

地区间竞争、财政自给率和公有制企业民营化^{*}

朱恒鹏

(中国社会科学院经济研究所 100836)

内容提要: 相关文献认为,分权化改革导致的地区间竞争加剧引发了各地区的国有企业民营化进程。本文试图通过实证分析验证这一结论。本文的实证分析表明,地区间竞争加剧的确会推动相关地区国有经济民营化进程。但是由于1994年以来,地区间市场化水平基本没有提高,从而地区间竞争并没有明显加剧,因此,20世纪90年代以来普遍展开的公有制企业改制进程主要不是由地区间竞争推动的。地方政府积极推动公有制企业民营化的主要动因来自于财政方面,来自于1994年分税制改革给地方政府造成的财政压力和预算约束硬化,来自于非国有经济发展、非国有经济比重提高对改善地方财政状况的显著作用。本文的实证分析表明,非国有经济比重的提高明显有助于提高地方财政自给率。

关键词: 市场分割度 地区间竞争 财政自给率 公有制企业改制

一、引言

竞争是人类社会制度变迁的主要推动力之一。中国作为转型国家,其转型过程在很大程度上是政府间竞争和制度竞争的结果。国家、地区或组织之间的竞争,在一定条件下,可以推动产权变革。改革开放以来,中国大陆在发展民营经济、恢复私有产权方面取得了重大的进展。国内各地区之间的经济竞争是这一变革的重要推动力。

国外的有关文献,也从不同的角度支持这样的判断。Tiebout(1956)认为地区间竞争使得那些能够更好地根据居民和企业需要提供公共产品和服务的地区能够吸引到更多的有价值的生产要素,从而促进当地经济的发展并扩大政府的税基。同时,这种地区间竞争还会促使落后地区学习和模仿成功地区的做法。Weingast(1993)、McKinnon(1997)和Qian and Roland(1998)等文献提出的/保护市场的联邦主义(market-preserving federalism)理论认为,地区间竞争在近20年中国经济的崛起过程中扮演了重要的角色。

一般说来,如果地方政府无法有效隔断地区间经济竞争,这种竞争压力会有利于产权的明晰和保护。其中的逻辑很简单:首先,地区间竞争的加剧使得不断提高企业效率成为实现地方政府利益最大化的最重要手段。地方之间的竞争加剧意味着企业之间的竞争加剧,企业之间的竞争在很大程度上表现为治理结构的竞争。在竞争压力下,治理结构差的企业亏损或淘汰出局的可能性更大。其次,市场化改革要求企业必须获得充分的自主权以应对瞬息万变的市场环境。这意味着政府对企业的控制权的减弱,市场化改革深化带来的专业化分工的细化和深化使得政府对企业的实际控制能力逐步削弱。这意味着在政府和国有企业管理者之间存在的委托-代理问题日益严重,最终使得维持这种委托-代理关系的成本超过收益。尽管政府可以通过收回一些企业自主权来降低代理成本,但是在日益深化的市场化环境中这样做是死路一条。没有经营自主权的企业毫无市场竞争

* 本文为作者主持的中国社会科学院B类重点课题的成果之一。

力。因此结束委托-代理关系就成为最优选择,而这就意味着改制或者说民营化¹。

基于这样的理论分析,一些文献得出如下结论:20世纪80年代以来的分权化改革导致了地区间竞争,而地区间竞争的加剧又进一步引发了20世纪90年代的公有制企业民营化(张维迎和栗树和,1998;罗小朋,1995)。

不过,已有文献的一个共同缺陷是缺乏系统的实证检验,即使提出了一些经验证据,也是零星的、定性性质的。本文意在利用20世纪90年代以来中国各省份的一些统计数据,通过实证分析来检验地区间竞争促进民营化这一结论是否成立。

关于民营化水平,我们使用非国有经济占整个国民经济的比重来反映。利用能够得到的数据,选择以下三个方面的指标来反映非国有经济比重:非国有工业总产值占全社会工业总产值比重、城镇非国有经济部门就业占城镇就业比重和非国有经济投资额占全社会投资总额的比重,最终使用哪个指标由模型估计结果来决定。

这里需要略作详细分析的是用何种指标来反映地区间竞争程度。显然,地区间竞争程度取决于全国市场一体化程度,反过来讲就是全国市场分割程度。全国市场一体化程度越高,或者说市场分割程度越低,地区间竞争程度就越高。下文我们首先简略地对有关中国市场分割问题及相应的地方保护问题的一些文献做一梳理,进而给出我们反映中国各地区市场分割程度的指标,用这个指标来反映地区间竞争程度的高低,并构造一个计量模型探讨地区间竞争和民营化的关系。然后,根据这一指标对1994年以来中国地区间市场分割从而地区间竞争程度的演变趋势作一判断,最终导出20世纪90年代中期以来公有企业改制在全国范围内普遍展开的主要原因。

