

市场化能带来经济增长吗? ——来自中国跨省数据的经验证据

张同龙^{1,2}

(1.中国科学院 地理科学与资源研究所农业政策研究中心,北京 100101;

2.天津师范大学 经济学院,天津 300387)

摘 要:影响广泛的市场化理论宣称市场化水平的提高能带来经济增长,文章利用中国 1997—2007 年的跨省数据,以“苛刻”的眼光对其进行重新评估。结果发现,目前支持该理论的证据仅是两者之间的一种正相关关系,存在因果关系的假说并不成立。而这种正相关关系的出现是由于遗漏了变量,通过固定效应模型消除因遗漏变量产生的偏误后,这种正相关关系也消失了。通过不同计量技术和不同样本的重复估计,这一结果是非常稳健的。

关键词:市场化;固定效应;遗漏变量;GMM

中图分类号:F061.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)11-0016-11

一、引 言

Shleifer(2009)在一篇名为“弗里德曼的时代”的文章中,从全球视角总结了一些典型事实,他以 1978 年邓小平开始启动改革与随后的撒切尔夫人和里根总统上台为标志,把 1980—2005 年这段时间称为“弗里德曼的时代”。这一时期的特征是几乎世界各国都在推行市场化政策(包括政府管制减少、税率降低、关税降低、汇率控制减弱等)和与之伴随的经济全面繁荣(包括人均 GDP 大幅提高、婴儿死亡率显著降低、预期寿命大幅提高、平均教育水平和民主水平都显著提高等)(Shleifer, 2009)。

市场机制相对于行政指令能更好地配置资源,提高经济体的运行效率,因此市场化能带来持久的经济增长,这可能是经济学中最重要的共识之一。^①过去 30 多年的中国经济高速增长已成为人们经常引证来支持这一共识的典型事实(Balcerowicz 和 Fischer, 2006;宋立刚, 2007;Brant 和 Rawski, 2008;张维迎, 2008;王小鲁等, 2009;Shleifer, 2009)。从统计数据上看,市场化和经济

收稿日期:2011-08-10

基金项目:国家社会科学基金资助项目(11CGL058);天津市哲学社会科学规划课题(TJYY08-2-071)

作者简介:张同龙(1978—),男,天津人,中国科学院地理科学与资源研究所农业政策研究中心博士生,天津师范大学经济学院讲师。

发展水平之间的正相关关系也是明显的。以 2007 年中国各省市层面数据为例,如图 1 所示,东部沿海地区的市场化程度较高,其经济发展水平也较高;而在中西部地区的市场化程度较低,相应的经济发展水平也较低。^②从时间层面看,在计划经济体制下,中国各省市市场化程度接近于零,随着改革开放的深入,几乎所有省市的市场化程度都有大幅提高,人均收入水平也有了数倍的增长。图 2 部分展现了这一变化,各省市的人均实际 GDP 在 1997 年都处在一个相对较低的水平,同时其市场化程度也较低;而到 2007 年,两项指标都有了大幅飞跃。^③

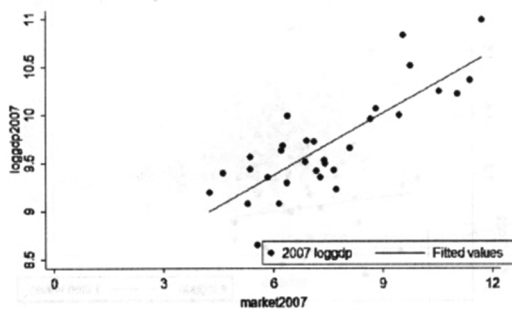


图 1 市场化与对数人均 GDP(2007 年)

