

中国市场化进程与经济增长： 基于贝叶斯模型平均方法的实证分析

施震凯 王美昌*

摘要：以市场化为导向的经济体制改革促进了中国经济增长,但如何在众多影响因素中识别和分解出市场化进程对经济增长的促进作用依然是一个有待深入研究的话题。本文基于贝叶斯模型平均方法定量考察了市场化进程及子项对全国及东中西部地区经济增长的贡献。研究结果显示,在1997-2009年间市场化进程指数的后验包含概率和后验均值分别为19.7%和0.0072,这表明虽然中国的市场化改革有效地促进了经济增长,但并不是最为关键的因素。在市场化进程指数五个子项对各地区经济增长的影响中,政府与市场关系以及非国有经济发展对中国经济增长具有正向推动作用,但在改革过程中仍需要承受产品市场、要素市场、中介组织和法律制度环境改善所带来的阵痛。

关键词：市场化;经济增长;贝叶斯模型平均

一、引言

中国自1978年实施以市场化为导向的经济体制改革以来,经历了从计划经济向社会主义市场经济过渡的转型过程。市场化改革释放的政策红利有效地促进了各地区经济增长,图1拟合了樊纲等(2011a)衡量的中国东部、中部和西部地区的市场化水平与经济增长关系曲线,以进行初步考察并寻求经验证据。

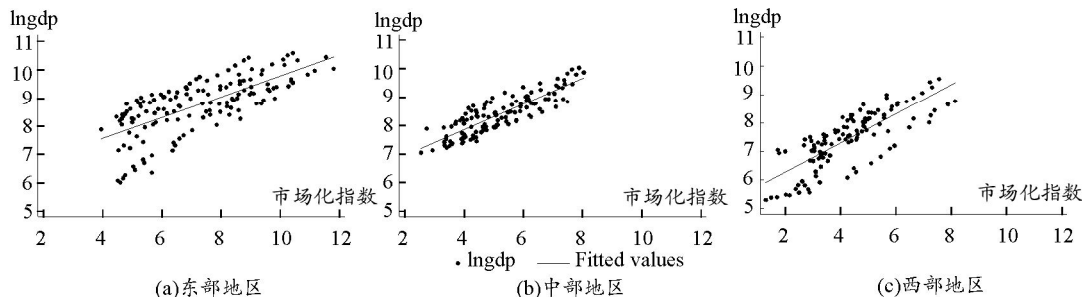


图1 分地区市场化指数与lngdp之间关系的散点图

*施震凯,东南大学经济管理学院,邮政编码:211189,电子信箱:zhkshi@126.com;王美昌,东南大学经济管理学院,邮政编码:211189。

本文获得了国家社会科学基金青年项目“实施自由贸易区战略背景下国际经济波动影响我国经济增长的理论与对策研究”(项目编号:14CJL020)的资助。本文曾经在“增长与发展博士论坛”上汇报,作者感谢编辑部及各位评审专家的宝贵意见。文责自负。

图1中所示的三条曲线均向右上方倾斜,这一典型化事实验证了市场化改革对经济增长带来的正向影响。各地区的情况存在一定程度的差异,虽然东部地区的拟合曲线所在位置相对靠右,但其斜率(0.369)明显小于中、西部地区(0.452、0.512),地区之间存在着较大的不平衡性。

中国不平衡、不协调的区域经济发展无疑与各地区的市场化进程有着密切关系,有不少学者将中西部地区相对落后的原因归结为市场化程度不高(孙晓华等,2015)。然而,笼统地分析市场化进程对中国经济增长的贡献,无益于当前各地区提出差异性和针对性的市场化改革举措,因为市场化改革至少涉及到政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育程度、要素市场发育程度、中介组织发育和法律制度环境等多个方面(樊纲等,2003)。另一方面,虽然市场化改革推动了中国经济的正向发展,但绝不是促进经济增长的唯一动力,劳动、资本和技术等在这一过程中产生了重要作用,在考虑中国经济增长问题时不能忽略这些因素的影响。但这些因素之间存在着错综复杂的关系,如果主观地从以上影响因素中选择部分因素作为控制变量,利用传统计量建模方法研究市场化进程与地区经济增长的关系问题,则会在一定程度上导致研究结果出现偏误。

