



# 市场化进程与中国经济的不平衡增长

## ——基于动态面板数据模型的分析

张建清 刘家君 魏 伟

**摘 要:** 在新增长回归框架下,将量化的市场化进程因素引入 Barro 回归,利用 Arellano 和 Bond 等提倡的动态面板数据方法估计考察市场化进程对中国经济不平衡增长的影响。实证结果发现市场化进程对经济增长有着显著影响,同时地区间市场化水平的差异会加剧地区间发展不平衡。其政策性含义是,深化以市场化进程为代表的改革不仅是中国经济持续增长的动力,也是中国缩小区域经济发展差距的有效途径。

**关键词:** 市场化进程; 经济增长; 地区差异; Sys-GMM 估计

### 一、引 言

改革开放 30 年以来,中国经济保持了年均 9% 以上的增长率,创造了世界经济发展史上的一个奇迹。中国经济如何在保持快速增长的同时,缩小地区间发展不平衡是实现可持续发展的必要条件。

市场化进程在转型经济的发展中有着巨大作用,同时不同区域的市场化进程速度和深度也不尽相同,这种非同步性会引起经济体内部各地区经济增长的不平衡。因此,该研究将从市场化进程这一发展的重要源动力入手,考察市场化进程对于中国经济增长的影响,思考其在中国地区间经济增长差异中所扮演的角色。具体将在对 1981—2011 年中国各地区市场化进程进行合理测量的基础上,使用新增长理论分析框架,运用动态 Panel Data 分析方法以得到较为可靠的实证分析结果。

在市场经济中市场对社会资源的配置起基础性作用。诺斯(1994)指出,市场化改革是使资源配置从计划调节转变为市场调节,是一种能够促进经济增长的制度变迁。世界银行在 1996 年度的发展报告《从计划到市场》中,利用 1989—1994 年间 26 个东欧、前苏联和蒙古等国数据所得到的回归结果发现经济自由化对经济增长有正的显著影响(世界银行,1996)。中国作为渐进式改革的典范,为研究市场化进程与经济发展的关系提供了很好的样本。

市场化进程的测度是一项非常复杂困难的工作,主要需要解决两个问题:一是市场化的准确定义;二是实际测量框架的构建和资料的获取。20 世纪 90 年代以来,多家国外研究机构对全球范围内不同国家和地区的市场化程度进行了实证评估,其中美国的 Heritage Foundation 和加拿大的 Fraser Institute 的工作最具影响力,前者认为市场化进程就是“对于政府在生产、分配、消费等方面管制的消除”,后者则认为应是“个人选择、私有财产保护以及交换的自由”。

关于中国国内市场化进程度量的文献资料并不多,卢中原,胡鞍钢(1993)在利用市场化指数度量我国经济运行机制的市场化程度方面进行了创造性的工作,从投资、价格、工

业生产和商业四个方面来编制市场化指数。陈宗胜(1998, 1999)等则从更广的范围内对市场化程度进行了测量。樊纲和王小鲁等(2003)选取五个方面 25 项指标,通过主成分分析方法,构建了 1999、2000 两年中国省际市场化指数,在此基础上分析了各地区市场化进程的差异。

近年有了一些对市场化进程在中国经济增长和地区发展不平衡中的作用进行定量分析的文献,如蔡昉、都阳、樊纲、王小鲁等。

纵览已有文献,对于市场化进程在经济增长和地区发展差异中的作用已有共识,只是多使用较为简单的相关分析方法,缺乏经济增长模型的支撑,而且对于市场化进程的度量存在不同做法。本文将在新增长回归框架下,采用 Bond 和 Hoefler(2001)提出的动态面板数据方法估计市场化进程在中国经济不平衡增长中发挥的影响,实证分析以解决两个主要问题:一是在较长时期内,如何对省际市场化进程进行动态量化;二是选择何种估计方法来处理面板数据,以解决异质性、内生变量等问题。