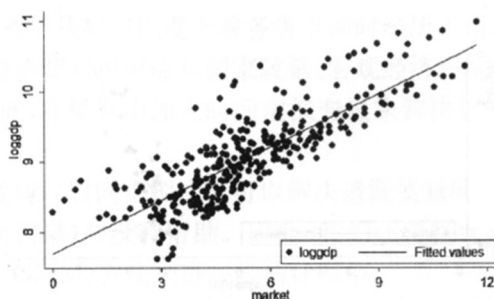


图 2 市场化与对数人均 GDP(1997—2007 年)

图 1 和图 2 展示的统计关系是影响广泛的市场化理论^④的重要支持证据,很多时候也被视为中国经济的成功经验总结。^⑤市场化理论所蕴含的是市场化水平和经济发展水平之间存在因果联系,即市场化程度的加深是经济发展水平提高的原因。本文将以“苛刻”的眼光重新检验这一理论。我们的出发点是,现有的研究展现的是二者之间的正相关关系,并没有建立起因果联系。首先,现有研究中很可能存在遗漏重要控制变量的问题,而其所带来的偏误导致了二者的正相关。这是因为一些没有观察到的因素,如政府政策、人力资本、历史文化和自然资源状况等,有可能同时影响经济发展和市场化水平。图

3 展示了这种可能,各省 1997 年的市场化水平对经济增长没有预测力。其次,二者可能存在反向因果关系,即观察到的正相关是经济增长促使市场化程度提高的结果而不是相反。图 4 也展示了这种可能,各省 1997 年的经济发展水平对市场化水平的提高反而有预测力。国内有很多实证研究(张明海,2002;王立平和龙志和,2004;周业安等,2004;汪锋等,2005;周业安和章泉,2008;陈彦斌和姚一旻,2010)试图识别二者的因果关系,得到的结论大多是支持市场化理论的,但由于使用的方法或数据存在不同程度的缺陷,仍需要进一步的实证检验。

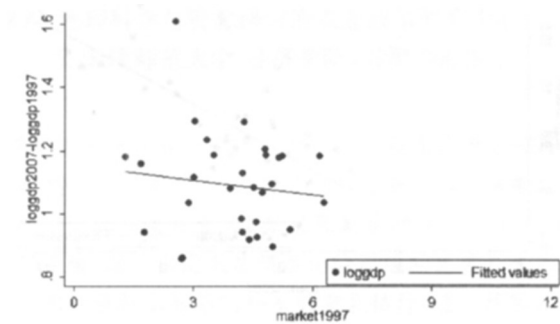


图 3 市场化(1997)与对数人均 GDP 变化(1997—2007 年)

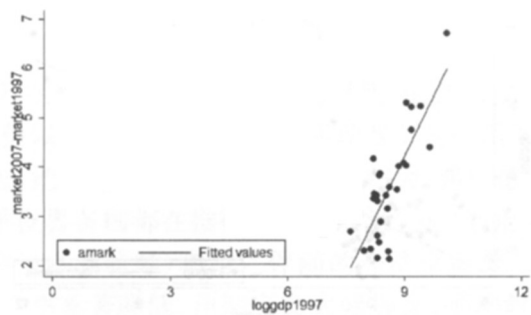


图 4 市场化指数变化(1997—2007)与对数人均 GDP(1997 年)

为识别二者的因果关系,本文沿着以往文献的思路,主要采取两种计量策略。

首先,我们加入省市维度的固定效应,以消除一些可能被遗漏的但同时影响市场化和经济发展的省市特征变量的影响。虽然固定效应模型并不能解决所有遗漏变量问题,但当回归模型中遗漏的主要是工业基础、历史文化和自然资源状况等不随时间变化的变量时,它能够起到很好的作用。举例来说,广东省市场化和经济发展水平都很高,而青海省正相反。这时,如果用整个横截面数据做简单回归分析,很容易得到类似于现有研究的结果,即更高的市场化水平带来了更高的经济发展水平。固定效应模型的思路是超越此种比较来考察

“省内变化”,即探寻青海省市场化水平的提高是否会导致其经济发展水平“相对”提高。这种考察也更符合市场化理论的实质,因为市场化理论意味着市场化水平的提高能带来经济发展水平的提高,而不仅仅是市场化水平较高的省市拥有较高的经济发展水平。