二、关于中国地方保护和市场分割的相关文献

Weingast(1993)、McKinnon(1997)、Qian and Roland(1998)和Jin, Qian and Weingast(1999)等文献指出,“保护市场的联邦主义”这一机制有效发挥作用的一个基本条件是中央政府要致力于建立并保护全国统一市场,确保商品和要素在各地区之间自由流动,如果地方保护主义能够有效地阻止商品和生产要素的跨地区流动,将会大大弱化地区间竞争对地方政府的约束。但是在中国,由于中央及地方政府缺乏正规制度的约束,所以地方政府在获得了更大权力后,往往从本地的经济利益出发,设置各种贸易壁垒或者地方经济封锁。Wong(1992)认为财政分权是导致一些微观扭曲的原因,例如更多的地方保护主义政策,过度的投资和重复建设等。关于改革开放以后中国市场是否正在走向一体化的问题国际上一直存在着争论,其中影响较大的一篇论文是Young(2000)。Young通过对各地区国民收入的五个部分以及国民生产总值中三个产业相对比重演变分析,得出结论认为,近20年来大部分的省份无论在GDP的结构、制造业的产出结构或者是重要产品的资本边际产出等方面都存在着收敛的趋势,他认为中国的分权化改革导致了“零碎分割的内部市场和受地方政权控制的封地”。在Young(2000)看来,1987年至1997年的中国经济改革,只不过是“将一个中央集权的经济转化为多个地方政府统治的经济,由于地方政府会对利润边际高的产业施加行政的与经济上的保护措施,这会导致各地区产业趋同,生产能力过剩,比较优势丧失,从而产生新的扭曲。然而,Naughton(1999)对这种观点持怀疑态度,他认为Young(2000)所使用的数据及其对结果的解释均存在着较大的问题。Naughton(1999)直接比较了1987年和1992年中国省际工业品的贸易流量,他发

¹ 很可能正是20世纪80年代实行的国有企业承包制从正反两个方面导出了改制逻辑,为20世纪90年代兴起的改制奠定了思想基础。承包制的有效性表明通过让国企管理者获得剩余索取权和控制权来实现对企业管理者的激励是提高企业效率的关键,而承包制普遍存在的短期化行为则表明仅让国企管理者获得短期的剩余索取权和控制权无助于企业效率的长期性、根本性提高,甚至还损害企业的长期发展。这正反两方面经验教训的一个自然结论就是让管理者获得长期的剩余索取权和控制权以实现对其长期激励,从而从根本上改善企业的效率,而这一做法就是所谓的改制。

现这个贸易流量不仅很大,而且制造业内部各行业间的贸易占据了主导地位,这个趋势和全国市场一体化是相互协调的。Naughton 的结论是,改革开放以来的地方财政分权以及由此带来的地区间竞争是有利于统一市场的形成的。Poncet(2002)进一步使用了1997年的数据来分析中国国内贸易壁垒的演化。她的研究表明,在1987年到1997年期间,尤其是1992年以后,中国各省份之间的地区性贸易在GDP总额或者贸易总额中的比重显著降低,中国国内的省际边界效应上升了,省际间贸易强度呈现出不断降低的态势。这一点事实上支持Young(2000)关于中国地区间一体化程度不断下降的观点。Poncet(2002)认为,中国在推进国内市场一体化方面并不成功,中国国内市场有走向非一体化0的危险。

在以上两类研究的基础上,Xu(2002)利用一个误差构成模型(error2components model),把每个省份的部门实际经济增长(方差分析)分解为国家宏观影响、部门自身生产率的提高和本省对该部门的影响。对1991)1998年数据的实证分析表明,虽然在短期内各省份的影响可以解释35%的省际真实产出的变动,但是在长期内部门特定的影响成为产出波动的主要因素。这个结果意味着,中国地区间市场一体化尽管还不充分,但是正朝着有利方向发展。

白重恩等(2004)分析了地方保护主义在中国区域分工中的作用。他们估算了中国在1985年至1999年地区专业化分工演进的趋势,他们的结果表明地方保护主义明显存在。不过,他们也指出,从长期看区域专业化的趋势在经历了短暂的逆转后,在最近几年有了长足的发展。市场经济的力量已经逐渐超越了地方保护主义的影响,成为了地区发展的主导因素。

三、反映地区间市场分割程度的指标的设定

为了对地区间竞争和民营化之间的关系进行实证分析,我们需要引入一个指标反映地区间市场的一体化水平,或者说分割程度。根据数据的可得性,我们选择各地区一般物价水平变化的差异来反映地区间市场的分割程度。具体地讲,我们以全国物价指数为参照系,各地区物价指数和全国物价指数的差异反映了各地区价格水平变化幅度和全国价格水平平均变化幅度的差异,该差异反映了各地区市场之间的分割程度。其中的理论逻辑很直观:同种商品价格水平在地区之间的差异意味着地区间存在着市场壁垒,否则商品流动会消除价格差异。我们这里所指的市场壁垒指所有导致商品不能无成本流动甚至不能流动的市场障碍,包括运输、通讯成本这些自然障碍,不仅仅指由地方保护政策造成的行政壁垒。当然,运输成本等自然壁垒会造成各地区的价格水平长期存在差异,但是各地区价格水平变化幅度的差异反映了地区之间的市场壁垒的存在及其市场分割程度。特别是在足够长的时间内地区间价格水平的差异及价格水平变化幅度的差异更准确地反映了地区间那些长期存在的市场壁垒及其市场分割程度。根据这一思路,我们构造了两种形式的地区间价格变动差异来反映地区间的市场分割程度。我们用 P_t 表示 t 期全国物价指数, p_i 表示 t 期 i 省份的物价指数,这些物价指数均以1990年为基期¹。我们用以下两种指标反映各地区物价水平变动的差异:

$$FG_i^1 = | p_{it} - P_t | \quad i = 1, 2, \dots, 30$$

显然, FG_i^1 反映了各地区物价水平变动幅度和全国平均物价水平变动幅度的差异(绝对值)。

¹ 我们也使用了环比计算的物价指数 P_t 和 p_i 来计算 FG^1 和 FG^2 ,此口径的 FG^1 和 FG^2 实际上反映的是各地区年度通胀率和全国平均年度通胀率的绝对差异和相对差异(绝对值)。影响物价水平短期变动地区间差异的因素除市场壁垒外还有其他一些影响物价水平的短期因素,因此,这种口径的 FG^1 和 FG^2 掺杂了一些并不反映市场壁垒的其他因素,而在足够长的时间内这些短期因素的影响会相互抵消掉,因此和以1990年为基期的数据相比,由环比口径价格指数计算的 FG^1 和 FG^2 所反映的地区间市场分割程度很不准确。模型估计结果证实了这一判断。

$$FG_{it}^2 = \left| \frac{(p_{it} - 100) - (P_t - 100)}{P_t - 100} \right| = \left| \frac{p_{it} - 100}{P_t - 100} - 1 \right| = \left| \frac{p_{it} - P_t}{P_t - 100} \right| \quad i = 1, 2, \dots, 30$$

FG_{it}^2 反映了相对于全国平均物价水平的变化幅度,地方物价水平的相对变化幅度(绝对值)。构造这个指标,反映了这样一种思路:在不同时期,即使某些地区价格水平变动幅度和全国平均价格水平变化幅度的差异相同,但是,如果一般物价水平的变化幅度不同,那么两者所反映的地区间市场分割程度是不一样的。显然, FG_{it}^2 体现了这种不同,而 FG_{it}^1 却没有。如果这里的逻辑成立,我们预期,在反映地区间市场分割程度的准确度上, FG_{it}^2 要高于 FG_{it}^1 。我们假设市场分割程度只与价格变动差异的绝对水平有关,而与其正负无关,所以 FG_{it}^1 和 FG_{it}^2 采用绝对值形式。

我们将 FG^1 和 FG^2 分别称为省际市场分割度 1 和省际市场分割度 2。显然,一个地区的 FG^1 和 FG^2 越大,意味着该地区的市场分割程度越高,该地区受到的其他地区的竞争压力就越弱,那么,如果地区间竞争引发民营化的结论成立的话,该地区的民营化程度就越低。根据分析的需要,以及统计数据的可得性,我们分别选择了三种价格指数来计算 FG^1 和 FG^2 : 商品零售价格指数、居民消费价格指数和固定资产投资价格指数,这样就分别得到了三种口径的 FG^1 和 FG^2 。先验的判断是,和居民消费价格指数相比,商品零售价格指数所包含的商品范围更为广泛一些,因此其代表性更强一些。固定资产投资价格指数和商品零售价格指数所反映的是不同的市场领域,不过,相比较而言,固定资产投资价格指数所反映的市场范围要比商品零售价格指数窄一些,因此直观的判断是前者的代表性也弱于后者。简言之,根据上面的分析,我们先验的结论是,根据居民消费价格指数和固定资产投资价格指数计算的省际市场分割度 FG^1 和 FG^2 准确性要弱于根据商品零售价格指数计算的 FG^1 和 FG^2 ,而三种口径的 FG^1 准确性要弱于相应口径的 FG^2 。我们利用实际估计结果来验证这一判断。最终使用哪种口径的指标也通过实际估计结果来选择。

四、关于地区间竞争和民营化关系的实证分析

如果地区间竞争加剧引发民营化的结论成立,那么一个与之相对应的结论就是一个地区的自然资源越丰富,自然资源型产业所占的比重越大,该地区的民营化水平就越低。因为自然资源的特征使得资源型产业具有长期垄断性,可以有效地割断地区间竞争。也就是说如果上述结论成立,一个相应的判断是那些资源大省的民营化程度低,非国有经济比重低。资源大省的情况颇具特点:自然资源的稀缺性、不可再生性和不可流动性导致其垄断性即竞争的缺失,这使得其租金(超额利润)长期存在。这导致两个后果:一是竞争性的寻租行为导致严重的政府腐败,各级政府包括中央政府对资源所有权的争夺,各级地方政府及其官员对资源实际剩余索取权和控制权的争夺,各种组织及个人对此的争夺均在其列。二是市场竞争的缺失导致的垄断租金长期性使得政府没有改制的积极性。如果我们把政府为改进本地经济效率而积极推动改制的政策称之为政府的/帮助之手0,而为了寻租不惜损害本地经济效率的做法称之为/掠夺之手0。那么,由这里的分析得出的判断是:资源大省的各级政府之手不是/帮助之手0而是/掠夺之手0。其政府及官员更倾向于/掠夺资产0而不是/创造价值0。Hoff and Stiglitz (2002)指出自然资源丰富的国家往往具有这个特征。在本文中,我们将通过下面的计量模型验证这一点。根据这里的分析,结论应该是在各省份的经济总量中,资源型产业所占的比重越高,该省份的非国有经济比重将越低。根据数据的可得性,我们选择各省份资源税占本地区本级财政收入的比重这个指标来间接反映各地区资源型产业的比重。如果上面的结论成立,该指标和非国有经济比重将是负相关关系。

此外,对外开放的进一步扩大,一方面大大增加了各地企业的竞争压力,效率问题从而企业体制问题日显突出。另一方面,吸引外资的需要以及外资企业的发展带来的竞争压力、对企业制度改革的要求、以及对地方政府和地方国有企业的示范带动效应也形成了改制的推动力。罗小朋

