

行政垄断如何影响中国的经济增长?

——基于细分视角的动态分析框架

姜琪*

摘要: 本文从“投资-消费-出口”的细分视角,分别探究行政垄断对经济增长影响的传导机制及内在作用机理,并利用2000-2012年中国28个省域的面板数据检验了行政垄断对投资、消费和出口的影响程度,进一步利用双向固定效应模型和动态面板数据检验了行政垄断对经济增长影响的动态演变规律。研究发现,行政垄断并非总是阻碍经济增长,其效果取决于对投资、消费和出口影响的净效应,行政垄断促进经济增长是具有约束条件的:一是行政垄断程度,二是经济发展水平。当经济发展水平较低时,在一定范围内提高行政垄断程度可能会促进经济增长,经济发展到较高水平,行政垄断程度的提高或者维持不变就会持续阻碍经济发展;在长期中,行政垄断程度每降低1个百分点,经济增长将提高0.06~0.14个百分点。

关键词: 行政垄断;经济增长;动态分析

一、问题的提出

行政垄断已成为中国经济持续高速增长最大的制度障碍。一方面,地区性行政垄断阻碍了资本、劳动、能源等生产要素在省际间自由流动,使市场机制无法在要素市场上发挥作用,严重扭曲了资源的有效配置,阻碍了全国统一大市场的形成,长期来看,对中国的经济增长的影响是不利的;另一方面,行业性行政垄断利用公共权力获取行业独占垄断地位,限制和排斥竞争,使市场机制难以在产品市场上充分发挥作用,这不但直接损害了消费者福利,而且由此造成的行业收入差距过大等问题也间接影响了消费的有效需求,抑制了中国的经济增长(于良春等,2011)。随着经济改革的深入和国际环境的变化,中国依赖投资和出口拉动的经济增长模式已不可持续,要保持经济稳定增长,必须破除行政垄断,进一步推进市场化改革,实现经济转型。党的十八届三中全会强调,“经济体制改革是全面深化改革的重点,核心问题是处理好政府和市场的关系,使市场在资源配置中起决定性作用”。在行政垄断严

*姜琪,山东财经大学公共管理学院,山东财经大学政府绩效评价研究中心,邮政编码:250014,电子邮箱:jiangqishanda@163.com。

本文得到山东省社科规划研究项目“全面深化改革背景下行政垄断对山东省经济增长的影响机制及改革对策研究”(项目编号:14CJJJ35)、山东省软科学研究计划项目“山东省创新驱动金融环境优化与合作治理研究”(项目编号:2014RKB01808)、山东省高校人文社会科学研究计划项目“行政垄断对地区经济增长的影响机制与改革对策研究——以山东省为例”(项目编号:J14WF11)及山东省“政府规制与公共政策”泰山学者建设工程专项经费的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性修改意见,当然,文责自负。

重阻碍市场机制发挥作用,抑制经济增长,中国经济亟需转型的背景下,系统、深入地研究行政垄断对经济增长的影响的传导机制、程度与动态效果,对于下一步深化经济体制改革,稳定经济增长具有重要的理论和现实意义。

行政垄断是中国转轨经济的特有形式,国内外学者针对行政垄断对经济增长影响进行了大量而有意义的研究,这些文献研究的范围主要集中在三个方面:一是行政垄断对经济增长的直接影响,包括地区性行政垄断程度对经济增长的影响(付强,2008;陆铭、陈钊,2009)和行业性行政垄断对经济增长的影响(于良春、张伟,2010;刘瑞明、石磊,2010)。二是行政垄断引致因素对经济增长的间接影响,如地区性行政垄断对投资竞争的影响(Young,2000;Edin,2003;Li and Zhou,2005;周黎安,2007;张卫国等,2010;郭庆旺、赵旭杰,2012)、对市场一体化的影响(方军雄,2011;李真,2012)、对出口企业的影响(陈林,2011)、对技术进步的影响(付强,2008;代中强、刘从军,2011);行业性行政垄断对收入分配的影响(张原,2011;杨林、郝瀚,2013)、对资源配置效率的影响(Abed and Davoodi,2000;姜琪,2012)。三是行政垄断对经济增长影响的动态演变,关于这方面研究较少,仅有少量研究梳理了经济国有化和行政垄断制度变迁(如陈林,2012),或者指出了行政垄断促进地区经济增长的条件和基础(付强、乔岳,2011),并没有进一步考察行政垄断制度变迁对经济增长影响的动态演变规律。另外,其他相关研究还从市场化程度(靳涛,2007)、产权制度(郑若谷等,2010)、经济开放度(潘向东等,2005)等方面考察制度因素对经济增长的影响。

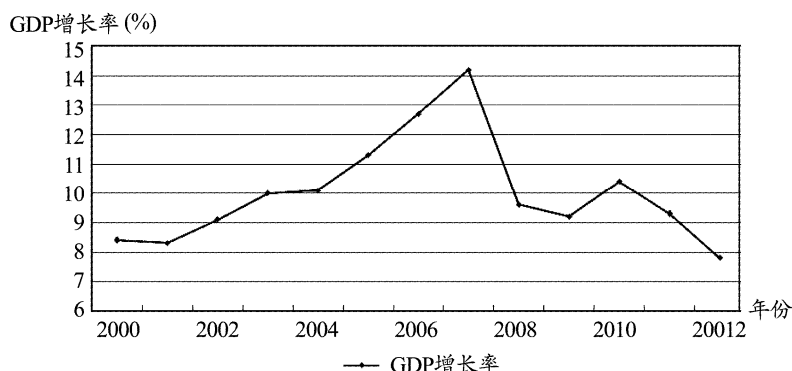
已有文献对本研究具有重要的借鉴意义,但仍存在以下局限性:首先,第一方面的研究缺乏对行政垄断与经济增长之间的传导机制分析,仅从宏观层面测度行政垄断对经济增长的影响或者局部检验行政垄断引致因素对经济增长的影响,没有直接从拉动经济增长的投资、消费和出口“三驾马车”的细分视角综合考察行政垄断对经济增长的影响;其次,第二方面的研究只是针对行政垄断造成的某一方面因素对经济增长的影响进行分析,缺乏更宏观的视角和系统的分析,遗漏变量问题会造成实证结果有偏,影响政策建议的有效性;最后,第三方面的研究并未考察行政垄断对经济增长影响的动态演变规律。