引入固定效应后,二者之间的正相关关系大大减弱。图 5 展示了这一变化,市场化水平提高程度与经济发展水平提升程度之间的正相关关系已很微弱。这就使我们对市场化理论所推断的因果关系产生了怀疑。

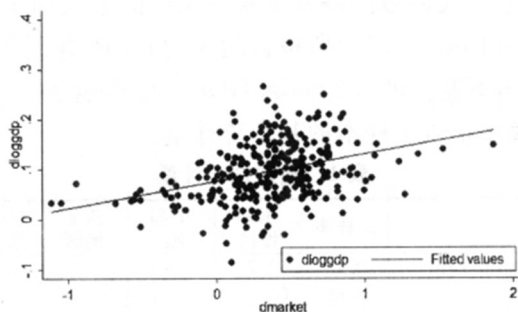


图 5 市场化指数变化(差分)与对数人均 GDP 变化(差分)

由于固定效应只能控制那些不随时间变化的、反映各省市自身固有特征的遗漏变量,如果被遗漏的变量随时间发生改变,固定效应模型同样会产生偏误。图 2 中也展现了从时间维度上看各省市同时经历了市场化程度加深的过程,而这个共同趋势背后很可能是国家政策、宏观经济环境等随时间变化的因素在起作用。因此,在模型中加入时间虚拟变量来解决这类遗漏变量也是很必要的。

其次,固定效应与时间虚拟变量可以解决遗漏变量问题,但对解决其他内生性问题(如反向因果)并没有帮助。因此,我们还将在此基础上使用动态面板的广义矩估计(GMM)方法来进一步估计模型。

后文计量模型的估计结果加强了我们基于图 5 得出的判断,即市场化理论所蕴含的因果关系不存在。而且进一步的稳健性检验也证实,这一结论对于不同的模型设定、估计方法和子样本数据都是稳健的。

二、研究数据和研究方法

本文使用的测度市场化水平的指标是樊纲等(2010)所构造的市场化指数。^⑥该指数使用了一个包括 5 个方面、25 个基础指标的度量体系,对中国各省市的市场化相对进程进行度量和比较。^⑦其基础指标评分是以 2001 年为基期,在 0—10 之间取值(基期单项基础指标市场化程度最高的省份该项的基期得分为 10 分,最低的省份基期得分为 0 分;但根据年度变化,某些省份的得分可能超过 10 或小于 0),然后使用算术平均法,最终得到各省市分年度的市场

化指数。指数值越高表示市场化程度越高;反之,市场化程度较低。根据这项研究,中国产品市场发育程度相对较好,但要素市场发育不理想;非国有经济的发展在各地非常不均衡,特别在西部地区发展不足,影响了西部地区的市场化程度;在政府与市场的关系以及市场中介组织发育和法律制度环境方面,各地差异也较大,总的进展还不够理想。其主要结论与相关研究类似,比较符合中国实际情况,可信度较高。该数据集始于 1997 年,最新到 2007 年,从而制约了本研究的数据样本只能采用这一时间段。

按照研究惯例,本文测度经济发展水平采用的是人均实际 GDP。数据来自《中国统计年鉴》(1998—2010)所报告的人均 GDP,并用相应省市分年度的 CPI 调整为 1997 年不变价的人均实际 GDP。与其他研究一样,本文对其进行取对数处理。表 1 报告了样本的基本统计量。

表 1 描述性统计量

变 量	总样本	东部地区	中部地区	西部地区	总样本剔除直辖市	总样本剔除自治区
对数人均实际 GDP(loggdp)均值	9.13 (0.69)	9.72 (0.59)	8.98 (0.51)	8.66 (0.52)	9.01 (0.6)	9.18 (0.7)
市场化指数(market)均值	5.37 (2.06)	7.15 (1.94)	5.13 (1.28)	3.66 (1.35)	5.14 (1.97)	5.67 (2)
省份个数	31	10	12	9	27	26
观测值个数	338	110	132	96 *	294	286