(1995)指出: 为了适应外资的需要, 中国各地不得不引入各种要素市场, 包括土地市场、劳动力市场等。围绕吸引外资, 各地在土地开发、企业股份化等一系列市场制度建设中, 展开了激烈的竞争。为了与外资合营, 国有企业不得不打破铁板一块的格局。通过股份化, 一大批国有企业实际上被半私有化了。同时, 大批国有经济的职工离开国有单位, 自办企业或受聘于外资企业。各地政府要赢得外商的兴趣, 不得不竞相与国际规则/ 接轨⁰, 从而把变革引向对国有经济的产权进行根本性的改造。由此, 我们可以得出结论: 哪些对外开放程度高、外资比重大的省份, 地区经济的民营化程度会高一些, 非国有经济比重会大一些。根据数据的可得性, 我们使用外商直接投资额(FDI) 占全社会固定资产投资额的比重这个指标来反映各地区经济的对外开放程度。

根据上面的分析, 我们构造以下计量模型来检验地区间竞争、资源性产业比重和外资比重对各地区民营化水平的影响, 模型如下:

$$RNS_{it} = A + B + CFG_{it} + GRNR_{it} + QRFDI_{it} + L_t \quad (1)$$

在模型(1)中, RNS_{it} 是一个反映各省份各年度非国有经济比重的指标¹。A 是一个反映地区特征的参数, 我们假设对于每个地区该参数是固定的, 这表明模型(1)是一个固定效应模型。B 是一个反映年度特征的参数, 是一个不随省份不同而变化的变量, 它揭示了所有没有被包含在回归模型中而和时间有关的效应。如上所述, FG_{it} 是一个反映省际市场分割程度的指标。 RNR_{it} 代表各省份各年度资源税占本级财政收入的比重。 $RFDI_{it}$ 代表各省份各年度外商直接投资额占全社会固定资产投资额的比重。 L_t 是一个误差向量。这一固定效应模型意味着 RNS_{it} 和 FG_{it} 、 RNR_{it} 以及 $RFDI_{it}$ 之间的任何相关关系和各省份的自身特征无关。根据前面的分析, C 和 G 符号应该为负, 反映了省际市场分割度越高, 各省份资源型产业比重越高, 该地区的民营化水平越低; 而 Q 的符号应该为正, 因为各地区外商投资比重越高, 对外开放的程度越高, 该地区民营化水平就越高。

用 1994) 2002 年间的各省份数据(不含西藏), 我们估计了模型(1)。我们分别使用了三种口径的非国有经济比重来反映各地区民营化水平: 非国有工业总产值占全社会工业总产值的比重、城镇非国有经济就业占城镇总就业量的比重、非国有固定资产投资额占全社会固定资产投资额的比重, 其中以后两种口径的非国有经济比重作为被解释变量的模型的总体质量低于以非国有工业总产值比重为被解释变量的模型质量, 并且某些解释变量也不能通过显著性检验。因此, 我们最后只保留以非国有工业比重为被解释变量的模型结果。此外, 对于非国有工业总产值比重, 我们使用了两种口径的数据: 含外商(含港澳台)投资企业的非国有工业总产值比重和不含外商(含港澳台)投资企业的非国有工业总产值比重。之所以作这样的区分, 是因为外商(含港澳台)投资企业本身就是非国有经济的一部分, 笼统地讲外商投资会推动非国有经济发展存在着一定程度的同义反复。我们讲外商投资会推动非国有经济发展是指会推动本土的非国有经济发展。在非国有工业总产值中剔除外资(含港澳台)企业总产值就是为了剔除这种同义反复, 以便更准确地验证外商投资对本土非国有经济的作用。

在模型估计中, 如前所述, 我们使用了对应三种价格指数、两种形式(FG^1 和 FG^2)、总计六种的省际市场分割度指标。估计结果表明, 居民消费价格指数和固定资产投资价格指数口径的市场分割度 FG^1 和 FG^2 的显著性明显低于商品零售价格指数口径的市场分割度的显著性, 有的甚至不能通过显著性检验, 最终我们只保留了商品零售价格指数口径的结果, 表 1 给出了这些结果。

¹ 各个指标中的下脚标 i 代表省份, t 代表年份。

表1 市场分割、资源型产业比重和开放程度对非国有经济的效应

	非国有工业总产值比重 (含外资、港澳台企业)		非国有工业总产值比重 (不含外资、港澳台企业)	
	FG ¹ (商品零售价格指数口径)	- 0.348 (- 4.026)		- 0.327 (- 2.586)
FG ² (商品零售价格指数口径)		- 0.262 (- 4.338)		- 0.229 (- 2.58)
资源税比重 RNR _{it} ¹	- 2.759 (- 6.04)	- 2.744 (- 6.04)	- 2.156 (- 3.142)	- 2.159 (- 3.147)
外商直接投资额比重 RFDI _{it}	1.141 (19.133)	1.142 (19.379)	0.222 (2.659)	0.228 (2.763)
调整后的 R ²	0.839	0.841	0.647	0.647
样本数	267	267	267	267

注:(1)所有模型中均包括一组年度和地区虚拟变量;(2)括号中为对应参数的t统计量,表中的参数均通过1%的显著水平检验。

从表1的结果看,商品零售价格指数口径的FG¹和FG²没有实质性的差异,两者均能较为准确地反映地区间市场分割程度。模型估计结果支持我们关于商品零售价格指数口径的FG¹和FG²比另外两种价格指数口径的FG¹和FG²更能准确反映地区间市场分割程度的判断,但没有支持我们关于在反映市场分割程度的准确度上FG²要高于FG¹的判断。