## 二、模型设定与估计方法

源于 Ramsey 模型的 Solow 及扩展 Solow 模型,构建起经济增长理论的经典框架,此后关于经济增长以及区域间经济增长差异的研究多数是在上述框架下进行的。Baumol(1986)的研究成果是关于经济增长和趋同问题研究的经典文献。Barro(1991)和 M-R-W(1992)分别构建了一个人均产出与初期人均产出、储蓄率、人口增长率、折旧率、人力资本等结构因素相关的多元线性截面回归方程,由于 Barro 的杰出贡献,截面回归分析方法也被称之为“Barro 回归”。此后,很多学者在此基础之上进行了拓展,主要是引入其他一个或数个影响经济增长的解释变量。截面回归方程一般表达形式为:

$$1/T[\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-T})] = \alpha_0 + \beta \ln(y_{i,t-T}) + \pi W_{i,t} + \delta Z_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

其中  $y_{i,t-T}$  表示第  $i$  个经济体在  $t$  时刻的人均产出,  $1/T[\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-T})]$  表示  $T$  时期内的人均产出增长率,  $W_{i,t}$  表示扩展 Solow 模型中影响经济增长稳定状态的因素,  $Z_{i,t}$  表示其他一些影响经济增长的解释变量,截距项  $\alpha_0$  包括各经济体所特有的因素,如一国的技术水平、自然禀赋、气候、经济体制等。

以往中国很多学者在对中国经济增长和地区经济增长差异进行分析时,主要也利用截面回归分析方法,如蔡昉、都阳(2000)和沈坤荣、马俊(2002)等。但截面回归方法的主要存在两个问题:第一,各经济系统中结构特征的异质性问题,而截面回归不能对反映不同经济体特质的变量(如地区禀赋、气候、制度等因素)进行有效控制;第二,解释变量的内生性问题。在动态回归方程中,至少可以肯定解释向量中的那些“流量”(flow)变量,如投资率、人口增长率等,是内生解释变量,直接利用最小二乘法估计得到的估计结果是有偏的(Caselli et al. 1996)。

为了解决截面回归中所存在的一系列问题,Barro 和 Lee(1994)、Islam(1995)和 Caselli et al. (1996)等引入面板数据方法。方程(1)在面板数据的环境下可写为:

$$1/T[\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-T})] = \beta \ln(y_{i,t-T}) + \pi W_{i,t} + \delta Z_{i,t} + T_t + \eta_i + u_{i,t} \quad (2)$$

截面回归中的常数项被分解为  $\eta_i$  和  $T_t$ 。 $\eta_i$  反映个体特征  $T_t$  刻画一些随时间变化的因素。对于不易观测的异质性问题,面板数据通过差分或取变量与均值离差的方式可以去除回归方程中的某个常数项,这样可以处理各国期初异质性变量  $\eta_i$  的参数估计问题(约翰斯顿和迪纳尔多,2002 中译本)。

对于内生变量问题,在对(2)进行一阶差分之后,通过利用二阶或多阶滞后项作为某些内生性解释变量的工具变量,可以获得一致估计,这就是所谓的一阶差分矩估计法(Dif-GMM)(Arellano 和 Bond, 1991)。不过, Bond 等(2001)进一步指出,当变量具有高度持续性(persistent),而且时间序列较短时,一阶差分矩估计法会遇到大样本环境下也存在的弱工具变量问题,导致有限样本估计偏误的出现。而在研究经济增长的动态回归模型中,恰恰存在上述情况:一是产出水平通常具有持续相关性;二是面板回归中通常会取 4 或 5 年作为一个时间段,利用该时段各变量的均值进行回归分析(Islam, 1995 等),这样会导致时间序列的观测值减少。为解决这一问题,他们认为可以利用 Arellano 和 Bover(1995)提出的系统矩估计法(Sys-GMM),将会得到更为有效的估计结果。本文将按照研究经济增长的经典框架,利用公式(2),选择上述合适的估计方法对市场化进程在中国经济不平衡增长中的作用进行分析。

### 三、数据的选择与说明

本文所使用数据基本来自于《新中国五十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》，个别数据参考有关省份的统计年鉴，为了保持数据统计口径的一致性，1998年及以前的数据来自于《新中国五十年统计资料》，1999年及以后的数据来自于相应年份的《中国统计年鉴》和相关省份的统计年鉴。