注: * 表示市场化指数缺失 3 个观测值(西藏 1997—1999 年),括号内为标准差。

数据来源:各省人均 GDP 和消费者价格指数数据来自《中国统计年鉴》(1997—2010),市场化指数数据来自《中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2009 年度报告》(樊纲、王小鲁和朱恒鹏,2010)。

沿着以往文献的思路,本文的基础计量模型设定为:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \gamma m_{it-1} + X'_{it-1} \beta + \mu_t + \delta_i + u_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示第 i 个省市第 t 年的对数人均实际 GDP, y_{it-1} 用来控制经济发展本身所具有的持久性和潜在的自身稳定性(同一省市不同年度的经济发展会有波动,但有向一个均衡路径收敛的趋势)。 m_{it-1} 是我们最感兴趣的变量,表示滞后一期的市场化指数,所以 γ 可以识别市场化水平对经济发展水平的因果效应。其他的控制变量都包括在 X_{it-1} 中。此外, δ_i 表示所有省市的虚拟变量,可以捕获所有不随时间变化的固定效应; μ_t 表示各年度的时间虚拟变量,可以捕获各省市共同的时间趋势; u_{it} 是残差项,包括了其他遗漏因素,并且对于所有 i 和 t , $E(u_{it}) = 0$ 。

当然,只是加入时间虚拟变量和固定效应不能解决全部问题,但却是非常必要且很有价值的。一方面,从计量理论上讲,对于一些 $s < t$ 来说, y_{it-1} 可能会和 u_{is} 相关。这时,我们的模型依然是有偏的,但可以证明随着数据时间维度的增加(即 $T \rightarrow \infty$),模型估计结果是一致的(Wooldridge, 2002)。另外,我们还会使用 GMM 方法来进一步估计基础模型。另一方面,反向因果关系或

其他原因(如存在一个同时影响两者并随时间在不同省市变化的因素)仍然可能导致 $\text{Cov}(m_{it-1}, u_{it}) \neq 0$, 此时基础模型的估计仍然可能有偏。但值得注意的是, 几乎所有的理论假说都暗示 $\text{Cov}(m_{it-1}, u_{it}) \geq 0$, 即二者是正相关关系。此时, 即使基础模型仍不能得到一致的估计结果, 我们也可以证明它对市场化和经济发展关系的估计是向上偏的。也就是说, 我们的估计结果是这二者因果关系估计的上限。

三、实证结果和稳健性检验

由于年度样本存在较强的序列相关, 我们主要使用隔年样本来估计模型。^⑧ 在所有估计中, 标准差都使用集群在省市层次的异方差稳健标准差。

表 2 第 1 列使用混合数据进行 OLS 回归, 展示了以前文献所强调的市场化与经济发展正相关, 市场化效应在统计上非常显著且从数值上看也很大(市场化指数每提高 1 个单位, 人均实际 GDP 增长 25.8 个百分点。以 2009 年为例, 青海省如果能够额外多提高 1 个单位的市场化水平, 在其他条件不变的情况下, 4 年后其人均实际 GDP 将赶上福建省)。表 2 第 2 列是加入年度虚拟变量来控制时间趋势后的结果, 和我们预期的一样, 市场化效应减小了但在统计上仍然显著(标准差增大了, 显著性降低了)。表 2 第 3 列是我们一直重视的固定效应模型的结果。此时市场化效应消失了, 系数竟然出现“错误的”负号, 变为 -0.0276 , 标准差为 0.019 , 在统计上也不显著了,^⑨ 而且在此时估计的市场化效应的两倍标准差($-0.0276 \pm 2 \times 0.019$)将混合 OLS 回归结果(0.258)排除在外。^⑩ 这验证了图 5 所暗示的市场化与经济发展之间的关系是松散的, 在我们通过增加控制变量缓解遗漏变量偏误后, 连这种松散的正相关关系也消失了。表 2 第 4 列是基础模型的结果, 在这个更精确的估计结果中, “错误”的系数竟然显著了, 而且绝对值更大了。因为此模型中有因变量的滞后项, 所以系数(-0.0338)只代表市场化的短期影响, 其长期影响为 $-0.0338/(1-0.588) = -0.081$, 仍然将混合 OLS 结果排除在两倍标准差之外。这个系数的负值还是相当大的, 市场化指数每提高 1 个单位, 两年后人均