我们来简单讨论一下这些结果。从表1中可以看出,各个指标的系数符号在所有情况下均符合前面的先验判断,并且这些系数的显著性都很高,这证明我们前面的理论分析是符合实际的。从数值上看,资源税占地方政府本级财政收入的比重每提高1个百分点,含外资、港澳台企业的非国有工业总产值比重会下降218个左右的百分点,而内资非国有工业总产值比重则会下降212个左右的百分点。这是一种相当强的效应,表明资源性产业的比重过高,将会显著抑制该地区民营经济的发展。当然,在中国大陆,自然资源归国家所有的政策使得资源性产业比重高的地区能够通过改制实现民营化的国有经济比重低,这显然减少了由国有企业民营化导致的非国有经济比重提高,但是从远大于一的系数值可以看出,这不是资源性产业抑制民营经济发展的主要原因,主要原因仍然是前面的分析所指出的资源性产业所带来的垄断租金的长期性所导致的政府行为畸形。从这些结果可以看出,资源性产业的比重过高,不仅会抑制本土非国有经济的发展,还会阻碍外资的进入:资源税的比重每提高1个百分点,外资企业工业总产值比重会下降016个百分点。

外商直接投资占全社会固定资产投资总额的比重每上升1个百分点,含外资、港澳台企业的非国有工业总产值比重会大约上升1114个百分点,而内资非国有工业的比重也会上升0122个百分点左右。这证实了前面的理论分析,外商投资会促进本土的非国有经济发展。可以看出,这两个系数的相对大小在逻辑上是一致的,外商直接投资会直接提高外资企业工业总产值比重,又间接促进了本土非国有经济比重的提高,那么含外资企业的非国有工业总产值比重的增加量显然应该大于内资非国有工业比重的增加量。

我们这个计量模型主要分析的是地区间市场分割程度对地区非国有经济比重的影响,以探讨

¹ 资源税比重我们只有1998)2002年间的数据,我们利用一个虚拟变量来处理这个问题。

地区间竞争对国有经济民营化进程的推动作用。表 1 的结果证实了这一点。不管使用哪种口径的非国有经济比重, 哪种口径的市场分割度指标, 四个模型估计结果一致表明地区间市场分割程度的下降会显著提高该地区的非国有经济比重, 这间接证实了地区间竞争的加剧会推动各地区的民营化进程。我们以 FG^1 为例作一个简单说明。表 1 中的结果表明, FG^1 每下降一个单位, 即某地区物价变动幅度和全国平均物价水平变动幅度的差距每缩小一个百分点, 该地区的非国有工业(含外资)比重会大约提高 0.135 个百分点, 内资非国有工业比重会大约提高 0.133 个百分点。这一估计结果证实了相关文献的结论。由这两个系数的相对大小(只差 0.02 个百分点)可以看出, 地区间市场分割会显著抑制本土民营企业的发展, 但对外资企业的进入阻碍较小。

五、地区间竞争的变化趋势和公有制企业改制的主要推动力

因为我们设定了一个指标来反映 1994—2002 年间各年度各省份的市场分割程度, 因此一个自然的要求就是我们应该对此期间中国省际市场分割程度的变化趋势做出判断。换句话说, 我们需要判断在这九年中中国的市场一体化水平是提高了还是下降了或者是基本没变。由此, 也可以判断是否地区间竞争的加剧是 20 世纪 90 年代中期以来公有制企业改制在全国范围内普遍展开的主要推动力。

从各个口径的 FG^1 和 FG^2 来看, 各年度各省份的市场分割程度有增有减, 而这种变化在同一年度各省份之间并不同步, 甚至方向完全相反; 而对于同一个省份, 在不同年度其市场分割程度变化方向也不一致。因此, 很难简单断言某个年度全国市场一体化水平有所提高还是有所下降。所以, 如果要对全国市场一体化程度的变化趋势做出判断, 需要一个适当的方法对各地区市场分割程度进行加总, 以得出一个反映全国市场总体分割程度的指标, 然后根据这个加总指标的变化趋势来判断全国市场一体化水平的变化趋势。问题是如何选择加总时各省份所占的权重, 当然, 最简单的方法是简单算术平均法。直观的判断, 由于各个省份的经济规模、市场规模差别很大, 简单算术平均法得出的结果会是个有偏的结果, 会低(高)估那些经济规模和市场规模较大(小)的地区的市场分割对全国市场一体化水平的影响。由此得出的一个推论是利用各省份的经济规模或者市场规模占全国总体水平的比重来作权重。根据数据的可得性, 我们选择了两种权重: 第一个是用各地区 GDP 占全国的比重作为本地区的加权平均权重, 该权重反映了地区经济规模占全国的比重。另一个是用各地区社会消费品零售总额占全国的比重作为本地区的权重, 该权重反映了地区市场规模占全国的比重。根据上面的计量模型估计结果, 我们选择用商品零售价格指数得出的市场分割度 FG^2 来计算全国加总指数, 为了比较, 我们也计算了以简单算术平均法得出的加总指标。图 1 给出了相应结果。