为了弥补相关成果的缺失,本文尝试从“三驾马车”的细分视角探究行政垄断对经济增长影响的传导机制及内在作用机理,并实证检验行政垄断对投资、消费和出口的影响效果。在此基础上,分别从经济增长的需求端(消费-投资-出口)和供给端(生产函数)检验行政垄断变量对经济增长的影响,以揭示不同时期行政垄断对经济增长影响的动态演变规律,从而为全面深化改革、尤其是推进经济转型背景下的行政垄断改革提供政策启示。

二、行政垄断影响经济增长的传导机制

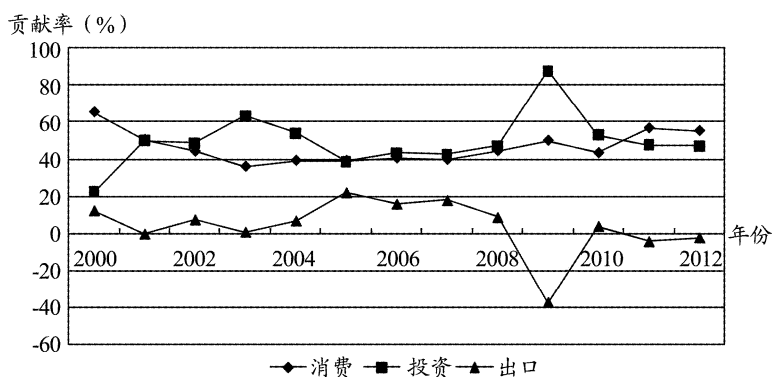
本部分主要从投资、消费和出口三个方面来揭示行政垄断对经济增长影响的传导机制。图1和图2分别显示了2000-2012年中国国内生产总值(GDP)增长率以及投资、消费和出口对GDP的贡献率变化。从图1中可以看出,中国经济从2000年开始快速增长,最快的时期为2004-2007年,2008年之后,由于金融危机的影响,一直下滑。对比图2可以发现,2000-2003年中国经济增长主要靠投资拉动,消费和出口相对来说比较稳定。2004-2007年是中国GDP增长最快的时期,这一时期投资和消费基本上是稳定的,经济增长主要取决于出口的大幅增长。2008年金融危机爆发后,随着世界范围内的经济不景气,之后一段时期

中国出口对经济增长的贡献率几乎都是负的。尽管 2009 年经济增长速度趋稳,但图 2 清楚地显示,2009 年经济的稳定增长实际上是政府大力投资的拉动弥补了出口的大幅下滑而致,如果没有人为投资的大幅增长,2009 年的经济增长速度会进一步下滑。2010 年之后,投资、消费和出口基本稳定,中国的 GDP 增长也就此放缓,进入 GDP 年增长率 10% 以下的中高速发展阶段。



资料来源:作者根据《中国统计年鉴》(2001 - 2013 年)相关数据绘制。

图 1 2000 - 2012 年中国 GDP 增长率变化



资料来源:作者根据《中国统计年鉴》(2001 - 2013 年)相关数据绘制。

图 2 2000 - 2012 年投资、消费和出口对 GDP 的贡献率变化

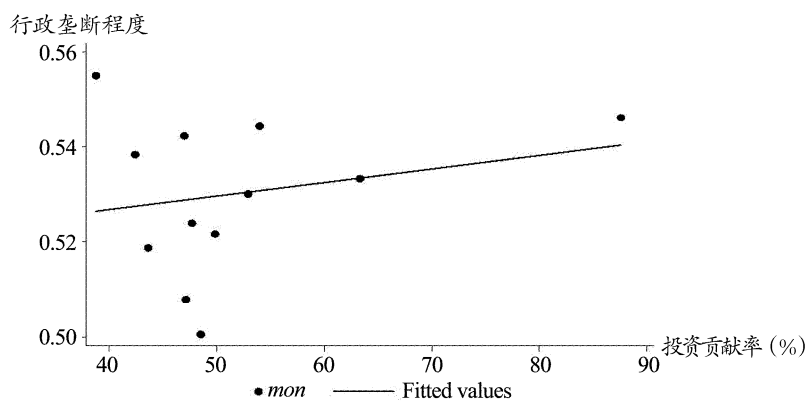
中国经济增长的放缓,表面上是外部经济大环境的冲击,内部人口红利消失、产业结构不合理、资源日益匮乏等问题造成的,实际上是行政垄断主导下的粗放型发展模式持续到一定时期的必然结果。转轨时期的行政垄断会以不同的形式直接或间接地对投资、消费和出口产生影响,进而影响经济的整体发展。所以,在研究行政垄断如何影响中国经济增长之前,必须从更细微的投资、消费和出口三个层面来分析行政垄断影响经济增长的传导机制,厘清行政垄断对投资、消费和出口的影响效果,为寻找新的经济增长点,稳定中国经济增长提供理论依据。

(一) 行政垄断对投资的影响

财政分权框架下的地方政府竞争一度被认为是“中国经济增长奇迹”的主要因素(张五常,2009)。中央政府实行放权让利的财政分权改革使得地方政府具有较为独立的经济利益和行政权力,地方政府自身利益与本地区经济发展的速度和规模便休戚相关。由于 GDP 是

考核地方政府官员的重要参考指标,在这种制度安排下,地方政府官员有足够的激励发展当地经济。以 GDP 锦标赛为导向的经济增长主要是通过地方政府的投资来实现的,即地方政府竞争的主要手段就是投资竞争。另外,土地财政和预算软约束又使得地方政府在发展经济过程中不计成本,粗放型经济发展模式造成生产要素配置效率低下、资源环境损耗严重等一系列问题。所以,行政垄断通过投资影响经济增长的传导路径表现为“地区性行政垄断——投资竞争——经济增长波动”。为了更清楚、直观地了解行政垄断与投资之间的关系,将 2000 - 2012 年的行政垄断程度与投资对经济增长的贡献率数据做成散点图及一次拟合线,如图 3 所示,图中显示了行政垄断程度与地区投资水平可能呈现的正相关关系。由此可以提出命题 1。