样本数据时间跨度为1981—2011年，参照经济增长动态研究的一般做法 (Islam, 1995, Caselli et al., 1996)，同时考虑到样本的个体规模，我们将30年划分为6个区间，即1981—1986年，1986—1991年，1991—1996年，1996—2001年，2001—2006年，2006—2011年。样本的截面单位为除去西藏、重庆的其他29个省、市、自治区。

本文要处理的一个关键是如何对中国市场化进程进行量化。所谓市场化是指我国改革开放以后从计划经济逐步向市场经济过渡的体制改革过程，包括经济、社会、法律乃至政治等多方面的一系列改革，对其进行准确测量是一项非常复杂的工作。笔者在此对以往采用的测量方法进行一些修订，以获得一个能较合理的动态反映近30年来各地区市场化进程差异的指标体系；选择利用非国有经济比重变化指标来代替市场化进程。由于单一指标不能全面反映非国有经济在地区经济中所占比重，故选取了三个指标进行加权衡量：(1)非国有经济在全部工业总产值中的比重；(2)非国有经济在全社会固定资产投资中的比重；(3)非国有经济就业人口占总就业人口比重。与樊纲等(2003)不同，笔者最后并未将加权后的非国有工业比重进行指数化处理，以便与增长回归方程中的资本、人力资源等变量的表现形式一致，具体的计算方法在此不赘。

对外开放程度 $F$ 的测量，以进出口额占GDP比重和实际利用外国直接投资额占GDP比重来衡量各地区不同的对外开放程度，同样利用主成分分析法得到两个方面的方差贡献率，最终得到对外开放程度的加权衡量结果。

其它变量说明如下：人均产出 $(y)$ ，“五十年统计资料”汇编中给出了各地区生产总值以1952年不变价的1952—1998年实际增长指数，1999—2012年年鉴给出了各地区生产总值以前一年为不变价格的实际增长指数，再加上1998年各地区生产总值和各地区年末人口，可以得到以1998年价格衡量的各地区实际人均GDP，由于整个时间区间分为6个时间段，最终利用的是1981, 1986, 1991, 1996, 2001, 2006年的人均产出。人均实际产出增长率：是各个时间段期末人均产出与期初人均产出之差再除以5。 $S_k$ 为物质资本的投资率，用各年全社会固定资产投资总额与GDP之比表示。人力资本存量 $S_h$ ，以各地区在校大学生人数与总人口之比表示。 $n$ 为各时间段内人口的年平均增长率，折旧率和技术进步率之和 $g + \delta$ 按照一般经验性做法取0.05。基础设施 $I$ ，用每平方公里的公路里程数表示。 $S_k, S_h, n + g + \delta, I$ 均取5年平均值得。

### 四、实证分析结果

利用Stata12.0对公式(2)进行估计，重点关注市场化进程变量。表1报告了不同估计方法的估计系数和稳健性检验结果。在GMM估计中，以往经常被忽视的一个问题是工具变量个数过多问题。在进行GMM估计时，特别注意工具变量个数的选择，将应用Roodman规则优化工具变量及其个数选择，估计结果如表1所示。

(1)—(2)列是利用混合最小二乘回归分别对扩展索罗模型和本文模型的估计结果，可以看出扩展索罗模型非常不理想，而引入基础设施、对外开放度和市场化进程因素后，估计结果变得较为理想， $R^2$ -adjusted由0.187提高到0.431，说明在扩展索罗模型基础上引入上述新的变量有助于提高方程的解释力，在后面几列的估计中就直接引入上述变量。(3)列是固定效应估计，比较前(2)、(3)列的估计结果，各变量的符号符合理论经验，除了基础设施变量外，都在1%置信水平上显著，市场化进程和对外开放变量对人均产出增长率有着显著影响，而在滞后因变量系数估计值上有着明显差异，原因在于截面回归中无法考虑到个体效应，POLS估计方法会使滞后因变量的系数 $\beta$ 的估计值向上偏误(Hsiao, 1996)，而在FE估计中，

