

中国私营经济资本 形成水平的空间差异性研究

——基于制度非均衡的视角

姜建刚 张建红*

摘要: 本文从制度非均衡角度分析中国私营经济资本形成水平及其空间差异性,并运用比较分析模型构建制度变迁的成本和收益,测算区域内和比较区域间各制度变迁的有效性系数大小。实证结果表明:中国私营经济资本形成水平及其空间差异性受产权变迁、政府对经济的干预、次要劳动市场的治理制度、信贷资金分配市场化等制度因素影响,其中产权变迁的边际影响最大;中部地区产权制度变迁对私营经济发展的有效性系数要远大于西部地区,其他制度变量的有效性系数虽均小于西部地区,但同种制度变量之间的有效性数值较接近;中、西部地区每个区域内不同制度变量的有效性系数大小不对等,其中产权变迁的有效性系数最大。本文的研究有助于深入理解制度变迁在中国经济发展中的重要作用,同时对促进中国私营经济发展有重要的参考意义。

关键词: 交易成本 制度非均衡 私营经济 空间差异 有效性

一、引言

自改革开放以来,中国私营经济发展一直充满活力,为中国经济增长注入了新的动力。根据《中国统计年鉴》的数据,规模以上私营经济部门数量从2002年的49176个增加到2008年的245850个,7年时间增长了约4倍,而工业产值增长了约9.53倍。尽管如此,我国区域之间私营经济发展又是非常不均衡的。如表1的H指数和Theil指数¹所示:整体上中国私营经济发展在东、中、西部地区之间存在结构性差别,不仅表现在总量上存在不均衡,而且人均水平也存在显著性不均衡。大致来说东部地区私营经济发展水平最高,中部地区其次,西部地区最低。

探索我国私营经济发展水平的空间不均衡性是有必要的,它影响区域之间的发展差距,涉及到我国经济

* 姜建刚,云南财经大学城市管理与资源环境学院,邮政编码:650221,电子信箱:jiangjg@163.com;张建红,云南财经大学城市管理与资源环境学院,邮政编码:650221。

作者感谢匿名审稿专家的意见,当然文责自负。

¹ H指数和Theil指数分别从不同的层面说明了差异化程度,其中H指数只能反映总体情况,而Theil指数还可以进一步地分解出组内和组间的人均差距系数。

H指数的表达式为: $H = - \sum_{i=1}^n p_i \lg p_i$,其中 p 表示*i*地区的私营资本在全国总私营资本中所占的比例, n 表示地区总数,这里把全国分为东、中、西部地区。H指数越小,说明私营资本形成的地区差异越大,存在结构性失衡,反之亦然。

Theil指数的表达式为: $T_{\text{全国}} = T_{\text{地区间}} + T_{\text{地区内}} = \sum_{i=1}^n y_i \log \frac{y_i}{p_i} + \sum_{i=1}^n y_i \sum_{j=1}^m y_{ij} \log \left(\frac{y_{ij}}{p_j} \right)$,其中*i*表示地区,*j*表示地区*i*内的*j*省, n 表示地区总数, m 表示地区*i*包含的省区数目,这里把全国分成东、中、西部地区。 y_i 表示*i*地区的私营资本总值占全国私营资本总值的比重, y_{ij} 表示*j*省私营资本总值在*i*地区私营资本总值中所占的比例, p_i 表示*i*地区人口占全国总人口的比重,对应的 p_{ij} 表示*j*省的总人口在*i*地区总人口中所占的比例。每种T指数越大表示对应的私营资本形成的差距越大,反之亦然。

的区域协调和长远发展重大问题。从根本上说,我国私营经济的产生源于自下而上的经济动力推动,私营经济的形成一方面由国有经济产权转移而来,另一方面由私人经济主体组织的原生化私营生产(赵世勇、陈其广,2007)构成。然而这并不足以解释这个问题,新制度经济理论表明制度对经济发展也是尤为重要的,基于此,本文试图从制度非均衡的角度,借助1998-2007年的面板数据模型分析和解决如下问题:(1)我国私营经济资本形成水平及其在空间上的差异性是否受到制度非均衡性的影响?(2)如果确实受到影响,那么哪些因素是显著的,哪些又是不显著的?(3)各种制度变迁的影响性系数和有效性系数有多大?我国私营经济包括私营独资、私营合伙、私营有限责任公司、私营股份有限公司四种具体形式,由于数据的局限,这里只考虑其总体情况。

表 1 1998-2007年中国私营经济注册资本的 *H* 指数和 *Theil* 指数

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 |
|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>H</i> 指数 | 0.8769 | 0.8864 | 0.8417 | 0.8318 | 0.8214 | 0.8229 | 0.8231 | 0.8298 | 0.8373 | 0.8338 |
| 地区间 <i>Theil</i> | 0.2190 | 0.2112 | 0.2416 | 0.2628 | 0.2730 | 0.2695 | 0.2678 | 0.2457 | 0.2356 | 0.2360 |
| 全国 <i>Theil</i> | 0.4143 | 0.4649 | 0.4552 | 0.5202 | 0.5158 | 0.4832 | 0.4716 | 0.4331 | 0.4447 | 0.3802 |