表 2 计量结果(隔年数据, 1997—2009 年)

	被解释变量: 对数人均实际 GDP(loggdp)				
	混合 OIS (1)	加入年度虚拟 变量(2)	加入年度虚拟 变量(3)	加入滞后项 (4)	GMM (5)
market_1	0.258*** (0.028)	0.226*** (0.036)	-0.0276 (0.019)	-0.0338** (0.014)	-0.00114 (0.0063)
loggdp_1				0.588*** (0.18)	0.943*** (0.02)
观察值个数	153	153	153	153	153
R ²	0.58	0.64	0.96	0.97	0.99

注:***、**和* 分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内为标准差, 所有的标准差均采取稳健标准差, 下表同。

GDP 增长率下降接近 3.4 个百分点,并且长期人均 GDP 增长率累计下降 8 个百分点。表 2 第 5 列在是在基础模型的基础上使用 GMM 方法来处理滞后项所带来的偏误的结果。此时,“错误”的符号依然存在但不再显著,也就是说我们在统计上不能拒绝市场化与经济发展没关系的原假设。按此系数计算的长期影响为 $-0.00114/(1-0.943)=-0.02$,依然可以将混合 OLS 结果排除在两倍标准差之外。总之,这些估计结果进一步验证了我们的猜测:市场化水平与经济发展之间的正相关关系可能是由遗漏变量所致,二者之间没有明确的因果关系。

在表 3 中,我们使用全部样本(1997—2008 年)重新估计了所有模型。估计结果与表 2 几乎没有差别,这表明我们的结论不受增加样本的影响。此外,使用全部样本估计模型还有一个更重要的优势,即观测值大幅增加,而固定效应模型有一个重要的性质——它的估计量随着观测值的增加而趋于一致。从表 3 中也可看出,所估计系数的标准差几乎都变小了,这说明估计更加准确了。

表 3 计量结果(年度数据:1997—2008 年)

	被解释变量:对数人均实际 GDP(loggdp)				
	混合 OLS	加入年度虚拟变量	加入年度虚拟变量和固定效应	再加入滞后项	GMM
market_1(系数)	0.258*** (0.025)	0.227*** (0.037)	-0.013 (0.021)	-0.0151** (0.0056)	-0.0037** (0.0019)
loggdp_1(系数)				0.971*** (0.045)	0.99*** (0.0058)
观察值个数	338	338	338	338	338
R ²	0.66	0.93	0.97	0.99	0.99

注:此处的 GMM 估计因年度数据较严重的残差自相关而增加了二阶滞后项。

在表 4 中,我们进一步检验了结果对不同子样本的稳健性。限于篇幅,这里只报告了基础模型的估计结果。我们对表 2 中结果的一个担心是,正相关关系的消失会不会是由非线性原因造成的(比如说,正确的模型应该是添加二次项的,即市场化水平与经济发展的关系在市场化的不同阶段表现不同)。对此,一个检验方法就是将样本分为东部地区、中部地区和西部地区三个部分。

表 4 稳健性检验(隔年数据,1997—2009 年)

	被解释变量:对数人均实际 GDP(loggdp)				
	东部地区	中部地区	西部地区	剔除 4 个直辖市	剔除 5 个自治区
market_1	-0.0108 (0.011)	-0.0146 * (0.0075)	-0.0260 * (0.014)	-0.00965 * (0.0053)	-0.0131** (0.0063)
loggdp_1	0.939*** (0.044)	0.974*** (0.062)	0.952*** (0.071)	0.978*** (0.051)	0.934*** (0.027)
观察值个数	110	132	96	294	286
R ²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99