由于变形后的滞后因变量和误差项之间存在负相关关系,会使得  $\beta$  估计值向下偏误(Nickell,1981)。

表 1 经济增长回归结果(被解释变量: $[\ln(y_t) - \log(y_{t-1})]/5$ )

解释变量	(1)POLS	(2)POLS	(3) FE	(4)Dif 1step	(5)Dif 2step	(6)Sys 1step	(7)Sys 2step
$\ln(y_{t-1})$	-0.0004 (-0.09)	-0.037*** (-6.01)	-0.069*** (-6.96)	-0.081*** (-5.65)	-0.080*** (-4.19)	-0.055*** (-3.07)	-0.057*** (-2.38)
$\ln Sk$	0.024*** (2.21)	0.031*** (3.89)	0.042*** (3.55)	0.033 * (1.42)	0.031** (1.16)	0.067*** (2.94)	0.069*** (2.55)
$\ln Sh$	-0.002 (-0.37)	0.01*** (2.87)	0.021*** (4.99)	0.043*** (2.62)	0.040*** (1.93)	0.009 (0.54)	0.009 (0.47)
$\ln(n+g+\delta)$	-0.07*** (-5.30)	-0.075*** (-5.49)	-0.078*** (-4.58)	-0.069*** (-1.94)	-0.073*** (-1.74)	-0.072*** (-3.28)	-0.073*** (-2.90)
$\ln I$	—	-0.003 (-1.17)	0.021 (1.52)	-0.059 * (-1.60)	-0.050 (-2.06)	0.010 (0.91)	0.009 (0.82)
$\ln F$	—	0.016*** (5.76)	0.016*** (3.49)	0.074*** (6.93)	0.075*** (7.50)	0.017*** (2.52)	0.017*** (2.05)
$\ln M$	—	0.031*** (4.65)	0.039*** (4.95)	0.073*** (2.93)	0.072*** (2.86)	0.031*** (1.61)	0.03*** (2.05)
R <sup>2</sup> -adjusted	0.187	0.431	0.503	—	—	—	—
AR(1)/m <sub>1</sub> 检验	—	—	—	-1.89	-0.67	-2.46	-2.80
AR(2)/m <sub>2</sub> 检验	—	—	—	1.68	1.08	2.25	1.78
Sargan 检验 p 值	—	—	—	0.07	0.07	0.14	0.14
Dif-Sargan 检验 p 值	—	—	—	—	—	0.858	0.86
观察值数	174	174	174	174	174	174	174

注:(1)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号内为对应的 t 值。(2)POLS 表示混合最小二乘回归估计,FE 表示固定效应估计,DIF-1step,DIF-2step 分别表示一步一阶差分 GMM 估计、二步一阶差分 GMM 估计,SYS-1step,SYS-2step 分别表示一步系统 GMM 估计、二步系统 GMM 估计。(3)在 DIF-GMM 估计中, $\ln(y_{t-2})$ 、 $\ln F_{t-2}$ 、 $\ln M_{t-2}$  及更高阶滞后作为差分方程的工具变量,在 SYS-GMM 估计中, $\ln(y_{t-2})$ 、 $\ln F_{t-2}$ 、 $\ln M_{t-2}$  及更高阶滞后作为差分方程的工具变量, $\Delta \ln y_{t-1}$ 、 $\Delta \ln F_{t-1}$ 、 $\Delta \ln M_{t-1}$  作为原水平方程的工具变量。(4)AR(1)和 AR(2) 检验分别为一阶和二阶序列相关检验。Sargan 检验为工具变量过度识别的约束检验,Dif-Sargan 是针对 SYS-GMM 估计中增加的工具变量有效性进行检验。

(4)~(7)分别报告了不同 GMM 估计的结果,总体而言,Dif-GMM 和 Sys-GMM 估计结果之间有着较大差异,而选择一步估计还是二步估计对估计系数的影响并不明显。Blundell and Bond(1998),Blundell,Bond and Windmeijer(2000)指出,虽然二步估计量在理论上更加有效,但由于二步估计中使用的权重矩阵是在一步估计系数基础上得到的,会使二步估计量的渐进分布近似性不够可靠,因而大多数文献中会选取一步估计量进行分析。