资料来源:根据《中国市场统计年鉴》(1999-2004)和《中国私营经济年鉴》(2006-2008)相关数据计算整理。

通过整理,笔者发现与本文有关的文献研究主要体现在以下四点:(1)制度变迁对我国宏观经济的影响(杜婷、庞东,2006;王立平、王志和,2004;钟昌标等,2008);(2)产权化改革对我国产业或技术效率的影响(刘小玄,2004;赵世勇、陈其广,2007);(3)制度因素对引进外商直接投资(FDI)或其流入和区位布局的影响,以及FDI对我国经济制度变迁的反馈作用(丁宁,2007;周骏宇,2007;Du Julian et al,2008);(4)制度环境差异对上市民营企业政治参与关系的影响(罗党论、唐清泉,2009)。与已有研究相比,本文的特点和意义在于以下两点:第一,从制度非均衡角度研究纯私营经济的发展现象;第二,借助一组系统的比较分析指标,测算了地区制度非均衡导致私营经济资本形成及地区差异的不同程度的影响系数和有效系数大小。文章其余部分结构安排如下:第二部分是理论分析和研究假设;第三部分展开计量分析;第四部分是简单的讨论;第五部分进行总结。

二、理论分析与研究假设

制度变迁通过解决规模报酬、交易成本、外部性、风险分散而使经济行为受益,制度和制度技术的应用决定交易,进而决定了经济中的交易成本(诺斯,2000;诺斯等,2003)而影响经济绩效。McKeever(2008)、Aidis等(2008)的实证研究表明了制度变迁对私营经济发展的重要性。然而由于制度的非竞争性和非排他性,制度的私人供给存在搭便车,单个厂商内在的诱发性制度供给和安排是不足的,宏观经济制度供给依赖于国家的强制性制度变迁。政府通过权衡制度变迁的收益和成本确定是否提供强制性的制度供给,这表明政府未必对私营经济提供有效的制度供给。因此地区有效制度的安排与供给程度的不均衡就在很大程度上决定了私营经济发展的交易费用,进而引起资本形成水平及其区域的差异化。下文进一步从产权制度变迁、政府对经济干预、内部劳动市场制度、信贷资金分配市场化四个方面分析它们对私营经济发展水平及其区域化差异的影响,并提出相关假设。

(一)选择性产权保护对私营经济资本形成水平的影响

根据产权学派的理论,产权是一个社会所强制实施的选择一种经济品的权利,明确和保护私有产权收益即使用权、收入享受权、要素转让权三大权利能减少交易成本增加收益。同时,私有产权内在的排他权避免了较高的谈判成本和监督成本,解决收益和成本的集中不对称问题,通过减少剩余索取的最低成本,使外部性收益最大程度内部化。Adams(2006)以及GoHsmith(1997)的研究表明了经济转型过程中私有产权的意义;而皮天雷(2010)也认为投资者的财产权利受保护程度直接影响到投资者投资与再投资的积极性。对我国而言,产权的选择性保护才是我国经济发展的重要因素。所谓产权的选择性保护,它以经济增长为重心,以厂商权利保护为核心,系统性地降低了劳动力、资本、土地、能源等要素的保护水平(魏建,2009)。

尽管理论表明产权的确定和保护如此重要,但宪法对私营财产权利的保护明显弱于公有财产权利¹,直到2007年才正式颁布《中华人民共和国物权法》从法律上保护私营资产。两个分水岭的转折性事件后,私

¹ 一个明显的现象是:曾一度受“贸易双轨制”的影响,我国私营经济不能享受国有经济、外资经济的待遇,存在双重收费、搭车收费、超标准收费严重,罚款、摊派泛滥。

营经济才争取到一定的产权保护:十五大把私有经济定义为社会主义市场经济的一部分;十六大明确提出保护私有财产权利。结果我国私营经济突飞猛进发展。¹然而根据魏建(2009)的研究,我国三大地区的私营资本产权的制度性供给是不对等的,经济特区率先构建强力性的保护私营厂商的投资产权;世界银行对中国120个城市调查的投资环境研究报告也表明城市之间的产权保护程度存在差别化。^④因此从以上分析得到如下假设:

假设1:地区有效的选择性产权制度变迁有利于私营经济资本形成,但其强力性扩散与巩固化程度的差别导致了地区私营经济资本形成水平的不均衡。

(二)政府干预对私营经济资本形成水平的影响^(四)

经济转型国家,尽管改革已经使传统的计划管理体制遭到摒弃,但政府与企业之间的交易活动并未因此停止,两者紧紧捆绑在一起(赫尔曼、施克曼,2002)。有研究表明我国政府行政机构和私营经济双方都存在自发结合捆绑的内生机制(李广杰等,2009;罗党论、唐清泉,2009)。政府行政干预强化了企业与政府的结合,然而给私营经济带来的却是时间税、贿赂税、交易费用的增加。如研究表明:转型经济国家干预给私营经济带来的贿赂税比国有企业高(赫尔曼、施克曼,2002);尽管如此,于良春和余东华(2009)、樊纲等(2006)的研究表明我国地方政府干预经济活动的程度逐渐减轻^{1/4},也就是说我国私营经济发展的外部交易费用相对以前减少。由此提出如下假设:

假设2:政府对经济干预的弱化有利于地区私营经济的资本形成。

(三)次要劳动市场治理制度的不完善对私营经济资本形成的影响

劳动经济学把劳动市场分为外部劳动市场与内部劳动市场。外部劳动市场指以市场形式配置劳动资源,内部劳动市场指以企业组织形式配置劳动资源。内部劳动市场进一步分为主要劳动市场和次要劳动市场。次要劳动市场存在着生产劳动密集型、专业化规模化生产较低、工资较低、公司管理缺乏规范的行政制度等特征,而主要劳动市场的特征与之相反。现阶段我国私营经济吻合次要劳动市场的特征。由于我国对劳动要素实行选择性的弱保护(魏建,2009),私营经济的次要劳动市场发展极不完善,劳资关系严峻,如职工工资低,厂商违反《劳动法》随意延长员工工作时间,经常克扣和拖欠员工工资。新制度经济学的企业组织生产理论表明长期内这种内部不均衡对私营经济发展不利。根据对张维迎观点的理解,次要劳动市场的复杂信息加剧了经济行为中雇佣双方的有限理性行为对完全理性的偏离、衡量绩效的困难和信息不对称的程度,进而决定了私营经济雇佣双方建立了非完备契约^{1/2};同时企业的实质是一个长期雇佣的不完全性的契约关系,企业的运行基于交易成本之上。信息的不完全会增加交易成本。微观层次的研究也表明:在专业化经济效果不是很强的情况下,协调成本决定了内生劳动分工和经济增长的程度,规范化的企业制度与合同制度安排可以有效地降低协调“团队”生产的成本(许彬、罗卫东,2003)。这意味着现阶段我国以中、小规模为主的私营经济实际上支付了较高的协调成本,损失了专业化的收益。综合以上分析提出第三个假设:

假设3:地区私营经济内部劳动市场治理制度的不完善与其资本形成水平呈负相关。

(四)信贷资金分配市场化对私营经济资本形成水平的影响

一直以来,我国私营企业向银行贷款进行外源性融资时存在困难。这是由于一方面,我国私营企业自身的规模小、信用状况不佳、担保体系不健全(木志荣,2004),同时银行与私营企业之间存在着关于技术创新、产品创新与企业家风险三方面的信息不对称(林毅夫,2009);另一方面,我国的金融体制是以国有银行为主

¹ 根据《中国统计年鉴》的数据,2002年私营经济工业增加值比1998年增加了2746.2亿元,增长率达到5.39%,而2007年私营经济工业增加值比2003年增加了21003.42亿元,增长率约为3905%。

^④ 转引自罗党论、唐清泉,2009《中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究》,《经济研究》第2期。

^(四) 感谢匿名审稿人对此提出富有建设性的意见:选择性产权保护与政府干预相当程度上是一个硬币的两面,如果要作为解释变量加以区分,需要更明确和有利的论证。这里的产权保护侧重于企业最直接的生产经营、合法权益保护、技术创造知识产权等法律制度方面的内容;政府干预也正如樊纲等(2001,2006)强调的,侧重于市场分配经济资源的比重;政府机构的廉洁、办事效率、规章制度、手续程度、政策与操作的透明度以及企业的税收负担;政府规模等政府与市场关系方面的问题。

^{1/4} 又如根据世界银行官方网站(<http://www.worldbank.org>)的统计数据,2005年、2007年、2008年开办一项新的商业活动,中国所需时间分别为50天、43天、38天,西欧国家为29天、22天、16天,日本为31天、23天、23天,虽然我国与这些发达国家还存在较大差距,但已得到较大的改善。

^{1/2} 转引自香伶、张炳中,2006《新制度经济学对劳动力市场理论的影响》,《财贸经济》第1期。

的高度集中的金融制度,它服务的对象主要是国有企业,同时银行部门在执行私营企业的贷款时,面临高昂的交易成本、评估成本和风险成本(周晓梅,2006),因而银行部门一般不愿意为私营企业提供贷款。即使银行部门提供贷款,它对私营企业部门也实施严格繁杂的贷款手续,要求私营企业提供相当可信的贷款抵押担保。中央政府鉴于私营经济部门特别是相当程度的中小型私营企业存在贷款融资的困难,采取一系列举措,如1998年和2000年先后颁发了《关于进一步改善中小企业金融制度服务的意见》和《关于进一步加强对有市场、有效益、有信用的中小企业借贷指导的意见》,试图通过推动信贷资金分配市场化,加大对私营经济部门筹资的支持力度。有研究表明,民营公司所在地金融发展越落后,企业越愿意寻求与政府结合(罗党论、唐清泉,2009),这说明民营经济要支付一定的政治贿赂;还有研究表明:完善金融市场,增强企业有效信贷保护有利于经济发展,解决私营企业资金缺乏的约束(Cavalcanti et al, 2008),扩大经济规模。因此从以上的分析提出第四个假设:

假设4 信贷资金分配市场化与提高私营资本形成水平呈正相关。

三、实证研究

(一) 计量模型与变量说明

我们按Acemoghi和Johnson(2005)的建模思路分析制度变迁的影响,这一方法成为许多研究制度变迁的计量回归分析效仿的典范,其分析结构为: $Y = \alpha + \beta I + X' \theta + \varepsilon$ 其中 Y 为被解释变量, I 为一系列的制度变量, X 为其他控制变量。

在这里为充分控制影响私营经济发展的制度即产权保护制度 *property*, 政府对企业的干预 *inter*, 信贷制度 *credit*, 内部劳动市场制度 *labor* 以外的因素,我们把各省的经济基础因素和私营企业内部自身的一些因素作为控制变量,其中经济基础因素包括道路基础设施建设 *infra*, 产业集聚 *aggre*, 劳动力流动性程度 *lab-f*。这是因为:道路基础设施较好,企业可以减少运输成本和时间成本;产业集聚区域内的私营企业可以获得规模经济和范围经济,同时我国制造业内部和相关行业确实存在空间上集聚(金煜等,2006),而集聚在地域上又存在不均衡,东部沿海地区产业集聚程度明显强于内陆地区,也就意味着地方产业集聚程度差别对私营经济可能有较大的影响;劳动流动性程度反映了外部劳动力市场完善程度,其发育程度越高,就越容易产生外部市场的竞争,为私营经济发展提供良好的外部市场环境。企业自身控制因素用企业资本密度 *size-d*、企业规模 *scal*、企业支付的劳动工资 *wage* 反映。根据前面的分析,我们建立一个线性面板计量回归方程进行定量分析,其形式如下:

$$private_{it} = \alpha + \theta_1 property_{it} + \theta_2 inter_{it} + \theta_3 credit_{it} + \theta_4 labor_{it} + \theta_5 infra_{it} + \theta_6 aggre_{it} + \theta_7 lab-f_{it} + \theta_8 size-d_{it} + \theta_9 scal_{it} + \theta_{10} wage_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中 i 表示地域维度, t 表示时间维度, *private* 用各省私营经济的实际注册资本来反映,考虑价格因素的影响,以1998年价格为基础,按价格指数剔除价格扰动影响。*property*、*inter*、*credit* 三种制度变迁程度分别采用樊纲等(2001, 2006)的各省知识产权得分指数¹、政府对企业干预得分指数、信贷资金分配的市场化指数来度量,其得分指数越高,表明该制度变迁程度越完善。*labor* 表示内部劳动市场的制度变迁,用各省劳动争议的案件受理数与其国内生产总值(GDP)之比度量^④,其值越大,表明地方私营经济内部劳动市场发展越不完善;*infra* 用各省平均每公里的铁路所占面积来反映;*aggre* 表示产业集聚,按照金煜等(2006)的方法,用本省的工业产值与全国工业总产值之比来度量;*lab-f* 依然采用樊纲等(2001, 2006)的劳动力流动性得分指数

¹ 感谢匿名审稿人在此指出的问题。在实证中对产权指标的度量其实是相当困难的,从文献的整理中我们发现,普遍用非国有经济的工业产值(增加值)与总工业产值(增加值)之比来作这一指标的代理变量。然而年鉴关于工业产值的统计途径发生了结构性变化,从2005年起才收录了地区私营经济的工业产值,按照这一方法数据产生相当大的结构性变化,在回归估计中这会导致很大的偏误。另一种方法是用樊纲等(2001, 2006)的知识产权保护指数,虽然不能全部地代表选择性产权变迁水平,但至少相当程度上近似地代表选择性产权变迁的发展趋势,这一方法被Du等(2008)采用,类似的还有罗党论和唐清泉(2009),但他们的数据增加了“对生产者合法权益的保护”指数,而这存在不合理成分,因为樊纲等(2006)从2003年起就改变了对这一指标的度量方法,因此数据同样会产生结构差异。这里我们采取Du等(2008)的方法。

^④ 匿名审稿人对此提出了中肯意见,然而很遗憾在实际中由于数据的不完整,我们无法实现用“各省劳动争议的案件受理数与私营企业产值之比”来度量。因此不得不选择次优,按文中的指标来作大体上的反映。

来度量,即用外来农村劳动力占当地城镇从业人员的比重来近似反映劳动力的流动性程度;用私营企业的注册资金与其就业人数之比度量其资本密度程度 $size-d$;用企业的注册资金与投资户数之比反映单个企业规模 $scal$;用各省企业单位的平均工资水平 $wage$ 反映地区私营经济的工资差异。本文采用 1998-2007年的面板数据,由于数据不完全性,剔除重庆、海南、西藏三个地区,对剩余的 28个省、直辖市、自治区的数据进行分析。原始数据来源于樊纲等(2001,2006),历年《中国市场统计年鉴》《中国私营经济年鉴》《中国劳动和社会保障年鉴》《中国统计年鉴》其中对于各省当年缺乏的数据,用距当年最近一年的数据代替。

(二)回归结果和分析

用 Klein 判别法检验解释变量之间是否存在严重共线现象,以减小估计的偏误,结果表明并不存在严重共线;同时相关系数矩阵表还表明(限于篇幅,这里没有给出),所有被解释变量和解释变量存在正相关,在一定程度上与前面的假设相符,但这种相关性是否有统计意义上的显著性,还需要多元计量回归的进一步检验。受约束的 F 统计量、似然比 LR 统计检验结果都支持固定效应估计。考虑到现代面板数据模型中固定效应包含个体固定效应、时点固定效应、个体与时点双固定效应三类模型,同时由于模型中存在序列相关,经过比较发现应采用时点固定效应模型,并用 period SUR 来做加权估计以消除模型中出现的序列相关和可能存在的截面异方差。新制度经济学把制度因素纳入经济的内生分析框架,制度因素可能会成为私营经济发展的内生变量。考虑到这点,为作出更稳健的估计,我们把所有制度变量滞后一期作工具变量,并用 2SLS 回归来控制内生性。表 2 给出回归结果。其中模型(1)是没有采用工具变量的时点固定效应估计,模型(2)和模型(3)分别是所有截面单元和时间单元用制度变量的滞后一期作工具变量并用 2SLS 来估计的模型,两者的差别在于对工具变量个数的要求不同。三种回归估计的结论在本质上基本是一致的,表明模型的估计是较稳健的。下面进一步从回归结果分析制度因素、区域基本经济因素、企业自身特征对私营经济资本形成及其地区差异的影响。