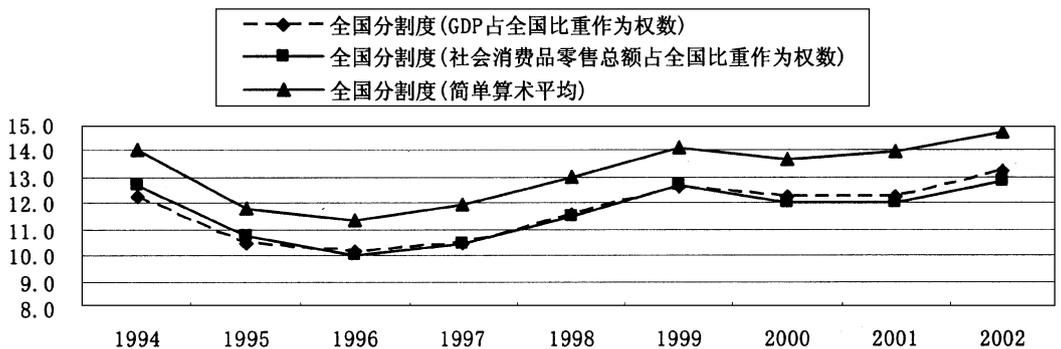


图 1 中国省际市场分割程度变化趋势(1994—2002)

由图1可以清楚地看出,尽管三种加权平均方法得出的全国市场分割程度总指数具体的数值有所不同,但是三者所反映的中国省际市场一体化程度变化趋势却几乎完全相同。从这一点来讲,我们前面判断简单算术平均法得出的结果可能有偏的结论并不成立。分别用各地区GDP占全国比重和各地区社会消费品零售总额占全国比重计算的两种总指数各年度数值差异很小,从图1可以看出,两条变化趋势曲线基本是重合的。这意味着各地区的市场规模和其经济规模基本是相一致的。从三种总指数所反映的1994)2002年间中国市场分割程度变化趋势来看,这九年中全国市场一体化水平出现了两次波动,1994)1996年市场分割程度有所下降,一体化水平有所提高,但1996)1999年市场分割程度又逐年上升,到1999年又基本恢复到1994年的水平,2000年市场分割程度略有下降,到2002年却又上升到了1994年水平之上。总体的结论是,在1994)2002年间中国地区间市场一体化水平虽然有所波动,但总体水平基本没有变化。即在这九年中,中国市场一体化水平基本没有提高。因此,尽管在某些年度、某些省份地区间竞争程度有所上升,但总体说来,在这九年中,地区间竞争程度基本没有变化。由此得出的一个推论是,尽管我们上面的计量模型估计结果表明,地区间竞争的加剧的确是公有制企业改制的的一个重要推动力量,但是在1994)2002年这段时期内,全国性的公有制企业改制的主要推动力量不是分权化改革带来的地区间竞争加剧,因为在此期间地区间竞争并没有在全国范围内普遍加剧。那么到底是什么力量推动20世纪90年代以来公有制企业改制在全国范围内普遍展开呢?

图2分别给出了全国非国有工业总产值占全社会工业总产值比重、城镇非国有就业占城镇总就业比重以及非国有固定资产投资占全社会固定资产投资比重在1994)2002年的变化趋势。由这些曲线可以清楚地看出,在这九年中,非国有经济比重稳步上升¹。除了私营经济和外资企业快速增长所致之外,非国有经济比重在这九年中显著上升的一个重要原因就是公有制企业改制在全国范围内全面展开所致,国有企业改制降低了国有经济比重,相应地提高了非国有经济比重。

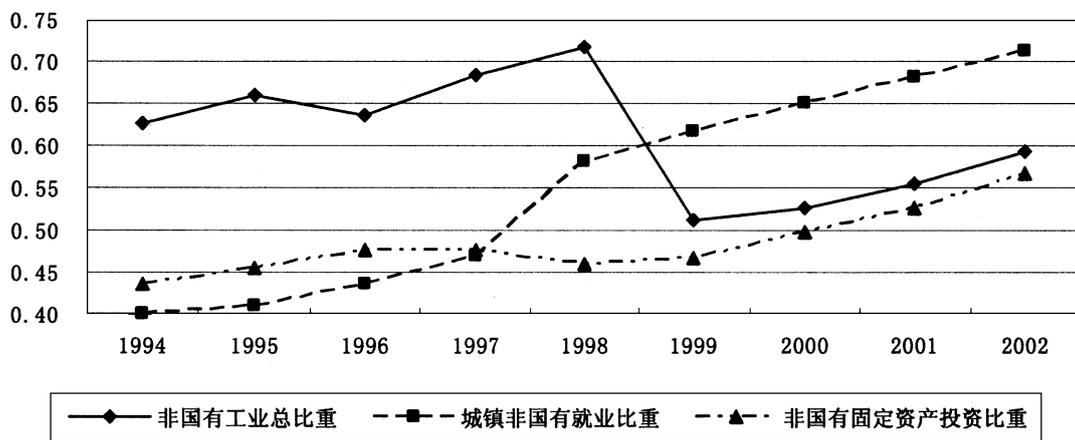


图2 非国有经济比重变化趋势(1994)2002)

如果20世纪90年代的民营化进程的主要推动力不是地区间竞争的加剧,那么,它是什么呢?答案需要从财政上去找。1994年的分税制改革给地方政府造成了很大的财政收支压力,这种压力的一个主要体现就是地方政府的财政自给率显著下降,财政收支出现很大缺口(朱恒鹏,2004)。我们利用1994)2002年间各省份的数据计算了地区财政自给率和非国有经济比重的相关系数,发现了一个很有意义的结果:各省份财政自给率和其非国有经济比重高度正相关,相关程度之高有些让人意外。我们使用了两种口径的地区财政自给率:预算内财政收支自给率和含预算外收支的总财