比较(4)和(6)列的估计系数,可以看出差异较大:(4)中滞后因变量估计系数较大,物质资本贡献率较小,人力资本贡献率非常显著,(6)中物质资本贡献率较大,而人力资本因素则不显著,基础设施因素在(6)中不显著,在(4)中则较显著,(4)中的市场化进程和对外开放因素的贡献率远高于(6)中的相应水平。如何对两列结果进行选择就涉及到一阶差分矩法估计和系统矩法估计的比较,Bond(2001)指出了一种判断 GMM 估计是否有效的简单方法:滞后因变量系数  $\beta$  的一致估计量应该位于 POLS 和 FE 估计量之间。根据(2)和(3)对滞后因变量系数的估计结果,可以认为合理的滞后因变量系数应该位于(-0.069,-0.037)区间内。可以看出,Dif-GMM 的估计值超出了这一范围,而 Sys-GMM 的估计值恰好位于这一区间内,说明在本文的动态面板模型中,Sys-GMM 估计量是更优的一致估计量。

下文根据 one-step Sys-GMM 的估计系数进行分析。该估计的 Sargan 检验和 Dif-Sargan 检验结果证明工具变量不存在过度识别,各个工具变量都是有效的。Arellano 和 Bond(1991)提出一阶差分后的扰动项如果在 95% 水平上不存在一阶序列自相关时,AR(2)值应在(-1.96,1.96)区域内,这里的 AR(2)检验值为 2.25,扰动项应该存在一定程度的序列自相关,不过由于偏离值较小,不做进一步的修正。从各变量的系数大小来看,物质资本对于人均产出增长的贡献最大,资本积累率的系数达到 0.067,根据这一系数可以计算人均产出中的资本份额约为 0.55,比一般理论认为的 33% 要高,这表明

我国近 20 年来经济增长中对于资本投入的依赖过大,主要是一种投资拉动型增长。人力资本系数并不显著,关于人力资本在经济增长中作用的研究一般也是在“Barro 回归”框架下进行的,但在估计结果上分歧较多,M-R-W(1991)、Acemoglu 和 Angrist(2000)等的结果表明人力资本对产出有着积极作用,而 Islam(1995)、Bils 和 Klenow(2000)等的结果却表明人力资本对产出的影响并不显著甚至出现了负效应,相应地在实证方法上引起了许多争议。基础设施的估计结果并不显著,原因可能是以公路为代表的基础设施具有很强的外溢性,不仅服务于本地经济发展,对于整个经济体系的发展都有着显著效应。对外开放因素对人均产出增长率的贡献值非常显著,这进一步验证了对外开放政策在我国经济增长中确实发挥了积极的作用。

本研究最为关注的市场化进程因素的系数符号与理论经验相符,t 检验显著,可以看出市场化进程确实在中国经济增长中发挥了积极作用。从对人均 GDP 增长的贡献率来看,市场化进程的贡献率(0.031)要大于对外开放进程的贡献率(0.017)而小于物质资本的贡献率(0.067),这一顺序与一般的经验性结论相一致,即资本投资是以往经济增长的主要拉动力。那么为了缩小地区间经济差异是否应该主要通过落后地区加大物质投资来进行呢?诚然通过政府投资、直接补贴和转移支付可以缓解一时的地区间收入差距,但无法从根本上解决问题。如果通过倾斜性投资政策可以从根本上解决地区经济差距,那就无法解释改革开放之前中西部地区得到了政府大量投资却并未缩小与东部地区发展差距这一事实较大(林毅夫、刘培林,2003)。笔者认为,如果没有运作良好的经济机制,单纯的投资无法促进地区经济快速发展,只有让市场机制在资源配置中发挥主导作用,才能有效地将投资转化为生产力。当然要说明的是,市场经济体制的发展与完善并不是要完全排斥国有经济,在完善的市场机制中,国有经济同样可以作为市场主体参与竞争,发挥积极作用。