表 2 不同计量模型的回归结果

| | 模型(1) FE | 模型(2) NFE | 模型(3) NFE |
|------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|
| C | 603.6 ^{**} (158.26) | 190.95 (97.00) | 163.41 (224.65) |
| $property_{i,t}$ | 147.50 ^{**} (13.37) | 139.67 ^{**} (13.13) | 154.53 ^{**} (14.94) |
| $inter_{i,t}$ | 25.26 ^{**} (8.75) | 22.37 [*] (10.33) | 17.66 (12.69) |
| $credit_{i,t}$ | 7.26 (9.29) | 4.09 (9.47) | 4.35 (12.00) |
| $labor_{i,t}$ | -31.59 ^{**} (12.40) | -31.64 [*] (13.75) | -31.25 [*] (16.56) |
| $infr_{i,t}$ | 2390.66 ^{**} (1331.50) | 3216.52 ^{**} (1552.60) | 3028.51 [*] (1629.70) |
| $aggre_{i,t}$ | 10510.48 ^{**} (819.24) | 12765.8 ^{**} (863) | 12467.2 ^{**} (906.25) |
| $lab-f_{i,t}$ | -1.52 (12.69) | -6.31 (13.24) | -12.01 (13.97) |
| $size-d_{i,t}$ | 2.95 ^{**} (0.76) | 0.059 (0.81) | 0.12 (0.867) |
| $scal_{i,t}$ | 0.97 [*] (0.38) | 6.8 ^{**} (0.83) | 6.85 ^{**} (0.84) |
| $wage_{i,t}$ | -0.027 ^{**} (0.0068) | -0.03 ^{**} (0.01) | -0.031 ^{**} (0.01) |
| $Adj R^2$ | 0.835 | 0.853 | 0.846 |

说明:***表示 0.01 水平上显著,**表示 0.05 水平上显著,*表示 0.1 水平上显著,括号内的值为标准差。

(1)制度变迁对私营经济资本形成水平及其空间差异的影响分析。产权保护、政府对经济干预弱化的回归系数为正且基本显著,这与前面的假设一致,表明它们与私营经济资本发展及其地区差异呈正相关;信贷制度系数为正但不显著,表明信贷资金分配市场化目前还没有显著地提高私营经济的资本形成。实际上这符合我国现状:由于我国信贷制度改革时间较晚,实质上对私营经济一直是束紧的信贷,比如 2006 年的第七次私营企业抽样数据分析报告表明:85.5%的私营企业表示向银行贷款有困难(保育钧,2008)。地区金融机构对私营经济实施的严重“信贷制约”导致信贷制度变迁的差异性不是很大,因此回归中系数不显著。内部劳动市场制度的差异回归系数为负且显著,表明其对私营资本形成的空间差异有抑制作用,与前面的假

设一致。

(2)基本经济因素对私营经济资本形成及其地区差异的影响分析。基本设施和产业集聚系数为正且显著,表明运输成本、时间成本、产业集聚形成的规模经济和范围经济显著地影响地区私营资本形成水平及其差异性。外部劳动力市场流动性的系数为负但不显著,表明其虽对私营资本形成水平的地区差异有抑制作用但不显著,其原因可能是我国劳动力资源供给充足,伴随着户籍制度、行政管理制度的松散,近乎实现了劳动力跨地区跨部门的完全流动,外部劳动市场基本上实现了竞争性均衡,它已不是私营资本发展差异的主要约束因素。

(3)企业自身特征对私营经济资本形成水平及其地区差异的影响分析。资本密度在外生分析时显著为正,加入工具变量后不显著;地区单个企业规模系数为正且显著,表明企业规模的大小与私营资本形成的差异正相关。虽然我国私营经济普遍为中小规模,如第八次全国私营企业抽样调查数据分析综合报告表明我国私营经济注册资本不足100万元以上的占总户数的75%¹,但即使如此,规模经济还是存在且显著影响地区私营经济资本形成;工资的回归系数为负且显著,表明工资对私营资本形成水平的差异有抑制作用,这可能是由于各地私营经济部门的工资成本特征相似,不构成显著性差异:在发展初期工资成本普遍较低;当前成本压力又普遍较大,如第八次全国私营企业抽样研究表明:劳动力工资成本的上升成为私营经济发展的第二大制约因素,这一点无论对于全国,还是对东、中、西部地区都一样^④,所以系数为负。

(三)制度变迁影响的有效性分析

上述回归分析只说明了制度变迁对私营经济资本形成水平及其地区差异的相关性大小,但这种相关性无法衡量制度因素对私营经济资本形成水平及其地区差异的效率性大小问题,即制度变迁的绩效。为进一步分析单个制度因素对东、中、西部地区私营经济资本形成水平的影响,及横向比较地区之间影响系数的差异性,我们在相关分析的基础上,按照Cavalcanti等(2008)的方法拓展分析。我们总结了该方法的优点是:能以一国或一个地区的制度变迁水平为对比参照,通过一定的指标衡量其他特定国家或地区制度变迁的收益和成本,计算制度变迁对经济发展的影响性和有效性系数大小。主要包括三个指标。

第一个指标:被解释变量制度*i*对解释变量*j*的影响系数(Impact on the economic variable *j*) = (制度*i* A - 制度*i* B) × 制度*i*对*j*的回归系数。

其中(制度*i* A)表示A地区制度*i*的平均值,对应的(制度*i* B)表示B地区制度*i*的平均值,这一指标的经济意义是:当B地区制度*i*达到A地区制度*i*水平时,它对解释变量*j*产生的影响有多大。该指标值越大,表明影响性也越大。不足之处在于其没有考虑到每一制度改革的成本,因为高影响系数也许以高成本为代价。为此还需要设定第二个指标以度量制度改革的成本,进行更客观的分析。

第二个指标:需变革制度*i*的努力程度(Required reform effort *i*) = (制度*i* A - 制度*i* B) / (制度*i* B)