¹ 非国有工业总产值比重在1999年急剧下降完全是由于统计口径急剧变化所致,并非实际下降。

政收支自给率, 三种口径的非国有经济比重: 非国有工业总产值占全社会工业总产值比重、城镇非国有就业占城镇总就业比重以及非国有固定资产投资占全社会固定资产投资比重。这样我们得出了六个相关系数, 表 2 给出了这些结果。

表 2 非国有经济比重和财政自给率的相关系数

	非国有工业总产值比重	城镇非国有就业比重	非国有固定资产投资比重
预算内财政收支自给率	0.745	0.429	0.52
总财政收支自给率(含预算外)	0.784	0.353	0.508

正如上面所说, 这些相关系数相当大, 尤其是非国有工业总产值比重和总财政收支自给率的相关系数接近于 0.8, 和预算内财政收支自给率的约为 0.75, 这是非常显著的相关关系。直观地看, 地方非国有经济发展和财政收支自给率之间存在着因果关系, 那么何为因、何为果呢? 显然, 说财政自给率的提高促进了非国有经济的发展和非国有经济比重的提高逻辑上讲不通, 无法解释其中的经济机制。但是, 讲非国有经济的发展、非国有经济比重的提高导致了地方财政自给率的提高则是一个很符合直觉, 也能够解释清楚其中的运行机制的结论: 由于非国有企业经营效率高, 非国有经济的发展意味着税基的扩大和税收的增加, 而非国有经济比重的提高意味着国有经济比重的下降, 考虑到 20 世纪 90 年代以来国有企业尤其是地方国有企业效益急剧下滑, 亏损面急剧上升, 给地方政府带来的财政包袱越来越大, 那么, 国有经济比重的下降意味着地方政府财政负担的减少。由此机制, 可以看出, 非国有经济比重的提高可以有效地缓解地方财政收支压力, 缩小地方财政收支缺口, 提高地方财政收支自给率。按照这种逻辑, 我们构造如下简单的计量模型来定量分析一下非国有经济比重和地方财政自给率的因果关系:

$$RGRE_{it} = A + B + CRNS_{it} + GRPGR_{it} + KRPGE_{it} + L_{it} \quad (2)$$

在模型(2)中, $RGRE_{it}$ 为地方政府财政自给率, 我们分别使用了上面讲到的两种口径的财政自给率来进行模型估计, RNS_{it} 是一个反映非国有经济比重的指标, 在这里我们使用的是非国有工业总产值比重。A 是一个反映地区特征的参数, 我们假设该参数是固定的, 因此模型(2) 也是一个固定效应模型。和模型(1)一样, B 是一个反映年度特征的参数, 它不随省份不同而变化。此外, 我们引入了人均财政收入增长率 $RPGR_{it}$ 和人均财政支出增长率 $RPGE_{it}$ 作为控制变量。显然, 这两个变量均影响地方财政自给率。在其他因素不变的情况下, 人均财政收入增加会提高财政自给率, 而人均财政支出增加会降低财政自给率, 因此, 我们预期, G 的符号为正, 而 K 的符号为负。L_{it} 是一个误差向量。同样, 这一固定效应模型意味着 $RGRE_{it}$ 和 RNS_{it} 、 $RPGR_{it}$ 及 $RPGE_{it}$ 之间的任何相关关系和各地区的自身特征无关。根据前面的分析, C 的符号应该为正, 意味着非国有经济比重越高, 该地区的财政自给率越高。

利用 1994) 2002 年间的各省份数据(不含西藏) 我们估计了模型(2), 对于不同口径的财政自给率, 引入相应口径的人均财政收支增长率作为控制变量。估计结果如表 3 所示。

可以看出, 各个指标系数的符号完全符合理论分析, 除了人均预算内财政支出增长率的显著性略低以外, 其他指标的显著性都很高。我们以总财政收支自给率为被解释变量的这个估计结果为例作一简单分析, 人均总财政收入增长率每提高一个百分点, 含预算外收支的财政自给率会提高 0.113 个百分点, 人均总财政支出增长率每提高一个百分点, 含预算外收支的财政自给率会下降 0.111 个百分点, 这均为相当直观的结果。在 1994) 1998 年间, 非国有工业总产值比重每提高一个百分点, 平均说来, 各地区总财政收支自给率会提高 0.31 个百分点。而 1999 年以后, 非国有工业总产值比重每提高一个百分点, 平均说来, 各地区总财政收支自给率会提高 0.42 个百分点, 这一作

用力度是相当大的。换句话说,非国有经济的发展及非国有经济比重的提高对地方政府提高财政自给率缓解财政收支压力作用相当大。由此可以得出的结论是,发展非国有经济、对国有经济进行民营化改造,对改善地方政府的财政状况具有很大的帮助,国有经济民营化对地方政府具有很强的财政激励效应。我们认为,正是这一点,和20世纪90年代以来地方国有企业效益的急剧恶化,造成的地方财政负担加剧,以及1994年的分税制改革给地方政府造成的财政收支压力及预算约束硬化,导致了20世纪90年代中期以后在全国范围内普遍展开的公有制企业改制进程。