命题 1: 财政分权框架下的政府竞争促进了投资的增长,从而间接地促进了地区经济增长。



资料来源:作者根据相关数据运用 stata12.0 软件绘制。

图 3 行政垄断程度与投资贡献率散点图及拟合线

(二) 行政垄断对消费的影响

行政垄断对消费的影响表现为三个方面:一是对行业收入差距的影响,进而影响不同行业间企业和人群的消费水平;二是对地区间收入差距的影响,从而影响不同地区间的政府和消费者的消费水平;三是要素回报率差异造成的不同资本所有者之间的收入差距,使得“贫者愈贫,富者愈富”,造成多数拥有劳动要素的工薪阶层收入偏低,而其他收益性资本的拥有者收益过高,进一步影响国内的消费水平。另外,尽管政府努力缩小居民收入差距,但只限于“增量调节”(高收入者高税负),缺乏“存量调整”,这样的调节方式表面看起来会缩小相对收入差距,但实际上只会使得绝对收入差距越来越大,对收入差距的调节作用甚微。

图 4 和图 5 分别表示 2000 - 2012 年中国人均 GDP 和基尼系数的变化情况。图 4 显示,2000 年以来,随着中国经济的快速发展,中国人均 GDP 一直在上升,自 2000 年的 7 858 元增长至 2012 年的 38 420 元,12 年间增长了近 4 倍。然而,对比图 5 可以发现,中国的基尼系数在 2000 年就已达到 0.4089,越过国际警戒线 0.4,之后一路攀升,2008 年达到最高值 0.491。这意味着 2000 - 2012 年,尽管居民收入会随着人均 GDP 的增长而上升,但居民之间的收入差距扩大了,即相比居民自身收入,绝对量是增加的,但收入的相对量却是减少的,经济增长带来的财富被集中到一小部分人手中,直接限制了大部分居民的消费能力和消费水平,过大

的收入差距必然对消费产生长久的抑制作用。所以,行政垄断通过消费影响经济增长的传导路径表现为“行政垄断——地区、行业收入差距扩大——消费需求不足——抑制经济增长”。由此,提出相关命题2。

命题2:行政垄断造成的地区间、行业间的收入差距不平等,直接影响了消费水平的提高,从而间接地抑制了经济增长。

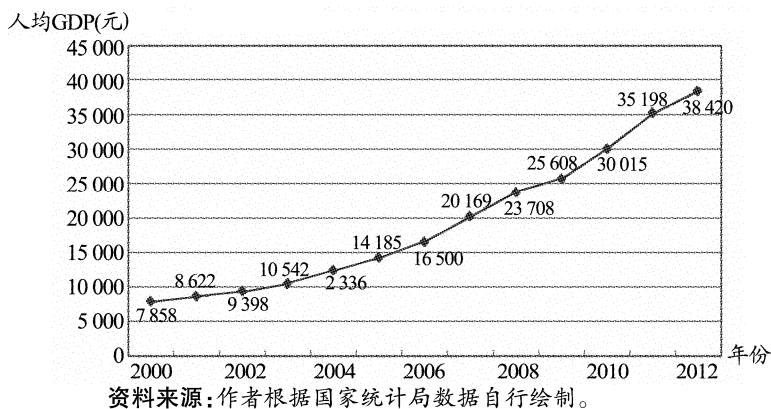


图4 2000-2012年中国人均GDP变化

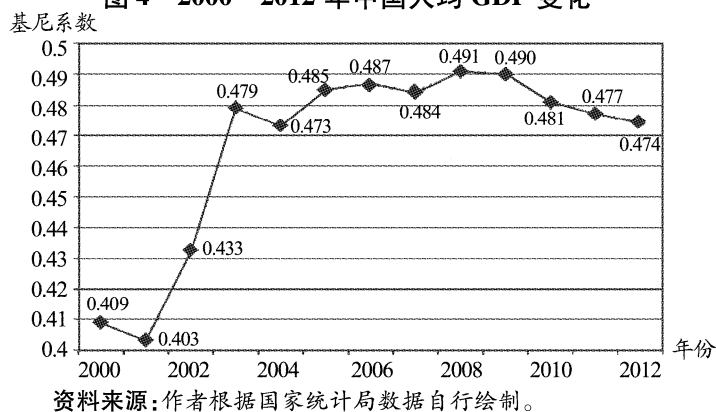


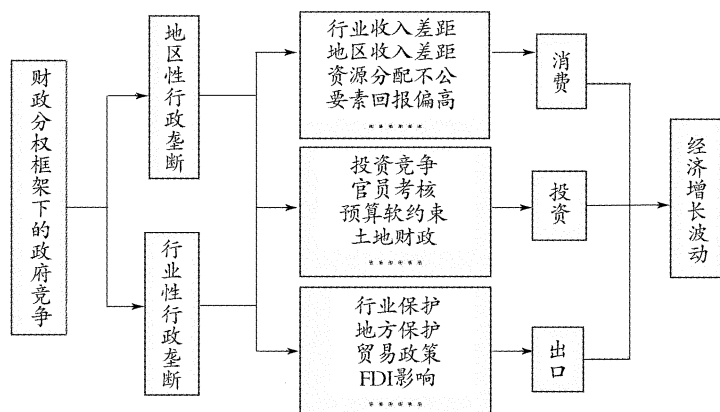
图5 2000-2012年中国基尼系数的变化

(三)行政垄断对出口的影响

尽管行政垄断不能直接影响出口,但却可以通过影响外商直接投资(FDI)而间接地影响出口和经济增长。Mundell(1957)发现,跨国公司FDI的主要目的是绕过关税壁垒占领东道国市场,即关税、出口退税等贸易政策会迫使跨国公司减少出口、直接投资。我国针对外资企业的FDI行政垄断是以《国务院关于投资体制改革的决定》、《指导外商投资方向规定》、《外商投资项目核准暂行管理办法》和《外商投资产业指导目录》为基础,以项目核准制为主要形式,由各级投资主管部门规制外国资本和跨国公司进入国内市场的经济制度(陈林,2011)。在FDI行政垄断下,外资企业不能在中国自由的投资。一旦跨国公司被限制甚至禁止在东道国进行直接投资,企业自然会加大出口贸易的寻租力度,从而影响东道国贸易政策。因此,行政垄断制度对中国的进出口都会产生重要影响。行政垄断通过出口影响经济增长的传导路径表现为“行政垄断——贸易政策与FDI——出口企业效率与出口流量——经济增长”。由此,提出相关命题3。

命题 3:行政垄断造成了贸易壁垒,国内企业因缺乏竞争导致创新和生产效率较低,缺乏国际竞争力,从而影响了经济的稳定增长。

上文从投资、消费和出口三个方面分析了行政垄断影响中国经济增长的传导路径,将其汇总如图 6 所示。



资料来源:作者自行绘制。

图 6 行政垄断影响经济增长的传导机制

三、行政垄断对“三驾马车”影响的实证检验

第二部分从理论上分析了行政垄断对投资、消费和出口“三驾马车”的影响路径与传导机制,并提出了三个命题,为了验证相关命题并进一步了解行政垄断对三者的影响程度,本部分将利用中国 28 个省域 2000 - 2012 年的面板数据进行实证检验。