其意义在于衡量B地区当前制度改革的成本(cost of reform),即B地区制度达到A地区当前制度变迁水平时,还有待努力的程度。

第三个指标:制度*i*改革的有效性(Efficiency of reform *i*) = 影响系数 / 努力程度。即 Impact on the economic variable *j* / Required reform effort *i*

其意义在于把被解释变量制度*i*对解释变量*j*的影响系数与其变迁的成本综合起来,衡量单位制度变迁的努力成本对应的影响系数大小。高指数值表明单位制度*i*变迁的努力成本,对应较高的对经济变量*j*的影响系数,因而表示该制度变迁的有效性越大。

在下面的分析中,以东部地区的指标为参照,计算对应的中、西部地区各指数。这里仅给出没有考虑制度变量内生的情况(如表3和表4所示)。^(四)

¹ 数据来源于《中国私营经济年鉴》(2006-2008-6)。

^④从原材料涨价、劳动成本上升、能源涨价、货币政策从紧、人民币升值、土地审批从严、出口退税政策变化这七个方面分析环境变化对私营企业发展的影响,结果表明无论是全国还是三大地区,劳动成本上升产生的影响均排第二,仅次于原材料涨价的影响,其中西部地区指数为0.707,中部地区为0.643,东部地区为0.663。以上数据来源于《中国私营经济年鉴》(2006-2008-6)。

^(四)在樊纲等(2001, 2006)中,产权制度、政府对经济的干预和信贷制度都是经过标准化处理的,这里为便于统一分析,按照樊纲等采用的方法,对内部劳动市场制度变量也经过标准化处理。

表 3

制度变迁对中部地区的影响

| 制度变量 | 中部制度均值 (1) | 东部制度均值 (2) | 两地之差 (3) = (2) - (1) | 回归系数 (4) | 影响系数 (5) = (3) × (4) | 需努力程度 (6) = (3) / (1) | 有效系数 (7) = (5) / (6) |
|-----------------|---------------|---------------|-------------------------|-------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| <i>property</i> | 1.389 | 7.15 | 5.761 | 147.5 | 849.746 | 4.146 | 204.956 |
| <i>inter</i> | 3.71 | 6.934 | 3.224 | 25.26 | 81.438 | 0.869 | 93.715 |
| <i>credit</i> | 4.34 | 6.955 | 2.615 | 7.26 | 18.985 | 0.602 | 31.537 |
| <i>labor</i> | 9.042 | 6.549 | -2.493 | -31.59 | 78.754 | -0.276 | -285.341 |

注:表 3 数据根据樊纲等 (2001, 2006)、历年《中国劳动和社会保障年鉴》以及表 2 的回归结果整理所得。

表 4

制度变迁对西部地区的影响

| 制度变量 | 西部制度均值 (1) | 东部制度均值 (2) | 两地之差 (3) = (2) - (1) | 回归系数 (4) | 影响系数 (5) = (3) × (4) | 需努力程度 (6) = (3) / (1) | 有效系数 (7) = (5) / (6) |
|-----------------|---------------|---------------|-------------------------|-------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| <i>property</i> | 0.73 | 7.15 | 6.42 | 147.5 | 946.95 | 8.795 | 107.669 |
| <i>inter</i> | 4.094 | 6.934 | 2.84 | 25.26 | 71.738 | 0.697 | 102.924 |
| <i>credit</i> | 4.985 | 6.955 | 1.97 | 7.26 | 14.302 | 0.395 | 36.206 |
| <i>labor</i> | 8.412 | 6.549 | -1.863 | -31.59 | 58.852 | -0.221 | -266.299 |

注:数据来源同表 3。

表 3 数据表明:当中部地区制度达到东部地区制度水平时,制度有效性大小的顺序依次为:产权制度变迁 > 政府对私营经济的干预 > 信贷制度 > 内部劳动市场制度,需要说明的是:内部劳动市场制度的有效性系数为 -285.341,绝对系数最大,方向为负是由于中部地区的内部劳动市场制度完善程度要优于东部地区,当其达到东部地区的制度水平时,实质上是制度的一种倒退,因此不利于私营资本形成。

表 4 数据表明:当西部地区制度达到东部地区制度水平时,各制度变迁对私营资本形成的影响系数大小、有效性系数大小与中部地区有同样的结论,值得注意的是产权制度、政府干预对私营经济发展的影响性系数差别较大,但有效性系数近乎相同。

通过设定东部地区的制度水平为基本参照,结合表 3 和表 4 横向比较中部和西部地区之间各制度变迁的有效性系数。数据显示中部地区只有产权制度变迁对私营资本形成的有效性系数要大于西部地区,前者的有效性数值几乎是后者的两倍;其他制度的有效性系数均要小于西部地区,但同种制度变量之间的有效性数值较接近。