从研究方法来看,既有文献大多基于新古典增长理论,将市场化进程作为主要解释变量纳入C-D生产函数,结合控制变量进行回归(Yao and Zhang, 2001; 王文举、范合君, 2007; 樊纲等, 2011a)。这种方法需要研究者在理论分析的基础上选择一些解释变量构建“最优”回归模型,并假设样本服从某个统计分布,且参数具有不确定性,属于目前主流的“频率学派”。但“贝叶斯学派”认为这种建模方式未能重视模型及参数的不确定性问题,也未能有效利用其他“次优模型”所包含的信息(Moulton, 1991; Raftery, 1996)。如何在诸多解释变量中准确识别和分解出市场化改革对中国经济增长的引致效应,以及更为细致地分析市场化改革对各地区的影响作用,是本文采用贝叶斯模型平均方法展开研究的主要出发点。

二、文献综述

中国的市场化改革是一系列经济、社会和法律制度等的变革(樊纲等, 2003),是一个涉及多层次、多角度和多方面的系统工程,这种复杂性导致衡量市场化水平缺乏一个权威的标准,许多研究只采用1-2个单项指标来代表市场化进程(Fujita and Hu, 2001; 林毅夫、孙希芳, 2008)。为此,樊纲等(2003)特别构建了一个评估市场化水平的指标体系,并利用其测算各地方连续多年的市场化指数。由于该指数在一定程度上科学且全面地刻画了中国市场化改革的进程,因而被广泛运用于研究之中。王文举和范合君(2007)基于新古典经济增长模型从全要素生产率中分离出市场化改革,发现以樊纲指数衡量的市场化改革在2001-2005年间对中国经济增长的贡献率达到了14.22%,要高于技术进步贡献的5.55%。樊纲等(2011a)在相似的模型中利用该指数定量考察了市场化改革在1997-2007年间对中国经济增长的贡献,研究发现中国市场化进程对经济增长的贡献仅为年均1.45%,明显低于王文举和范合君(2007)的研究结果,同时指出中国经济的可持续增长有赖于进一步推进市场化改革。在地区层面上,赵文军和于津平(2014)使用该指标研究发现中国沿海和内陆地区市场化进程有助于地区经济增长方式的转变,并且沿海地区的驱动作用较内陆地区更为强烈,地区间存在着不平衡发展的现象。总体来看,中国近年来的市场化改革对经济增长发挥了极为重要的促进作用,但这种贡献程度却因模型和控制变量的不同而存在着巨大差异,即模型和变量的不确定性使得研究结果存在较大的偏误。

市场化改革虽然是推动中国经济增长的重要一环,但绝不是促进中国经济增长的唯一

因素,劳动和资本等生产要素在经济增长过程中仍然起到了重要作用,许多学者对这些生产要素贡献程度的测算提供了充分证据。例如,范志勇等(2013)的研究结果显示,20世纪80年代中国的劳动投入对国民收入增长的贡献度达到了21.6%,90年代为4.8%,进入21世纪后仅为2.1%,这一发现与宋冬林等(2011)的研究结果类似,均肯定了劳动对中国经济增长的促进作用,但这种贡献程度所占的比重较小且处于逐渐下降的趋势。相对于劳动对经济增长的贡献程度,资本的驱动力则要强大许多,董敏杰和梁泳梅(2013)研究发现在1978-2010年间资本对中国经济增长的贡献份额约为85.4%,远高于劳动所占的份额(3.7%)。除去劳动和资本贡献之外仍剩余10%~30%的产出增长率,这一部分增长贡献来源于全要素生产率。国内学者在研究全要素生产率对中国经济增长驱动途径时涉及了人力资本(岳书敬、刘朝明,2006)、技术进步(吴延兵,2008)、教育(华萍,2005)、健康医疗(张宁等,2006)以及基础设施(张军等,2007)等多个方面。以上文献限于传统计量学严格的假设前提和统计学检验,仅能针对单一或为数不多的生产要素展开研究,未能在一个较为全面的框架中考察和比较各生产要素对中国经济增长的贡献程度。

中国经历了三十年以市场化为方向的经济体制改革,势必涉及到劳动力、资本、技术进步以及教育医疗等多个方面,对各项生产要素产生了重要影响。但由于统计量的限制,大多数文献需要按照显著性或统计检验的结果筛选解释变量,以达到明确解释变量的经济含义并减少回归模型中解释变量个数的目的,但这种数据处理的方式无疑会增加信息的丢失程度。另一方面,有关中国市场化改革与经济增长关系的文献大多事前设定“最优”的单一模型,在一定程度上回避了模型及参数的不确定性问题。为此,本文借助贝叶斯模型平均(Bayesian Model Averaging, BMA)方法求解中国市场化改革与经济增长关系这一经典话题,该方法能够在极其复杂的机制和众多影响因素中剔除无关信息,提取出对中国经济增长解释程度较高的变量。