(一) 模型设定

基于上一部分的分析,分别设定投资、消费和出口模型为方程 I - III,具体形式如下:

$$\text{投资方程 I: } inv_{it} = \beta_0 + \beta_1 mon_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 i - index_{it} + \varepsilon_{it}$$

式 I 中: inv 为投资总额, mon 为行政垄断指数, exp 为地方财政支出, $i - index$ 为固定资产投资价格指数。地方投资水平主要取决于地方财政支出和利率等投资价格水平,由于利率水平波动和地区间隐形利率差异不可测度,故用“固定资产投资价格指数”来代表投资价格水平,另外,还加入行政垄断指数作为制度外生变量来测度其对投资的影响。

$$\text{消费方程 II: } con_{it} = \beta_0 + \beta_1 mon_{it} + \beta_2 inc_{it} + \beta_3 rev_{it} + \beta_4 c - index_{it} + \varepsilon_{it}$$

式 II 中: con 为消费总额, mon 为行政垄断指数, inc 为居民可支配收入, rev 为地方财政收入, $c - index$ 为居民消费价格总指数。这里的“消费”不仅包括普通意义上的居民消费,还包含政府购买意义上的消费,故该方程解释变量里不仅包含居民可支配收入和居民消费价格总指数,还增加了政府消费层面的地方财政收入作为解释变量。最后,也在方程中加入行政垄断指数变量测度其对消费产生的影响及程度。

$$\text{净出口方程 III: } nx_{it} = \beta_0 + \beta_1 mon_{it} + \beta_2 fdi_{it} + \beta_3 exc_{it} + \varepsilon_{it}$$

式 III 中: nx 为净出口额, mon 为行政垄断指数, fdi 为外商直接投资, exc 为汇率。外商直接投资和汇率是影响净出口的两个主要变量,估计方程主要考察这两个变量对净出口的影响,同时在方程中加入行政垄断指数变量,以检验其对净出口可能产生的影响。

(二) 变量解释与数据来源

1. 行政垄断指数(*mon*)。关于行政垄断程度的测度,已有研究做了非常有意义的工作。于良春等(2011)从制度、结构、行为、绩效等方面测度行政垄断对市场竞争的影响,并编制了中国地区性行政垄断指数(包含2000-2006年的数据);樊纲等(2011)从政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境五个方面,使用基本相同的指标体系,对中国各地区的市场化进程进行测度,提供了一个反映中国市场化程度的指数(包含2000-2009年数据)。在此基础上,对行政垄断指数的处理有两种可供参考的方法:一是直接运用行政垄断指数,并运用其所提供的测度方法补齐2007-2012年的数据;二是间接运用市场化指数的倒数来替代行政垄断指数,即市场化程度越高,意味着其行政垄断程度会相应的降低。鉴于数据质量和本研究的需求,最终本文选用第一种方法处理该变量。

2. 投资总额(*inv*)、消费总额(*con*)和净出口额(*nx*)。这三个变量分别用“资本形成总额”、“最终消费支出”及“货物和服务净出口”表示,数据来源于《中国统计年鉴》相关年份的“国民经济核算”中的“支出法地区生产总值”项。

3. 固定资产投资价格指数(*i-index*)和居民消费价格总指数(*c-index*)。这两个变量分别代表投资和消费的相对价格水平,数据分别来源于《中国统计年鉴》相关年份的“价格指数”中“分地区固定资产投资指数”和“分地区居民消费价格指数和”两项。

4. 居民可支配收入(*inc*)。居民可支配收入用如下公式计算:

$$\text{居民可支配收入} = \frac{\text{城镇居民人均可支配收入} \times \text{城镇人口} + \text{农村居民家庭人均纯收入} \times \text{农村人口}}{\text{城镇人口} + \text{农村人口}}$$

“城镇居民人均可支配收入”和“农村居民家庭人均纯收入”两项数据来源于《中国统计年鉴》相关年份的“人民生活”中“分地区城镇居民平均每人全年家庭收入来源”和“分地区农村居民家庭人均纯收入”,城镇人口和农村人口根据“人口”中的“分地区年末人口数”和“分地区年末城镇人口比重”计算而来。

5. 地方财政支出(*exp*)和地方财政收入(*rev*)。这两个变量分别代表地区支出和收入水平,数据来源于《中国统计年鉴》相关年份的“财政”中的“分地区财政支出”和“分地区财政收入”两项。

6. 外商直接投资(*fdi*)。该变量代表地区外商投资水平,数据来源于《中国统计年鉴》相关年份的“对外经济贸易”中的“分地区外商投资企业年底注册登记情况”项。

7. 汇率(*exc*)。由于本文面板数据统一采用年度数据,但汇率具有波动时间短、波动频率高的特点,年度数据从一定程度上淡化了这个解释变量的解释力,为了最大程度上避免这一问题,本研究采用复旦大学金融研究院编制的复旦人民币实际有效汇率指数日度数据,然后将2000-2012年中每一年的日度数据取均值,得到汇率年度数据。

基于数据的可靠性和可获得性,剔除了含有异常值的省份数据,最终汇总得到包含以上变量的2000-2012年中国28个省份的面板数据。

(三) 实证结果与分析

利用中国28个省域2002-2012年的面板数据分别对投资方程I、消费方程II和净出口方程III进行混合回归、固定效应回归和随机效应回归,最终计量结果汇总如表1所示。

表 1 方程 I – III 估计系数及检验值

变量		方程 I			方程 II			方程 III		
		<i>inv</i>			<i>con</i>			<i>nx</i>		
		混合回归	固定效应	随机效应	混合回归	固定效应	随机效应	混合回归	固定效应	随机效应
行政垄断	<i>mon</i>	20.78 **	10.03 *	14.51 *	-51.77 *	-38.08 *	-41.08 **	0.69	13.21 *	7.18
投资	<i>exp</i>	3.69 ***	3.44 ***	3.46 ***						
	<i>i - index</i>	-12.98	-14.82	-15.09						
消费	<i>inc</i>				0.38 *	0.66 ***	0.62 ***			
	<i>rev</i>				1.61 ***	0.02	0.24			
	<i>c - index</i>				-23.91	-25.38 *	-20.22 *			
出口	<i>fdi</i>							2.93 ***	1.56 ***	2.08 ***
	<i>exc</i>							-50.54 ***	-40.47 ***	-44.22 ***
检验系数	R^2	0.85	0.85	0.85	0.64	0.49	0.53	0.45	0.41	0.44
	$F - value$	63.31 ***	85.93 ***	258.11 ***	49.74 ***	21.98 ***	95.00 ***	12.94 ***	11.69 ***	39.45 ***
	Wald	21.69 ***			28.97 ***			7.65 ***		
	LM	712.41 ***			476.13 ***			165.14 ***		
	Hausman	4.53			1.32			189.51 ***		