四、简单讨论

讨论如下问题是必要的:中部地区的制度有效性系数和西部地区基本上较接近,然而两地区的私营资本形成水平的空间差异如此之大,现象背后有什么特别的机制呢?我们从三个方面来分析。表 5 各得分指数显示,中部、西部地区之间不同的制度变迁水平确实存在异质性,均值表明产权变迁水平远远低于其他制度变量,中部值为 1.39,西部值为 0.73。其次表 3 和表 4 的分析又显示:每个区域内产权制度变迁的有效性系数最大,区域间中部地区除了产权变迁的有效性系数远远大于西部地区外,其他制度的有效性系数都要小于西部地区。再者我国中部地区私营资本形成水平的程度要优于西部地区。综合以上三者,在一定程度上有如下结论:低水平的产权变迁释放私营资本的效率能力仍远大于其他高水平变迁的制度变量,产权变迁水平是决定我国区域内私营经济资本形成和区域间差异性最重要的制度变量;这与表 2 模型 (1) 中各制度因素的回归结果,也就是表 3 表 4 第 (4) 列对应的系数在一定程度上相符合。回归结果显示,产权变迁的回归系数高达 147.5 远大于其他三种制度变量的回归系数。也就是说,产权变迁对私营资本形成的边际影响要远远大于其他制度的边际影响。那么结论背后的理论依据是什么呢?其实这正与产权理论相一致,根据王洪 (2000) 的理解,市场经济建立在分工与交换的基础之上,交换的本质是产权的互换,公司治理的最优结构也就是产权契约的最优安排,产权契约的任何细微变化都可以改变经济的绩效。对私营经济厂商的投资产权的选择性保护,实质也就是对私营厂商的剩余索取权、剩余收益权的一种有效契约产权安排,因此相对其他制度安排,产权变迁对私营经济资本形成的边际影响和有效性系数也必然较大,这是符合逻辑的。这也就解释了中、西部地区产权变迁水平的差异,导致其对私营经济资本形成水平及其地区差异的有效性系数如此悬殊。同样这个结论也在很大程度上解释了东、中部地区,东、西部地区之间私营经济资本形成水平为何如此悬殊。如表 5 所示,东部地区的各制度水平,除内部劳动市场外,都要优于中、西部地区,其中产权制度变迁的均值、中位数、最大值、最小值指标都远大于后者,因此其高效的产权变迁水平通过对私营资本高效率的释

放机制,直接导致这一地区的私营资本形成水平一直优于中、西部地区。

表 5 三大地区制度变迁水平得分指数的描述性统计

| | 制度变量 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
|----|------|------|------|-------|-------|------|
| 东部 | 产权 | 7.39 | 5.44 | 25.13 | 1.04 | 6.08 |
| | 政府干预 | 6.98 | 7.68 | 11.52 | 1.24 | 2.57 |
| | 信贷制度 | 7.25 | 7.55 | 12.22 | 0.94 | 3.31 |
| | 劳动市场 | 7.02 | 7.74 | 9.49 | 2.89 | 1.87 |
| 中部 | 产权 | 1.39 | 1.21 | 3.23 | 0.21 | 0.77 |
| | 政府干预 | 3.71 | 3.58 | 8.85 | 0 | 2.14 |
| | 信贷制度 | 4.34 | 4.03 | 8.56 | 0 | 2.54 |
| | 劳动市场 | 9.04 | 9.12 | 10.19 | 7.30 | 0.73 |
| 西部 | 产权 | 0.73 | 0.71 | 2.99 | -0.24 | 0.61 |
| | 政府干预 | 4.09 | 3.86 | 9.01 | -0.84 | 2.55 |
| | 信贷制度 | 4.98 | 4.98 | 10.13 | -0.23 | 3.01 |
| | 劳动市场 | 8.41 | 8.49 | 10.18 | 4.36 | 1.09 |

注:数据根据樊纲等(2001,2006)、历年《中国劳动和社会保障年鉴》整理所得。

五、结论与启示

本文运用面板数据模型分析了 1998-2007 年影响我国私营经济资本形成水平及其空间差异性的因素;以东部地区制度水平为基准,运用比较模型测算中、西部区域内制度变迁的成本和收益,衡量各制度变迁的有效性大小,并横向比较了中、西部区域间各制度的有效性。实证研究发现:第一,我国私营资本形成水平及其空间差异性不仅与地方经济基础因素、其自身特征有关,还与产权变迁、政府对经济的干预、内部劳动市场的治理制度、信贷资金分配市场化这些制度因素有关,这与新制度经济学的理论一致,在这四种制度因素中,产权变迁的相关性系数最大,也就是说产权变迁对私营资本形成及其地区差异的边际影响最大。第二,当中部、西部地区制度达到东部地区制度水平时,两区域内各制度对私营经济资本形成的有效性大小不对称。第三,中部地区除产权变迁的有效性系数要远远大于西部地区外,其他制度的有效性系数虽都小于西部地区,但同种制度变量之间的有效性数值差别不大。需要强调的是,由于数据存在一定的局限性,在实际中应谨慎对待这些结论,但无论如何,在相当大的程度上它们提供了一组可行的比较指标。

上述结论提供了一些政策启示:在经济转型时期提供良好的强制性或者诱致性制度供给与安排,提高制度变迁的有效性,对促进地区私营经济发展,缩小地区间的发展差距有重要意义,其中构建产权保护制度以及对这种制度的扩散与巩固化的程度,在一定程度上构成了我国私营经济发展最根本的制度基础结构框架,最显著的制度变迁及最重要的差异化制度。目前我国私营经济还处于规模小、水平低的阶段,如何提高私营经济的发展质量是一个核心问题,创造良好的制度环境为其提供了一个参考角度。

参考文献:

1. 保育钧主编,2008《改革开放与私营经济:改革开放三十周年》,华文出版社,第 27、439页。
2. [美]道格拉斯·C.诺斯、张五常等著,[美]李·J阿尔斯通、[冰]恩格拉·埃格特森等编,2003《制度变革的经验研究》,中译本,经济科学出版社,第 415-431页。
3. [美]道格拉斯·C.诺斯著,2000《发展经济学的革命》,中译本,上海三联书店、上海人民出版社,第 110-122页。
4. 丁宁,2007《外商直接投资与国企诱致性制度变迁》,《国际贸易探索》第 3期。
5. 杜婷、庞东,2006《制度冲击与中国经济的周期波动》,《数量经济技术经济研究》第 6期。
6. 樊纲、王小鲁主编,2001:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
7. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2006《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006年报告》,经济科学出版社。
8. 赫尔曼、施克曼,2002《转轨国家的政府干预、腐败与政府被控》,《经济社会体制比较》第 5期。
9. 金兴,2008《我国劳动争议的省际差异及其解释》,《财贸研究》第 5期。
10. 金煜、陈钊、陆铭,2006《中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策》,《经济研究》第 4期。
11. 李广杰、花小安、侯效敏,2009《地方政府投资行为、规制与经济增长》,《经济研究》第 6期。
12. 林毅夫、孙希芳、姜烨,2009《经济发展中的最优金融结构理论初探》,《经济研究》第 6期。
13. 林毅夫著,2000《财产权利与制度变迁——产权学派与新制度学派论文集》,上海三联书店、上海人民出版社,第 371-403

页。

14. 刘小玄, 2004: 《民营化改制对中国产业效率的效果分析——2001年全国普查工业数据的分析》, 《经济研究》第 8 期。
15. 罗党论、唐清泉, 2009: 《中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究》, 《经济研究》第 2 期。
16. 木志荣, 2004: 《中国私营经济发展研究》, 厦门大学出版社, 第 310 页。
17. 皮天雷, 2010: 《经济转型中的法治水平、政府行为与地区金融发展——来自中国的新证据》, 《经济评论》第 1 期。
18. 王洪, 2000: 《作为不完全契约的产权: 一个注释》, 《改革》第 5 期。
19. 王立平、王志和, 2004: 《中国市场化与经济增长关系的实证分析》, 《经济科学》第 2 期。
20. 魏建, 2009: 《产权的选择性保护与中国的经济增长》, 厦门大学王亚南学院工作简报。
21. 香伶、张炳中, 2006: 《新制度经济学对劳动力市场理论的影响》, 《财贸经济》第 1 期。
22. 许彬、罗卫东, 2003: 《协调成本、内生劳动分工与区域经济增长》, 《浙江大学学报(人文社科科学版)》第 3 期。
23. 于良春、余东华, 2009: 《中国地区性行政垄断程度的测度研究》, 《经济研究》第 2 期。
24. 赵世勇、陈其广, 2007: 《产权改革模式与企业技术效率》, 《经济研究》第 11 期。
25. 钟昌标等, 2008: 《制度内生均衡过程和我国经济增长制度有效性检验》, 《数量经济技术经济研究》第 3 期。
26. 周骏宇, 2007: 《外商直接投资与市场准入制度变迁》, 《世界经济研究》第 4 期。
27. 周晓梅, 2006: 《我国现阶段私营经济发展研究》, 经济科学出版社, 第 106 页。
28. Acemoglu D., and S Johnson 2005. "Unbundling Institutions" *Journal of Political Economy*, 113(5): 949- 995.
29. Adams S 2006. "The Impact of Privatization on Economic Growth and Income Inequality in Sub-Saharan Africa" *On Africa*, 31(3): 295- 320
30. Aidiş Ruta S Estrin, and T. Mickiewicz 2008. "Institutions and Entrepreneurship Development in Russia: A Comparative Perspective" *Journal of Business Venturing*, 23(6): 656- 672
31. Cavalcanti Tiago V., A. M. Magalhães and J. A. Tavares 2008. "Institutions and Economic Development in Brazil" *The Quarterly of Economics and Finance*, 48(2): 412- 432
32. Cavalcanti T., and A. Novo 2005. "Institutions and Economic Development: How Strong is the Relation?" *Empirical Economics*, 30(2): 263- 276
33. Du Jun Yi Lu and Zhigang Tao 2008. "Economic Institutions and FDI Location Choice: Evidence from US Multinationals in China" *Journal of Comparative Economics*, 36(3): 412- 429.
34. Goldsmith, A. Arthur 1997. "Economic Right and Government in Developing Countries: Cross-national Evidence on Growth and Development" *Study in Comparative International Development* 32(2): 29- 44.
35. McKeever M. 2008. "Regional Institutions and Social Development in Southern Africa" *Annual Review of Sociology*. Available at <http://arjournals.annualreviews.org> 34: 453- 473.

A Research on the Spatial Disparity of China's

Private Economic Capital Based on an Institutional Non-equilibrium Approach

Jiang Jiangang and Zhang Jianhong

(School of Urban Management and Resources Environment, Yunnan University of Finance and Economics)

Abstract In this paper we investigate China's private economic capital and its spatial disparity from the perspective of institutional non-equilibrium, and then we test the efficiency coefficient of the institutional change of a region and inter-regions which is analyzed on a special cost-benefit model. The empirical results indicate that China's private economic capital and its spatial disparity are strongly related to the following institutional factors: property change, government's interference on economy, interior labor market's institution and marketization of credit capital distribution, among which property change plays the largest marginal effect. The efficiency of property institutional change on private economy development is much larger in middle area than in western area while other variables display opposite results, although the efficiency values of the same variable in both areas are very close. In each area various institutional variables have different efficiency value and property change enjoys the largest one. Our conclusions highlight the important role of institutional change in the economic development in our country, and provide great significance to our private economy development.

Key Words Transaction Costs; Institutional Non-equilibrium; Private Economy; Spatial Disparity; Efficiency

JEL Classification P51 R11

(责任编辑: 彭爽)