市场化进程在区域经济发展中有何作用?按照东部、中部和西部将上述 29 个省级个体单位划分为三大区域:东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。我国东部地区由于历史、区位等因素,具有较高的市场化程度禀赋,在改革开放初期,东部的市场化程度就要高于中部和西部,而且随着改革的持续,东部与中西部的市场化进程差距在不断扩大,如表 2 所示:

表 2 各地区市场化进程平均水平值

	东部	中部	西部
1981—1986	0.387	0.319	0.234
1986—1991	0.480	0.369	0.265
1991—1996	0.634	0.481	0.329
1996—2001	0.736	0.553	0.397
2001—2006	0.733	0.570	0.421
2006—2011	0.741	0.615	0.513

数据来源:笔者根据有关统计年鉴计算所得

按照三大区域分类将已有数据分成三组,同样利用公式(2)进行动态面板回归分析,但在估计方法上直接使用 Dif-GMM 方法,因为此时每组个体个数减少, Sys-GMM 估计的必要性降低,表 3 直接报告了主要系数的估计结果。

表 3 各地区经济增长回归估计的主要系数

	东部	中部	西部
lnGDP	-0.064*** (-6.64)	-0.088*** (-3.47)	-0.069*** (-3.58)
lnF	0.043*** (3.79)	0.03*** (2.79)	0.018** (1.52)
lnM	0.083*** (3.87)	0.108*** (2.7)	0.029*** (3.49)
Sargan 检验	0.93	0.97	0.43

该表给出了一些很有意思的结果,从投资贡献率来看,东部地区对投资的依赖性相对最小,而中部和西部则依次增加。对外开放程度在东部地区增长中的贡献率高于其在中部和西部的表现,这与一般的经验性分析相一致。市场化进程要素的表现值得关注,市场化进程要素对中部人均 GDP 增长率的贡献率(0.108)比东部地区相应数据(0.083)要高,笔者认为与表 2 中东部地区平均市场化水平高于西部地区的事实并不矛盾,虽然中部地区的市场化水平要低于东部地区,但作为其自身而言,市场化进程对经济增长的作用是非常显著的。如果没有市场化进程的深入,中部地区发展相对落后的状况会更为严重。与此相对的是西部地区,其市场化进程不仅绝对水平低,而且在经济增长中的作用也相对较弱。

由上述分析可知,投资仍是中国以往经济增长和各地区经济增长的最主要因素。市场化进程对于经济增长也有着非常显著的拉动作用,市场化改革从根本上改变了过去实行计划经济体制造成的市场扭曲、经济缺乏活力等问题。而且市场化进程是投资回报率的重要决定因素,各地区市场化进程的不同会影响到各地区对投资的吸引力,同时这一过程具有自我强化效应,越是市场化程度高的地区越能吸引到投资,投资主体也更加多元化,而这反过来也会促使市场化进程不断深化,从而扩大了地区经济差异。

## 五、结 论

本研究利用中国 1981—2011 年分省面板数据,利用广义矩法估计衡量了市场化进程对经济增长以及地区经济差异的影响。估计结果基本上稳健可靠,主要结论包括:

1. 市场化进程是一个复杂的制度变量,要在较长时间段内对其进行动态测量非常困难,笔者尝试利用非国有经济比重代替市场化进程,能够近似地反映各地市场化进程的发展情况。

2. 基于中国省际 1981—2011 年面板数据的分析表明,市场化进程对人均 GDP 的增长率确实有显著贡献,以非国有经济发展为代表的企业市场化改革从根本上改变了我国过去实行计划经济体制造成的市场扭曲、经济缺乏活力等问题,促进了经济增长。投资仍是以往经济增长的最主要拉动力,同时市场化进程对经济增长率的贡献率要大于对外开放因素的贡献率。

3. 东部和中西部之间在市场化进程上的非同步性是造成地区经济增长差异的重要因素。这种非同步性既来自于历史的沉淀,也与改革开放后中央政府实施的支持东部沿海地区优先发展的非均衡发展策略有关。这一战略给予了东部地区更多的宽松政策和改革机遇。因而要缩小地区差距,除了政府加大对中西部地区的投资和转移支付外,更应该通过实施有效的制度创新和改革措施改善中西部地区投资环境,在吸引外来资本的同时,鼓励中西部地区民营经济发展,完善经济内在增长机制。此即实现地区间经济增长趋同的有效途径。