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

1. 投资方程估计结果分析

从计量结果的估计系数来看,方程 I 中可以发现行政垄断程度与投资水平之间存在着正相关关系,但其估计系数仅在 10% 的水平下通过显著性检验,这在一定程度上验证了命题 1 的合理性,即行政垄断程度的加重在短期内可能会促进地区投资水平的增长;地方财政支出与投资水平之间呈现显著的正相关关系,估计系数在 1% 的显著性水平下通过检验,这意味着随着地方政府财政支出的增加,投资水平也会相应的增长;固定资产投资价格指数与投资水平之间存在着不显著的负相关关系,即一个地区的固定资产投资的相对价格指数较高,会一定程度上抑制该地区政府的投资水平,但其估计系数未通过显著性检验。

从检验系数来看,方程 I 固定效应的 R^2 值为 0.85,方程总体 F 检验值为 85.93,在 1% 水平下通过显著性检验;随机效应的 R^2 值为 0.85,方程总体 F 检验值为 258.11,在 1% 水平下通过显著性检验;Wald 检验值为 21.69,在 1% 显著性水平下通过检验,说明混合回归与固定效应相比,固定效应更合理;LM 检验值为 712.41,在 1% 的显著性水平下通过检验,强烈拒绝原假设“不存在个体效应”,故在混合回归和随机效应之间应该选择随机效应;Hausman 检验值为 4.53,没有通过显著性检验,意味着固定效应与随机效应相比,后者更具有合理性。

2. 消费方程估计结果分析

从方程 II 的估计系数中可以发现,行政垄断程度与消费水平之间存在着显著的负相关关系,这在一定程度上验证了命题 2 的正确性,即行政垄断程度加深可能会造成地区和行业间的收入差距加大,直接抑制消费水平的提高;居民可支配收入与消费水平为显著的正相关关系,估计系数在 1% 的显著性水平下通过检验;地方政府的财政收入与消费水平也呈现出

正相关关系,但并不显著;居民消费价格总指数与消费水平之间呈现负相关关系,估计系数在10%的水平下通过显著性检验;估计结果基本与理论上的消费函数预期吻合,即消费水平与收入水平呈正相关关系,而与价格水平呈负相关关系。

从检验系数来看,方程Ⅱ中固定效应的 R^2 值为0.49,方程总体 F 检验值为21.98,在1%水平下通过显著性检验;随机效应的 R^2 值为0.53,方程总体 F 检验值为258.11,在1%水平下通过显著性检验;Wald检验值为28.97,在1%显著性水平下通过检验,说明混合回归与固定效应相比,固定效应更合理;LM检验值为476.13,在1%的显著性水平下通过检验,强烈拒绝原假设“不存在个体效应”,故在混合回归和随机效应之间应该选择随机效应;Hausman检验值为1.32,没有通过显著性检验,意味着固定效应与随机效应相比,随机效应更具有合理性。

3. 净出口方程估计结果分析

从方程Ⅲ的估计系数中,可以发现行政垄断程度与净出口水平之间存在正相关关系,但并不显著,固定效应的显著性水平为10%,这与前面提出的命题3是相悖的,计量结果显示,行政垄断程度的加深会使净出口水平随之提高,这可能是因为行政垄断形成的贸易保护使得进口减少的结果,短期内会增加净出口水平,但长期中,行政垄断造成的贸易壁垒会使国内企业创新和生产效率降低,缺乏国际竞争力;外商直接投资与净出口水平之间存在着显著的正相关关系,汇率与净出口水平之间存在着显著的负相关关系,二者均在1%的显著性水平下通过检验。

从检验系数来看,方程Ⅲ中固定效应的 R^2 值为0.41,方程总体 F 检验值为11.69,在1%水平下通过显著性检验;随机效应的 R^2 值为0.44,方程总体 F 检验值为39.45,在1%水平下通过显著性检验;Wald检验值为7.65,在1%显著性水平下通过检验,说明混合回归与固定效应相比,固定效应更合理;LM检验值为165.14,在1%的显著性水平下通过检验,强烈拒绝原假设“不存在个体效应”,故在混合回归和随机效应之间应该选择随机效应;Hausman检验值为189.51,在1%的显著性水平下通过检验,意味着固定效应与随机效应相比,固定效应更具有合理性。

4. 小结

本部分通过将行政垄断程度变量纳入到投资、消费和净出口方程中,测度其对三者的影响效果和程度。计量结果表明,行政垄断程度与投资水平呈显著的正相关,与消费水平呈显著的负相关,与净出口水平呈显著的正相关。由此,可以提出一个不同于以往研究结论的命题4。

命题4:行政垄断并非总是阻碍经济增长,其效果取决于对投资、消费和出口影响的净效应,行政垄断促进经济增长是具有约束条件的。

四、行政垄断对经济增长影响的动态演变

上一部分的实证检验显示,细分视角下行政垄断对“三驾马车”的影响效果不尽相同,这意味着不能武断地提出“行政垄断促进或是抑制经济增长”的类似命题,因为行政垄断对经济增长的总体影响取决于三者的净效应。为了检验这个“净效应”及验证命题4,将行政垄断作为核心变量加入基于支出法的增长方程,来检验行政垄断对经济增长总体的影响

效果。^①

(一) 基于支出法的增长方程

1. 方程设定

将影响“三驾马车”的所有变量纳入到总的经济增长方程中,可以得到基于支出法的增长方程IV:

$$gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 mon_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 inc_{it} + \beta_4 rev_{it} + \beta_5 fdi_{it} + \beta_6 c-index_{it} + \beta_7 i-index_{it} + \beta_8 exc_{it} + \varepsilon_{it}$$