注:由 $\gamma/(1-\alpha)$ 计算的市场化累计效应分别为 -0.178、-0.56、-0.54、-0.44 和 -0.19。

东部沿海地区较早试行改革开放政策,再加上优越的地理位置,一直在市场化改革方面领先于其他地区,在表1中也可以清楚地看到这一点。相反,西部地区无论是自然条件还是历史文化积淀都决定了其市场化水平较低。而中部地区处于两者之间。我们分别使用东部地区、中部地区和西部地区子样本进行估计,表4中估计结果显示从三个地区看,我们依然找不到市场化水平提高能带来经济增长的证据。

除此之外,我们还检验了估计结果对于一些异常值的敏感性。从经济发展水平看,上海、北京和天津都处于全国前列,同时它们的市场化水平也是最高的。另外,直辖市无论从一些政策层面还是一些要素禀赋方面(如城市化水平、人力资本积累以及工业基础等)都与其他省市有所不同。在表4第5列,我们使用剔除4个直辖市的样本,进行重新估计,结果依然与以前得到的结论相似。^⑩类似地,少数民族自治区也有不同于其他省市的特质,表4第6列是我们使用剔除它们之后的样本进行估计的结果。

四、对实证结果的一些讨论

以上仅是对基于样本数据所得的实证结果的客观描述。更通俗地讲,它只是表明在样本期内,市场化水平的差异不能解释相同时点上不同省市之间的经济增长差异。同时,它也不能解释同一省市不同年度的经济表现差异。既然如此,我们不禁要追问这种差异的来源。正如实证模型所预期的那样,去除遗漏变量后,市场化与经济表现不再存在正相关关系。那么有一个可能的解释是,这些遗漏变量包括人力资本存量、地理禀赋、制度惯性等导致了后来的经济表现差异。影响现今经济表现的可能是很多年前发生的可观察的和不可观察的历史因素,这也是为何甘阳(2007)、姚洋和郑东雅(2008)呼吁要从60年甚至更长时间段看待改革开放。从这个角度看,市场化可能只是经济增长的一个中间过程,有一些更本质的东西导致了经济增长,而它同时也带来了市场化水平的提升。所以作为内生变量的市场化水平只不过是恰好和经济增长由同一个开关控制而同时出现,但二者本质上并没有因果联系。

另外,从研究方法看,仍有一些需要讨论的问题。本文通过固定效应模型控制了各地区和年度的不变差异,实际是加入了很多虚拟变量,这时解释变量变得不显著是可以理解的(即存在过度控制问题),以此寻求因果效应有点过分严格了。在这种条件下得到的结论只能说是没有证据显示市场化和经济增长有因果关系,但也不能说两者一定就没有因果关系。沿着这一思路,后续的研究者应该更细致地探索识别二者的因果关系。比如 Bobba 等(2007)在对 Acemoglu 等人研究其回应中指出 Acemoglu 等(2005)存在着弱工具变量问题,纠正这一偏差后,其结果肯定教育和民主之间存在着因果关系。遗憾的是,我们的数据时间段还太短,不足以让我们使用 Bobba 等(2007)的方法来

进一步检验。另外一条路径是 Castello-Climent(2008)提出的通过更细致的数据、自变量的分布情况(该文使用的是个人层面的教育数据)来更准确地估计二者关系。这应该是一种可行的方法,未来我们可以使用地市级和县级的甚至更微观层次的数据以期得到一个更准确的结果。