表3 非国有经济比重和财政收支自给率的关系

	预算内财政收支自给率	总财政收支(含预算外)自给率
非国有工业总产值比重 1994) 1998 ¹	0.253*** (9.016)	0.305*** (11.412)
非国有工业总产值比重 1999) 2002	0.388*** (10.01)	0.418*** (11.294)
人均财政收入增长率	0.085*** (3.876)	
人均财政支出增长率	-0.08# (-1.52)	
人均总财政收入增长率		0.128*** (4.47)
人均总财政支出增长率		-0.108** (-2.269)
调整后的 R ²	0.829	0.841
样本数	267	267

注:(1)所有的模型中均包括一组年度和地区虚拟变量;(2)括号中为对应参数的t统计量;***、**、*和#分别代表1%、5%、10%和15%的显著水平。

六、结束语

相关文献认为,分权化改革导致的地区间竞争加剧引发了各地区的国有企业民营化进程。本文试图验证这一结论。本文实证分析表明,地区间竞争加剧的确会推动相关地区的国有经济民营化进程。但是由于1994年以来,地区间市场一体化水平基本没有提高,从而地区间竞争并没有明显加剧,因此,20世纪90年代中期以来普遍展开的公有制企业改制进程主要不是由地区间竞争推动的。地方政府积极推动公有制企业民营化的主要动因来自于财政方面,来自于20世纪90年代以来地方国有经济效益急剧恶化给地方财政造成的沉重压力,来自于1994年的分税制改革给地方政府造成的财政收支压力,来自于非国有经济发展、非国有经济比重提高对改善地方财政状况的显著作用。本文的实证分析表明非国有经济比重的提高明显有助于提高地方财政自给率。

¹ 由于非国有工业总产值统计口径在1999年发生了很大变化,导致1999年前后的非国有工业总产值比重不可比。换句话说,1999年前后的非国有工业总产值比重实际上是两个不同指标,我们利用一个虚拟变量来解决这一问题。因此,我们看到,1999年前后的非国有工业总产值比重对财政自给率的作用力度是不同的,这种不同未必意味着实际作用效应的不同,有可能仅仅是统计口径变化的缘故。

参考文献

- 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷, 2004: 5 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势, 5 经济研究 6 第 4 期。
- 罗小朋, 1995: 5 地区竞争与产权))) 中国改革的经济逻辑, 5 当代中国研究 6 一九九五年第一、二期合刊。
- 张维迎和栗树和, 1998: 5 地区间竞争与中国国有企业的民营化, 5 经济研究 6 第 12 期。
- 朱恒鹏, 2004: 5 分权化改革、财政激励和公有制企业改制, 6 中国社会科学院经济研究所讨论稿。
- Batisse, Cecile, 2002: / 专业化、多样化和中国地区工业产业增长的关系, 5 世界经济文汇 6 第 4 期。
- Hoff Karla and Stiglitz, Joseph E., 2002: / After The Big Bang? Obstacles to The Emergence of the Rule of Law in Post-Communist Societies, NBER Working Paper Series, <http://www.nber.org/papers/W9282>
- Jin, Hehui; Qian, Yingyi and Weingast, Barry R., 1999: / Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style. 0 Stanford University Working Paper.
- McKinnon, Ronald, 1997: / Market-Preserving Federalism in the American Monetary Union, 0 in M. Blejer and T. Tizminassian (eds.), *Macroeconomic Dimensions of Public Finance: Essays in Honour of Vito Tanzi*. London: Routledge, pp. 73) 93.
- Naughton, B., 1999: / How Much Can Regional Integration Do to Unify China. s Markets'90 Conference for Research on Economic Development and Policy Research, Stanford University.
- Poncet, Sandra, 2001: / 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, 5 世界经济文汇 6 第 1 期。
- Qian, Yingyi, and Gerard Roland, 1998: / Federalism and the Soft Budget Constraint, 0 *American Economic Review*, 88(5), pp. 1143) 1162.
- Tiebout, Charles, 1956: / A Pure Theory of Local Expenditures. 0 *Journal of Political Economy* 64, pp. 416) 24.
- Weingast, Barry R., 1993: / The Economic Role of Political Institutions: Market-Preserving Federalism and Economic Growth, 0 *Journal of Law, Economics, and Organization* 11, pp. 1) 31.
- Wong, Christine, 1992: / A Fiscal Reform and Local Industrialization: The Problematic Sequencing of Reform in Post-Mao China, 0 *Modern China*, April, 18(2), pp. 197) 227.
- Xu, Xinpeng, 2002: / Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform? *China Economics Review*, 13. pp. 116) 113.
- Young, Alwyn, 2000: / The Razor s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People. s Republic of China, 0 *Quarterly Journal of Economics* Vol. CXV, pp. 1091) 1135.

The Effects of Interregional Competition and Fiscal Incentives on Privatization in China

Zhu Hengpeng

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Science)

Abstract: According to some papers, the interregional competition induced by regional decentralization during China's reform promotes privatization in China. This paper investigates empirically the argument. We find that interregional competition has significant positive effects on privatization. However, interregional competition is not the principal cause of privatization in China, since the overall degree of interregional competition hadn't changed on the whole from 1994 to 2002. The principal cause of privatization in China is the fiscal incentives of local governments. We find strong positive correlations between the share of non-state-owned enterprises and the degree of fiscal self-financing of local governments. It implies that faster development of non-state-owned enterprises could improve the fiscal conditions of local governments.

Key Words: local protectionism; interregional competition; degree of fiscal self-financing; privatization

JEL Classification: R100, H710, L330

(责任编辑: 詹小洪) (校对: 林)