式中:*mon* 为行政垄断指数,*exp* 为地方财政支出,*inc* 为居民可支配收入,*rev* 为地方财政收入,*fdi* 为外商直接投资,*c-index* 为居民消费价格总指数,*i-index* 为固定资产投资价格指数,*exc* 为汇率。考虑到时间效应对经济增长的影响,本文还将年度作为虚拟变量,采用双向固定效应模型对方程IV进行处理。另外,在对方程IV估计系数和显著性检验的基础上,剔除了不显著的变量,得到方程V:

$$gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 mon_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 rev_{it} + \beta_4 fdi_{it} + \beta_5 exc_{it} + \varepsilon_{it}$$

运用方程V再度进行回归。所有估计结果汇总于表2。

表2 方程IV、V估计系数及检验值

变量		方程IV			方程V		
		固定效应	随机效应	双向固定效应	固定效应	随机效应	双向固定效应 ^②
行政垄断	<i>mon</i>	-11.07*	-2.03*	-17.58*	7.02*	-0.28**	2.01*
投资	<i>exp</i>	5.69***	5.73***	6.68***	5.38***	5.38***	6.86***
	<i>i-index</i>	43.85	51.67*	20.24			
消费	<i>inc</i>	-0.11	-0.12	0.45			
	<i>rev</i>	-0.27	-0.21	-0.43***	-0.37**	-0.28*	-0.34**
	<i>c-index</i>	-83.74	-108.23*	60.53			
出口	<i>fdi</i>	6.52***	7.09***	4.48**	6.51***	7.15***	5.22**
	<i>exc</i>	-68.21***	-76.61***	-560.38***	-76.15***	-85.26***	-321.14**
检验系数	R^2	0.89	0.89	0.89	0.88	0.89	0.91
	F -value	62.3***	502.87***	752.27***	92.02***	419.2***	548.76***
	Wald	24.82***			26.34***		
	LM	572.3***			595.75***		
	Hausman	20.43***			23.6***		

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。由于篇幅原因及混合回归的不合理性,混合回归的系数在表2中略去。

①将行政垄断程度作为主要变量加入到基于支出法的增长方程中,主要基于如下考虑:由于行政垄断程度分别可以对消费、投资和出口产生影响,势必最终会影响到总体经济增长,但这个变量对“三驾马车”各自的影响与对经济增长总体的影响效果是否一致,为未可知,为了检验影响的一致性,故将其纳入方程。

②由于篇幅原因,方程IV和V双向固定效应模型中,*year2-year13* 的估计值及显著性未详细给出,其联合显著性检验系数如下:方程IV中,所有虚拟年度变量的联合显著性检验 F 值为 6.19, P 值为 0.0001,结果强烈拒绝原假设“无时间效应”,认为在该模型中应该包含时间效应;方程V中,所有虚拟年度变量的联合显著性检验 F 值为 9.05, P 值为 0,结果强烈拒绝原假设“无时间效应”,认为在该模型中也应该包含时间效应。

2. 方程IV估计结果分析

从检验系数来看,方程IV中的 R^2 值均为0.89,方程总体 F 值也都在1%水平下通过显著性检验;Wald检验值为24.82,在1%显著性水平下通过检验,说明与混合回归相比,固定效应更合理;LM检验值为572.3,在1%的显著性水平下通过检验,强烈拒绝原假设“不存在个体效应”,故与混合回归相比,随机效应更合理;Hausman检验值为20.43,在1%的显著性水平下通过检验,意味着与随机效应相比,固定效应更具有合理性。所以,各变量系数的估计主要对比固定效应和双向固定效应的值。

从方程IV的估计系数来看,行政垄断程度与经济增长之间存在着显著的负相关关系,与经济增长存在负相关关系的变量还有地方财政收入和汇率水平;与经济增长存在正相关的变量有地方财政支出水平、投资价格指数及外商直接投资水平,其他变量与经济增长的关系并不明确。

3. 方程V估计结果分析

从检验系数来看,方程V中的 R^2 值均在0.8以上,方程总体 F 值也都在1%水平下通过显著性检验;Wald检验值为26.34,在1%显著性水平下通过检验,说明与混合回归相比,固定效应更合理;LM检验值为595.75,在1%的显著性水平下通过检验,故与混合回归相比,随机效应更合理;Hausman检验值为23.6,在1%的显著性水平下通过检验,意味着与随机效应相比,固定效应更具有合理性。所以,各变量系数的估计主要对比固定效应和双向固定效应的值。

从方程V的估计系数来看,行政垄断程度与经济增长之间存在着显著的正相关关系,这意味着行政垄断是促进经济增长的,尽管显著性水平不高;地方财政支出、外商直接投资与经济增长之间存在着显著的正相关关系;地方财政收入水平、汇率经济增长之间存在着显著的负相关关系。

4. 进一步讨论

通过对比基于支出法的增长方程的实证结果与细分视角下的实证结果,可以发现两个问题:第一,行政垄断对经济增长的总体影响效果是不确定的,比如方程IV中的影响是负的,而在方程V中的影响是正的,这是否意味着行政垄断在不同约束条件下对经济增长的影响是不同的?第二,某些变量对“三驾马车”的影响和对总体经济增长的影响不同,如地方财政收入对消费的影响是正的,但对总体经济增长的影响却是负的,这可能是由于地方财政收入短期内增加,会促进政府当期的消费水平,但生产性资本被消耗却影响了某些经济体的发展,从而抑制了总体的经济增长。基于对以上问题的考虑,我们进一步运用基于生产函数的经济增长方程来考察行政垄断对经济增长的影响,以期能得出更有意义的结论。

(二) 基于生产函数的经济增长方程

1. 方程设定

为了进一步检验行政垄断是抑制还是促进中国经济增长,将行政垄断变量加入到基于生产函数的经济增长方程VI中^①,方程VI的具体形式设定如下:

^①之所以将行政垄断变量加入到基于生产函数的经济增长方程中,出于如下考虑:新制度经济学的经济增长理论认为,制度作为一项重要变量,对经济增长的影响至关重要。行政垄断是中国由计划经济向市场经济转轨过程中出现的特殊形式,也是现阶段影响经济增长的关键制度因素,故将其作为核心变量纳入到经济增长方程中,从生产函数的视角考察其对经济增长的长期影响。

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln mon_{it} + \beta_2 \ln k_{it} + \beta_3 \ln w_{it} + \beta_4 \ln fdi_{it} + \varepsilon_{it}$$

