税、信贷、投资、吸引外资、地方政府决策权等多方面的特殊政策，由此造成了这些省市的实体经济资本配置效率可能会与其它地区不同。

关性系数较高，为了降低变量间多重共线性对工业总产值比重（*IOV*）与政府与市场指数（*Gdex*）的影响，因此我们首先以 *IOV* 为因变量，以 *Gdex*、*FD*、*GDP* 和 *Reform* 为解释变量进行多元线性回归，同时又以 *Gdex* 为因变量，以 *FD*、*GDP* 和 *Reform* 为解释变量进行多元线性回归，然后将回归方程残差 *IOVR* 和 *Gdexr* 作为政府保护的替代变量进行线性回归（见表 5 中模型 C）；（4）为了克服回归残差的横截面相关性和时间序列相关和减少变量各年度间的随机波动而产生的测量误差，我们将上述具有连续七年数据的 28 个样本省市各变量分别取简单算术平均值进行截面线性回归分析（见表 5 中模型 D）；（5）若考虑了行业的个体影响后，Wurgler（2000）的面板数据模型（单向误差成分回归模型）比普通最小二乘法更能准确地反映我国的实体经济资本配置效率（韩立岩和王哲兵，2005），那么我们运用 Wurgler（2000）的面板数据模型分别对各个省市进行回归分析时发现，仅有 12 个省市的回归模型结果较为理想，其它省市工业行业数据回归模型中 F 值均不显著，此时将 12 个省市的资本配置效率与具有连续七年数据的相应省市 *IOV* 和 *Gdex* 平均数进行多元线性回归（见表 5 中模型 E）；^①（6）运用 Hausman test 发现 $F(27, 164) = .98$ ，即不能显著拒绝特异误差与解释变量在所有时期都不相关的零假设，故我们运用平衡面板数据随机效应模型进行回归分析（见表 5 中模型 F）。表 5 中模型 A、B、C、D、E 和 F 都表明地区国有经济比重依然与该地区实体经济资本配置效率显著负相关，但控制变量间的多重共线性后，政府与市场指数及地区人均生产总值与该地区实体经济资本配置效率不显著负相关。

表5 稳健性检验结果（因变量为地区实体经济资本配置效率）

	A	B	C	D	E	F
<i>Cons</i>	1.324*** (3.51)	.650*** (4.16)	.650* (1.94)	1.666*** (4.60)	.777*** (5.28)	1.284*** (2.91)
<i>IOV</i>	-.443*** (-3.17)	-.331*** (-2.68)		-.500*** (-2.96)	-.395** (-2.64)	-.338** (-2.07)
<i>IOVR</i>			-.443*** (-3.17)			
<i>Gdex</i>	-.022 (-1.35)	-.038*** (-2.72)		-.041** (-2.28)	-.058*** (-3.65)	-.030** (-2.04)
<i>Gdexr</i>			-.001 (-.07)			
<i>FD</i>	.037 (.71)		.010 (.19)	.051 (1.06)		.015 (.27)
<i>GDP</i>	-.190** (-2.14)		-.118 (-1.29)	-.246*** (-2.95)		-.183 (-1.60)
<i>Reform</i>	-.014 (-.24)		.057 (1.12)	.016 (.23)	.010 (.16)	.013 (.21)
<i>Year</i>	Yes	No	Yes	No	No	-
<i>Adj-R²</i>	.155	.038	.155	.284	.671	.047
<i>DW</i>	1.992	1.973	1.992	-	-	-
F	4.11***	4.38**	4.11***	3.84***	8.40***	9.25*
N	205	205	205	28	12	196

^① 我们也对 1999-2006 年间分地区的 27 个工业行业数据运用面板数据群组间估计量模型估算出各地区实体经济资本配置效率，然后再与政府保护的替代变量和控制变量进行截面线性回归，结果基本保持不变。

注：变量指标的定义见表1；为修正异方差性的影响，我们在括号中给出了和异方差一致的标准差假设下的T统计值；*、**、***分别表示参数在10%、5%和1%的显著性水平下显著异于零。

四、结论与政策建议

尽管政府保护是地区实体经济资本配置效率的重要决定因素之一，但是至今还没有对这方面系统的实证研究，本文试图填补这方面空白。以1999-2006年间我国29个地区27个工业行业为样本，运用Wurgler（2000）的资本配置效率估算模型研究政府保护对地区实体经济资本配置效率的影响。结果发现，随着以国有经济比重为替代变量的地方政府保护程度越高，资本从低效行业撤资、往高效领域增资的投资弹性系数随之越低，即资本由低效率领域向高效率领域转移的速度越慢，进而使得地区实体经济资本配置效率相应越低，同时控制变量间的多重共线性后，政府与市场指数与该地区实体经济资本配置效率为负，但不显著，意味着政府对市场的监管会有助于提高地区实体经济资本配置效率。此外，我们发现银行信贷对地区实体经济资本配置效率没有产生显著的影响。因此，一方面应该进一步发挥地方政府经济决策自主性和市场监管的积极作用，同时加强法治，让其成为一个有限的（limited）和有效的（effective）政府（钱颖一，2000），定位于改善民间部门解决监管问题和克服其他市场缺陷的能力（青木昌彦，1998）；另一方面，应该适度降低地区国有经济比重，削弱地方政府对本地经济实行保护的渠道和动机。当然，我们仅是从国有经济比重和市场机制来界定政府保护对地区实体经济资本配置效率的影响具有一定局限性，如何准确又全面地界定政府保护程度和地区实体经济资本配置效率都需要我们进一步深入地研究。