## 参考文献:

- [1] 蔡 昉、都 阳(2000). 中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示. 经济研究,10.
- [2] 樊 纲、王小鲁、张立文、朱恒鹏(2003). 中国各地区市场化相对进程报告. 经济研究,3.
- [3] 樊 纲、王小鲁、马光荣(2011). 中国市场化进程对经济增长的贡献. 经济研究,9.
- [4] 李玲玲:我国经济发展方式转变测评指标体系构建及初步测评. 中国工业经济,4.
- [5] 刘瑞明(2011). 所有制结构、增长差异与地区差距:历史因素影响了增长轨迹吗? 经济研究,2.
- [6] 诺 思(1994). 制度、制度变迁与经济绩效,上海:上海三联书店. 上海人民出版社.
- [7] 王文举、范合君(2007). 2007:我国市场化改革对经济增长贡献的实证分析. 中国工业经济,9.
- [8] 周业安、赵坚毅(2011). 2004:市场化、经济结构变迁和政府经济结构政策转型. 管理世界,5.
- [9] Acemoglu Daron and Joshua Angrist(2000). "How large are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws", NBER Macro Annual,15.
- [10] Arellano, M. and Bond, S(1991). "Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to employment Equation", *Review of Economic Studies*, 2.
- [11] Barro, R(1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries" *Quarterly Journal of Economics*, 2.
- [12] Barro, R. and Sala-i-Martin, X(1992). "Regional Growth and Migration: A Japanese-US Comparison" *Journal of the*

*Japanese and International Economy*, 4.

- [13] Baumol, W (1986). "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show" *American Economic Review*, 5.
- [14] Blundell, R. W and S. R. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometric Reviews*, 19.
- [15] Bond, S; Hoeffler, A. and Temple, J. (2001). "GMM Estimation of Empirical Growth Models", Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, No. 3048, 2001.
- [16] Bond, S. (2002). "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *The institute for fiscal studies department of economics, UCL*, working paper CWP09/02, 2002.
- [17] Caselli, F. Esquivel, G and Lefort, F (1996). "Reopening the convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 3.
- [18] Chow, G (2002). Lin, An-loh. : Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China: A Comparative analysis. *Journal of Comparative Economics*, 3.
- [19] Islam, N. (1995). "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics* 4.
- [20] Mankiw, G; Romer, D. and Weil, D. N (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 2.
- [21] Roodman, D. (2006). "How to Do xtabond2: An introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata", *Working Paper* 103, Center for Global Development, Washington.
- [22] Solow, R. M (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 5.

## Marketization and Imbalance Growth in China

——Based on Dynamic Panel Data Model

Zhang Jianqing (Professor, Wuhan University)

Liu Jiajun (Doctoral Candidate, Wuhan University)

Wei Wei (Lecturer, Central China Normal University)

**Abstract:** Based on the new growth model, this paper introduces quantitative marketization into Barro regression, then uses dynamic panel data approach proposed by Arellano and Bond to consider the effect of the course of marketization on imbalanced economic growth in China. Our result revealed that marketization has significant influence on China's economic growth, while the difference in level of marketization among regions can intensify inequality in development. We suggest that to further the reform is not only the motivation for continuous economic growth in China, but also the effective method to narrow regional inequality.

**Key words:** marketization; imbalanced economic growth; Sys-GMM estimation

■作者简介:张建新,武汉大学中国中部发展研究院、武汉大学经济发展研究中心教授、博士生导师。湖北 武汉 430072。

Email:jqzhang@whu.edu.cn。

刘家君,武汉大学中国中部发展研究院博士生。

魏伟,华中师范大学经济与工商管理学院讲师,博士。

■基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(2009JJD79003);国家自然科学基金青年项目(71303088);教授部人文社科青年项目(13YJC790157)

■责任编辑:刘金波