方程VI将地区生产总值($\ln gdp$)作为被解释变量,把按地区划分的固定资本投资($\ln k$)、工资总额($\ln w$)、外商直接投资($\ln fdi$)作为解释变量,所有数值取对数。需要说明的是,第一,采用地区工资总额这个替代变量来代表人力资本存量(L)^①;第二,行政垄断程度(mon)和外商直接投资(fdi)的数据沿用第三部分中的数据,固定资本投资($\ln k$)数据来源于《中国统计年鉴》相关年份的“固定资产投资”。除了使用传统的三种处理面板数据的方法,还将 gdp 与 mon 的滞后项加入方程,采用差分GMM方法对动态面板数据进行处理,所有估计结果汇总见表3。

表3 基于生产函数的经济增长方程回归结果

变量	$\ln gdp$			
	混合回归	固定效应	随机效应	动态面板 ^②
$\ln mon$	-0.1713 *	-0.0603 *	-0.0983 **	-0.0521 **
$\ln mon - L1$				-0.1385 ***
$\ln k$	0.3709 ***	0.2921 ***	0.2665 ***	0.2874 **
$\ln w$	0.5246 ***	0.5671 ***	0.5923 ***	0.4049 *
$\ln fdi$	0.1008 ***	0.0311 *	0.0493 ***	0.0248
$\ln gdp - L1$				0.3828
$\ln gdp - L2$				-0.2234
$cons$	2.5663 ***	2.7733 ***	2.8876 ***	3.0281 **
R^2	0.9656	0.9622	0.9236	
$F - value$	316.15 ***	1012.42 ***	3434.48 ***	
LM	788.26 ***			
Wald	98.45 ***			
Hausman	100.81 ***			

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

2. 实证结果分析

表3中检验系数显示,方程VI中的 R^2 值均在0.9以上,方程总体 F 值也都在1%水平下通过显著性检验,说明方程估计系数可靠;Wald检验值为98.45,在1%显著性水平下通过检验,说明固定效应比混合回归更合理;LM检验值为788.26,在1%的显著性水平下通过检验,故随机效应比混合回归更合理;Hausman检验值为100.81,在1%的显著性水平下通过检验,意味着固定效应与随机效应相比更具有合理性。所以,各变量系数主要对比固定效应和动态面板差分GMM的估计值。

表3中方程VI的前三种方法估计结果显示,行政垄断与经济增长之间存在着负相关关

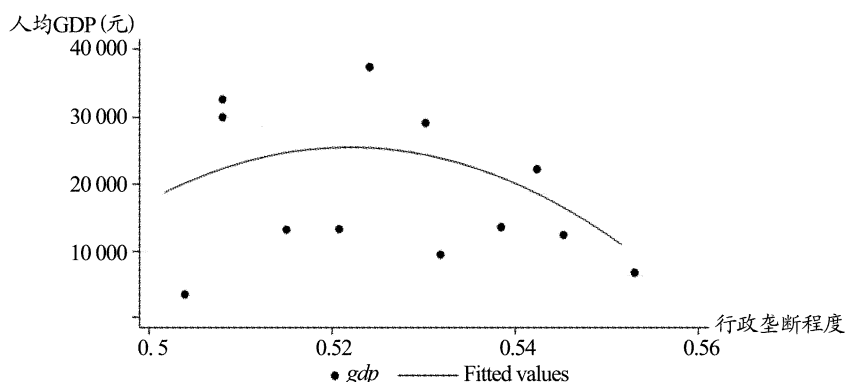
①有的研究用人均受教育程度来代表人力资本,但是平均受教育年限并不能有效反映所有劳动者的平均人力资本水平,因为无法剔除掉未就业者的数据干扰。由于工资薪酬是劳动者贡献及其人力资本的主要反映指标,故选用工资总额来反映一个地区的劳动者的人力资本水平,已有研究也用到过此类处理方法(如姜琪,2014)。

②差分GMM成立的前提是扰动项不存在自相关,对扰动项的一阶、二阶差分的相关性进行检验,检验结果发现扰动项的差分均不存在相关性,可以使用差分GMM。

系,意味着长期中行政垄断对经济增长起着显著的抑制作用,固定效应中行政垄断的估计系数为 -0.0603 ,以此可估算得知行政垄断程度每降低 1 个百分点,经济增长将会提高约 0.06 个百分点,而资本、劳动和外商直接投资水平与经济增长之间存在着较为显著的正相关关系,说明该类变量是促进经济增长的重要因素,在长期中对经济增长起着显著的促进作用;运用差分 GMM 方法估计的动态面板结果显示,行政垄断当期变量与经济增长之间依然是显著的负相关关系,估计系数为 -0.0521 ,行政垄断滞后一期变量与经济增长之间也是显著的负相关关系,估计系数为 -0.1385 ,以此系数推算,行政垄断程度每降低 1 个百分点,经济增长会提高约 0.14 个百分点,这意味着行政垄断不但在短期内会对经济增长产生负效应,在长期内也会抑制经济增长,且程度更甚; $\ln gdp$ 的一、二阶滞后变量影响不显著,其他要素变量与经济增长之间为正相关。

(三) 行政垄断影响的动态演变及约束条件

对比基于支出法和生产函数的经济增长方程估计结果可以发现,行政垄断对经济增长的影响是动态的、持续的,影响效果取决于其约束条件。为了更清晰直观地了解行政垄断与经济增长之间的关系,本文将 2001 - 2012 年的行政垄断程度与人均 GDP 数据做成散点图及二次拟合线,具体见图 7。



资料来源:作者根据相关数据运用 stata12.0 软件绘制。

图 7 行政垄断与经济增长关系的二次拟合图

从图 7 中可以清楚的发现,在经济发展的初期,行政垄断程度会在一定程度上促进经济增长,但当经济增长到一定时期和水平,行政垄断程度的加重就会使抑制经济增长。可见,行政垄断程度和经济发展水平是影响经济增长的两个重要因素。在低经济发展水平时,提高垄断程度可能会促进经济增长,但在高经济发展水平时,提高行政垄断程度就会阻碍经济发展。因为在短期内,行政垄断可能对消费、投资和出口的某一方面起到促进作用,但其对经济增长的作用取决于三者的净效应;而在长期中,行政垄断对经济增长的影响是负面的,并且其负面作用是持续的。更为重要的是,行政垄断使得要素的市场化落后于产品的市场化,要素价格偏低减弱了行政垄断国有企业的竞争和创新激励,抑制了技术进步,导致了“虚增效应”,即高经济增长的背后实际上是要素价格偏低的结果。同时也导致了“累退效应”,即尽管经济增长的速度在加快,但技术进步却是在持续下降的。“虚增效应”导致了显著的技术进步下降和低水平的重复建设并存(付强,2008)。