参考文献

- 白重恩、杜颖娟、陶志钢、仝月婷，2004：《地方保护产业地区集中度的决定因素和变动趋势》，《经济研究》第4期。
- 胡向婷、张璐，2005：《地方保护主义对地区产业结构的影响—理论与实证分析》，《经济研究》第2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、郗冬，2002：《基于面板数据的中国资本配置效率研究》，《经济学（季刊）》第2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。
- 李善同、侯永志、刘云中、陈波，2004：《中国国内地方保护问题的调查与分析》，《经济研究》第11期。
- 刘培林，2005：《地方保护和市场分割的损失》，《中国工业经济》第5期。
- 林毅夫、刘培林，2004：《地方保护和市场分割：从发展战略的角度考察》，北京大学中国经济研究中心工作论文。
- 刘伟、李绍荣，2001：《所有制变化与经济增长和要素效率提升》，《经济研究》第1期。
- 刘凤委、于旭辉、李琳，2007：《地方保护能提升公司绩效吗—来自上市公司的经验证据》，《中国工业经济》第4期。
- 陆铭、陈钊、严冀，2004：《收益递增、发展战略与区域经济的分割》，《经济研究》第1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。
- 平新乔，2004：《政府保护的动机与效果：一个实证分析》，《财贸经济》第5期。
- 钱颖一，2000：《市场与法治》，《经济社会体制比较》第3期。
- 青木昌彦等编，《政府在东亚经济发展中的作用—比较制度分析》，中国经济出版社，1998年。
- 沈立人、戴园晨，1990：《我国“诸侯经济”的形成及其弊端和根源》，《经济研究》第3期。
- 世界银行，2005：《全国产品和要素市场的分割：经济成本和政策建议》，工作报告。
- 银温泉、才婉茹，2001：《我国地方市场分割的成因和治理》，《经济研究》第6期。

- 郑毓盛、李崇高, 2003: 《中国地方分割的效率损失》, 《中国社会科学》第 1 期。
- 钟笑寒, 2005: 《地区竞争与地方保护主义的产业组织经济学》, 《中国工业经济》第 7 期。
- 周黎安, 2004: 《晋升博弈中政府官员的激励与合作—兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》, 《经济研究》第 6 期。
- Almeida Heitor, Daniel Wolfenzon, 2005, The effect of external finance on the equilibrium allocation of capital *Journal of Financial Economics* 75:133-164.
- Bagehot Walter, 1962, “Lombard Street”, Homewood, Illinois: Irwin [1873] 1962 edition.
- Beck, T. and R. Levine, 2002, Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market-or Bank-Based System Matter? *Journal of Financial Economics* 64:147-180.
- Blanchard, O and A. Shleifer, 2000, Federalism with and without political centralization: China vs. Russia. NBER Working Paper.
- Boycko, M, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1996, A Theory of Privatisation. *The Economic Journal*, 106:309-319.
- Cho, Y., 1988., The effect of financial liberalization on the efficiency of credit allocation: some evidence for Korea. *Journal of Development Economics* 29:101-110.
- Levine, R., 1997, Financial development and economic growth. *Journal of Economic Literature* 35, 688-726.
- Levine, R., 2003, Finance and Growth: Theory, Evidence and Mechanisms. NBER Working Paper.
- Poncet, Sandra, 2002: 《中国市场正在走向“非一体化”？—中国国内和国际市场一体化程度的比较分析》, 《世界经济文汇》第 1 期。
- Robert M. Bushman Joseph D. Piotroski and Abbie J. Smith, 2005, Capital Allocation and Timely Accounting Recognition of Economic Losses: International Evidence. University of North Carolina Working Paper.
- Wurgler, J, 2000, Financial Markets and the Allocation of Capital. *Journal of Financial Economics* 58: 187-214.
- Young Alwyn, 2000, The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China. *Quarterly Journal of Economics* 115:1091-1135.

Government Protection and Local Real Economy Capital Allocation Efficiency

——Evidence From Province-Level Industrial Data

[Abstract] Fiscal Decentralization and Promotion incentives will make local governments have strong incentives to protect local economies, thus resulting in local protectionism and market fragmentation. Using China’s Province-level industrial data from 1999 to 2006, this paper explores the empirical relationship between government protection and capital allocation efficiency based on Wurgler (2000) model. And we found that capital allocation efficiency differs in every province and year, local capital allocation efficiency decreases with government protection substituted by Proportion of State-owned Economy.

[Key Words] Government Protection Proportion of State-owned Economy

Local Real Economy Capital Allocation Efficiency