贝叶斯模型平均方法在自然科学中,特别是水利、气象以及航空等领域得到了广泛运用,但该方法在经济学中的运用尚不多。相比于经济学的传统计量方法,采用BMA方法建模的优势在于,可以对所有可能的模型按各自的后验概率作为权重进行平均,并以潜在解释变量的后验包含概率作为判断是否选入最优模型的标准,从而能够充分利用各“次优模型”中所包含的信息,避免人为筛选解释变量造成的信息损失,达到客观有效选择以及评估各解释变量作用的目的。不少学者采用贝叶斯模型结合实际经济问题展开较为详尽的研究,通过与传统计量模型的对比,更是认可了这种建模方式对于解释经济现象的有效性和预测过程中的优势性(陈伟、牛霖琳,2013;Feldkircher et al., 2014;余壮雄、杨扬,2014)。

本文基于BMA方法构建了一个涉及生产、消费、政府以及进出口等多方面影响的模型,利用多个解释变量衡量市场化改革对经济增长的影响,并进一步细分东中西部地区展开分析。着重从新视角和新方法再验证这一经典假说并获得了一些更为细致的结论,本文的主要边际性贡献在于:第一,基于贝叶斯模型平均方法定量估计了市场化进程对中国经济增长的贡献程度;第二,对这种贡献程度的估计不只停留在全国层面,更具体到了地区层面;第三,为进一步细分市场进程对中国各地区经济增长的影响,本文将市场化进程的五个主要子项纳入研究框架。

三、方法简介与模型构建

(一) 贝叶斯模型平均方法简介

Leamer(1978)在Barnard(1963)以及Bates和Granger(1969)关于模型平均的思想基础

上,提出了贝叶斯模型平均的理论框架,并同时提出了 BMA 方法在解决模型不确定性问题上的思路。贝叶斯模型平均方法首先对模型中的所有解释变量根据先验信息赋予其相应的先验概率,在贝叶斯分析的框架内计算出所有潜在解释变量的后验包含概率(Posterior Inclusion Probability, PIP)作为判断模型优劣的标准,并以此作为解释变量的相对重要性进行排序。具体来说,假设所需估计的模型中共涉及 K 个解释变量 $X_i = \{X_1, X_2, \dots, X_K\}$,由此可以形成 2^K 个不同的模型对被解释变量 y 进行回归,进一步将这些互不相同的模型定义为 $M_i = \{M_1, M_2, \dots, M_{2^K}\}$ 。每个模型的一般形式为:

$$y = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

同时定义样本数据为 $y_i = (y_1, y_2, \dots, y_t)^T$, 其中 y_t 表示 t 时刻的观测值,并进一步假设第 i 个模型 M_i 中的先验概率为 $P(M_i)$, 其后验概率定义为 $P(M_i|y)$, 即 $P(M_i|y)$ 为在给定样本数据下模型 M_i 为最优单一模型的概率,这个后验概率的值可以通过式(2)计算获得:

$$P(M_i|y) = \frac{P(M_i)y}{P(y)} = \frac{P(y|M_i)P(M_i)}{P(y)} = \frac{P(y|M_i)P(M_i)}{\sum_{i=1}^{2^K} P(y|M_i)P(M_i)} \quad (2)$$

(2)式中: $P(y|M_i) = \int P(y|\theta_i, M_i)P(\theta_i|M_i)d\theta_i$ 是模型 M_i 的似然积分函数(the integrated likelihood), θ_i 是模型 M_i 的参数向量,从而 $P(\theta_i|M_i)$ 就是模型 M_i 中 θ_i 的先验分布密度,而 $P(y|\theta_i, M_i)$ 就是基于样本数据的似然值。可以看出,模型先验概率的加权平均就是模型后验概率。在得出 $P(M_i|y)$ 之后,随即可以计算各个解释变量对应回归系数的后验包含概率、后验均值和后验方差,其中 $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K)$ 为模型 M_i 中各回归系数的向量:

$$\text{后验包含概率: } P(\beta|y) = \sum_{i=1}^{2^K} P(\beta|M_i, y)P(M_i|y);$$

$$\text{后验均值: } E[\beta|y] = \sum_{i=1}^{2^K} E(\beta|y, M_i)P(M_i|y);$$

$$\text{后验方差: } Var[\beta|y] = \sum_{i=1}^{2^K} (Var[\beta|y, M_i] + E^2[\beta|y, M_i])P(M_i|y)E[\beta|y]^2;$$