五、简要结论

本文基于“消费-投资-出口”细分视角的动态分析框架,对行政垄断影响经济增长的传导机制和影响效果进行检验,研究发现:行政垄断程度与投资水平呈显著的正相关,这意味着财政分权框架下的政府竞争促进了投资的增长,从而间接的促进了地区经济增长;行政垄断程度与消费水平呈现显著的负相关,说明行政垄断造成的地区间、行业间的收入差距不平等,直接影响了消费水平的提高,从而间接的抑制了经济增长;行政垄断程度与净出口水平呈显著的正相关,这是短期内行政垄断形成的贸易保护使得进口减少的结果,长期中行政垄断造成了贸易壁垒,国内企业因缺乏竞争导致创新和生产效率较低,缺乏国际竞争力,从而影响了经济稳定增长。行政垄断并非总是阻碍经济增长,行政垄断对经济增长的总体影响取决于对投资、消费和出口三者影响的净效应。行政垄断促进经济增长是有约束条件的,在低经济水平时,行政垄断程度的提高可能会促进经济增长,但在高经济水平时,行政垄断程度的提高就会阻碍经济发展;在长期中,行政垄断对经济增长的影响是负面且持续的,行政垄断程度每降低1个百分点,经济增长将提高约0.06~0.14个百分点,这意味着中国要在长期中保持经济的稳定增长,只有破除行政垄断,进一步推进市场化改革,实现经济转型,从而获得新的增长动力。

参考文献:

1. 陈林、朱卫平,2012:《经济国有化与行政垄断制度的发展——基于制度变迁理论的经济史研究》,《财经研究》第3期。
2. 陈林,2011:《转轨时期中国行政垄断的经济绩效研究》,暨南大学博士学位论文。
3. 代中强、刘从军,2011:《知识产权保护、地区行政垄断与技术进步》,《国际贸易问题》第4期。
4. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社。
5. 方济雄,2011:《政府管制、市场化进程与非国有经济市场份额》,《产业经济研究》第4期。
6. 付强,2008:《地区行政垄断、技术进步与粗放型经济增长——基于我国1978-2006年技术进步的实证测算》,《经济科学》第5期。
7. 付强、乔岳,2011:《政府竞争如何促进了中国经济快速增长:市场分割与经济增长关系的再探讨》,《世界经济》第7期。
8. 郭庆旺、赵旭杰,2012:《地方政府投资竞争与经济周期波动》,《世界经济》第5期。
9. 李真,2012:《中国市场一体化进程的影响机制分析——基于地区性行政垄断的视角》,《经济与管理评论》第5期。
10. 姜琪,2012:《转轨经济中行业性行政垄断的制度根源——基于理性政府汲税约束视角》,《经济评论》第4期。
11. 姜琪,2014:《腐败与中国式经济增长——兼论腐败治理的社会基础》,《南京师大学报(社会科学版)》第2期。
12. 江笑云、汪冲,2014:《管理分权与地区经济增长:县(市)“扩权”改革的经济绩效》,《经济与管理评论》第3期。
13. 靳涛,2007:《揭示“制度与增长关系之谜”的一个研究视角》,《经济学家》第5期。
14. 刘瑞明、石磊,2010:《国有企业的双重效率损失与经济增长》,《经济研究》第1期。
15. 陆铭、陈钊,2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
16. 潘向东、廖进中、赖明勇,2005:《经济制度安排、国际贸易与经济增长影响机理的经验研究》,《经济研

- 究》第11期。
17. 于良春、张伟,2010:《中国行业性行政垄断的强度与效率损失研究》,《经济研究》第3期。
 18. 于良春、余东华、张伟,2011:《转轨经济中的反行政性垄断与促进竞争政策研究》,经济科学出版社。
 19. 杨林、郝瀚,2013:《公共财政框架下收入公平分配的实现机制和路径研究》,《经济与管理评论》第2期。
 20. 张卫国、任燕燕、侯永健,2010:《地方政府投资行为对经济长期增长的影响》,《中国工业经济》第8期。
 21. 张五常,2009:《中国的经济制度》,中信出版社。
 22. 张原,2011:《中国行业垄断的收入分配效应》,《经济评论》第4期。
 23. 郑若谷、干春晖、余典范,2010:《转型期中国经济增长的产业结构和制度效应——基于一个随机前沿模型的研究》,《中国工业经济》第2期。
 24. 周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
 25. Abed, G., and H. Davoodi. 2000. "Corruption, Structural Reforms, and Economic Performance in the Transition Economies." International Monetary Fund, IMF Working Paper WPP00P132.
 26. Edin, M. 2003. "State Capacity and Local Agent Control in China: CCP Cadre Management from a Township Perspective." *China Quarterly* 173(1):35 – 52.
 27. Li, H., and L. Zhou. 2005. "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personal Control in China." *Journal of Public Economics* 89(1):1743 – 1762.
 28. Mundell, R. A. 1957. "International Trade and Factor Mobility." *The American Economic Review* 47(3):321 – 335.
 29. Young, A. 2000. "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in China." *Quarterly Journal of Economics* 115(4):1091 – 1135.

How Does Administrative Monopoly Affect China's Economic Growth? An Analysis Based on Dynamic Framework of Segmentation

Jiang Qi

(School of Public Management, Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: This paper explores the administrative monopoly affects economic growth in the perspective of "Consumption – Investment – Export", and examines the degree of administrative monopoly's impact on consumption, investment and exports by using panel data of China's 28 provinces during 2000 – 2012, and we further examine the dynamic evolution of administrative monopoly's impact on economic growth by using two – way fixed effects model and dynamic panel data test. The study finds that administrative monopoly does not always hinder economic growth. The effect depends on the net effect of investment, consumption and export. There are two constraints if the administrative monopoly promotes economic growth: one is the degree of administrative monopoly, the other is the level of economic development. When at a lower economic level, improving the degree of administrative monopoly may promote economic growth within a certain range. But beyond certain stage, improving or remaining unchanged administrative monopoly will hamper economic development; In the long term, the degree of administrative monopoly reduces 1 percent, accordingly, the economic growth will increase 0.06 – 0.14 percent.

Keywords: Administrative Monopoly, Economic Growth, Dynamic Analysis

JEL Classification: D42, E61

(责任编辑:彭爽)