五、结 论

以往经济学文献总在引证的市场化理论认为,市场化水平对经济发展有因果效应,即提高市场化水平能带来经济增长。在本文中,我们发现虽然二者之间存在显著的正相关关系,但没有证据表明它们之间有因果关系。而遗漏变量可能是造成这一正相关关系的主要原因。由此,我们有理由怀疑这个无论在理论界还是在大众传媒中都大受追捧的市场化理论,以及使用提高市场化水平的方式来促进经济发展的药方。

尽管如此,在解释本文结果时仍有几点值得注意:(1)尽管我们没发现因果关系,但我们的结果有可能依赖于我们的样本。如果样本时间再长些或使用其他国家和地区的样本,我们有可能得到不同的结论——这更能说明研究中国问题的特殊性。没有更长时间维度的数据也是本文的一个缺憾。(2)本文只是一个从数据出发的实证研究,并没有从理论上考察市场化的作用机制,而二者的因果关系有可能依赖于一些特定的条件——这就涉及经济增长得以实现和持续的充分必要条件的研究。当然,这也是以后值得探寻的方向。(3)我们的结果并不能表明市场化对经济增长没有任何作用,而只是证明没有直接的因果关系。它也不能用来反对市场化的改革——市场化在一定条件下会对经济增长有促进作用;此外,正如 Shileifer(2009)所说,市场化还可能带来许多除经济发展之外的好处。

注释:

- ①不同意见多数来自其他学科,如历史学家黄宗智(2000a,2000b)的过密化理论,他用中国 20 世纪 30 年代的资料论述了当时的市场化并没有带来真正的经济增长。
- ②经济发展水平用对数人均实际 GDP 来测度,市场化程度用市场化指数来测度,数据来源和描述细节见文章第二部分。图 1 的横轴是各省 2007 年的市场化指数,纵轴是对数人均实际 GDP,回归线的系数为 0.21,标准差为 0.03, $N=31$, $R^2=0.67$ 。
- ③也有学者使用跨国数据得到了类似的统计关系,见黄怡胜(2005)。另外,使用跨国数据总难以避免 DeLong(1988)所批评的样本选择问题,即统计数据在发达国家才容易获得,而很多不发达国家被自动忽略掉了。
- ④市场化能带来经济增长的洞见最早可见于斯密的著作,被后人总结为市场规模决定专业化和分工的程度,而专业化和分工的程度决定经济增长的“斯密定理”。新近将经济增长和市场制度联系起来的重要经济学家以奥尔森和诺斯为代表,他们认为经济增长取决于保护市场起作用的制度,其中最重要的是政府对产权的保护。
- ⑤值得注意的是也有少数研究对此有不同意见,如 Stiglitz 等(2006)。

- ⑥构造市场化指数来测度市场化程度的工作,有若干个版本。但大多数研究在方法或数据来源方面存在一些问题(张曙光和赵农,2000),而樊纲等(2010)是目前其中质量最高的,也广为学术界所接受,并在类似研究中被普遍采用。
- ⑦这5个方面包括非国有经济的发展、政府与市场的关系、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度以及市场中中介组织发育和法律制度环境。这5个方面包括了斯密所强调的市场规模,也包括了诺斯和奥尔森等强调的产权保护、正式制度和非正式制度等要素,可以视为是对文献中所论及的市场化程度的一个很好的概括。其基础数据主要来自国家统计局各类统计年鉴,物价、工商管理、法院、消协等机构的统计资料,各地政府、银行统计资料,企业家调查系统调查资料以及统计局农村住户调查资料。
- ⑧相关研究大都使用3年或5年数据,由于数据限制,本文采用2年数据,即1997年、1999年、2001年、2003年、2005年、2007年和2009年。以往的研究证明直接使用这些数据比采用两年平均值的效果更好。
- ⑨其不显著不是由于标准差变大所致,事实上标准差变小了,估计更加准确了。
- ⑩这是Acemoglu等(2005,2008,2009)采用的表述,已为越来越多类似研究所采用。
- ⑪由于直辖市的经济发展水平和市场化水平都居全国前列,所以它们会加大市场化和经济发展的正相关关系。估计结果也验证了我们的猜测,剔除直辖市后,系数的负值减小了。

参考文献:

- [1]陈彦斌,姚一旻.中国经济增长的源泉:1978—2007年[J].经济理论与经济管理,2010(5):20—28.
- [2]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各省区市场化相对进程2009年度报告[M].北京:经济科学出版社,2010.
- [3]甘阳.中国道路:三十年与六十年[J].读书,2007,(1):3—13.
- [4]郇若素,宋立刚.中国市场化与经济增长[M].北京:社会科学文献出版社,2007.
- [5]黄怡胜.市场化进程对经济增长的推动作用——典型事实与定性解释[J].中山大学学报,2005,(2):109—114.
- [6]黄宗智.华北的小农经济与社会变迁[M].北京:中华书局,2000a.
- [7]黄宗智.长江三角洲小农家庭与乡村发展[M].北京:中华书局,2000b.
- [8]汪锋,张宗益,康继军.中国各地区的市场化进程对经济增长的影响[J].财经科学,2005,(6):159—166.
- [9]王立平,龙志和.中国市场化与经济增长关系的实证分析[J].经济科学,2004,(2):12—18.
- [10]王小鲁,樊纲,刘鹏.中国经济增长方式转换和增长可持续性[J].经济研究,2009,(1):4—16.
- [11]姚洋,郑东雅.重工业与经济发展:计划经济时代再考察[J].经济研究,2008,(4):26—40.
- [12]张明海.中国经济的增长和要素配置的市场化:1978—1999[J].世界经济文汇,2002,(3):20—29.
- [13]张曙光,赵农.市场化及其测度——兼评《中国经济体制市场化进程研究》[J].经济研究,2000,(10):73—77.
- [14]张维迎.中国改革30年——10位经济学家的思考[M].上海:上海人民出版社,2008.
- [15]周业安,冯兴元,赵坚毅.地方政府竞争与市场秩序的重构[J].中国社会科学,2004,(1):56—65.
- [16]周业安,章泉.市场化、财政分权和中国经济增长[J].中国人民大学学报,2008,(1):34—42.

- [17]Balcerowicz L,Fischer S.Living standards and the wealth of nations:Successes and failures in real convergence[M].Cambridge and London:MIT Press,2006.
- [18]Bobba Matteo,Decio Coviello.Weak instruments and weak identification in estimating the effects of education on democracy[J].Economic Letters,2007,96:301—306.
- [19]Brant L,Rawski T.China's great economic transformations[M].New York:Cambridge University Press,2008.
- [20]Castello-Climent, Amparo.On the distribution of education and democracy[J].Journal of Development Economics,2008,87:179—190.
- [21]De Long B.Productivity growth, convergence, and welfare: Comment[J]. American Economic Review,1988,78(5):1138—1154.
- [22]Shleifer A.The age of Milton Friedman[J].Journal of Economic Literature,2009,47(1):123—135.
- [23]Stiglitz J E,Ocampo J A,Spiegel S,et al.Stability with growth:Macroeconomics,liberalization and development[M].New York:Oxford University Press,2006.

Can Marketization Bring Economic Growth? Evidence from Inter-province Data in China

ZHANG Tong-long^{1,2}

(1.*Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research,Chinese Academy of Sciences,Beijing 100101,China*;2.*School of Economics,Tianjin Normal University,Tianjin 300387,China*)

Abstract: The widely accepted marketization theory claims that marketization brings economic growth.This paper re-evaluates critically this theory abovementioned by using the inter-province data in China from 1997 to 2007.The results show that at present the evidence supporting this theory is only a positive correlation between marketization and economic growth,and the hypothesis of causality dose not hold.But this correlation is due to omitted variables and disappears by fixed effect model which eliminates the bias caused by omitted variables.Through different econometric strategies and different samples to re-estimate the basic model,the results are very robust.

Key words: marketization; fixed effect; omitted variable; GMM

(责任编辑 周一叶)