估计 BMA 方法的难点在于随着解释变量的数目增多,所需估计的模型数量呈指数倍增长,即每当 K 增加一个解释变量时,导致模型集 M_i 中的数量将增加 $n = 2^{K+1} - 2^K$ 个。当模型中的解释变量个数较少时,可以通过穷举法列出所有可能的模型,并通过相对简单的计算获得所需要的后验分布。但当解释变量过多时,穷举法则难以实现研究目的,特别是在现代信息技术大规模发展之前,计算能力方面的限制导致实现 BMA 方法存在着多方面的困难,这也是 Leamer(1978)提出 BMA 方法后并没有得到学术界充分关注的原因所在。随着计算技术的不断发展,目前能够通过多种统计软件获得 BMA 的解析解,也从一般线性模型推广到了广义线性模型,并衍生出了多个扩展模型。但无论何时,求解模型的关键一直是如何精确估计单项模型的权重,也就是估计 $P(M_i|y)$ 的值,特别是在保留数据信息的基础上尽可能减少运算次数。目前来看,通过最新发展的“奥卡姆窗口”法(the Occam's window method, OW)或者“马尔可夫链蒙特卡洛法”运算法则(Markov chain Monte Carlo model composition, MCMC)可较为有效地解决模型估计数量过大的问题。

(二) 实证模型构建

本文以中国大陆除西藏自治区外的 30 个省、市、自治区 1997-2009 年的数据为研究样本,结合新古典经济增长框架和文献综述中的相关研究,构建了一个包含 24 个解释变量的计量模型。其中市场化进程指数涉及的相关数据来源于《中国市场化指数——各地区市场

化相对进程 2011 年报告》,其余数据主要来源于历年的《中国统计年鉴》和各省统计年鉴,具体说明如下:

1.生产部门,主要衡量的是地方生产厂商的经济活动,涉及的变量有劳动力(*labor*)、资本形成率(*kp*)以及生产者价格指数(*ppi*)。这里不直接选用资本形成总额的原因在于减弱解释变量与 *gdp* 可能存在的相关性影响,同时在模型中考虑了生产者价格指数对生产部门以及被解释变量的影响。

2.消费部门,该部门涉及的主要解释变量为人口(*pop*)、储蓄率(*s*)以及消费者价格指数(*cpi*)。一个地区人口数量的增多必定导致需求的上升,进而带动该地区消费的增长,同时,考虑到消费理论中涉及到了储蓄率,并且根据储蓄率也能推算出消费总额,故出于减少和精简解释变量个数的目的,在消费部门中用储蓄率来作为代表性变量,可以同时达到解释性和减少变量个数的目的。由于各统计年鉴中并没有直接给出储蓄率 *s* 数值,本文根据公式 $s = (gdppc - consume) \times 100 / gdppc$ 计算获得,其中 *gdppc* 代表各省历年的人均 GDP, *consume* 代表居民消费水平;*cpi* 对某一地区居民的消费水平以及经济增长同时产生着重要影响,故也将其纳入模型的研究框架之中。

3.政府部门,主要涉及的变量为一般财政预算收入(*grev*)和一般财政预算支出(*gspend*),计量单位为“亿元人民币”。政府部门对中国地方经济的影响有着不可忽视的作用,特别是政府能够通过宏观调控来直接或间接地引导经济发展的走向,市场化改革的一个重要方面就是体现在政府和市场之间的关系上。为此,本文构建的模型选择各地方政府的一般财政预算收入和支出来衡量政府对地区经济增长的影响作用。

4.进出口部门,涉及了货物贸易的进口总额(*import*)和出口总额(*export*),以及外商直接投资总额(*fdi*)。对外贸易有力地推动了中国地方经济的发展,中国近年来的高速经济增长离不开对外贸易。因而,在衡量地区经济增长时不能忽略进出口部门所带来的影响,所有数据均通过汇率换算调整为以人民币计价,单位为“亿元人民币”。

5.其他因素,包含了技术进步、基础设施、医疗和教育四方面的影响。其中,用地方的国内专利申请受理量(*tech*)来衡量技术进步;基础设施包含了铁路营运里程(*railway*)和公路里程数(*highway*),用这两个指标来衡量各省、市、自治区基础设施的建设情况;在医疗方面,用医疗卫生机构数(*medical*)和卫生与卫生技工人员数(*healp*)来衡量各地区的医疗事业发展情况,既考虑了医疗机构的数量也未忽视医疗水平的质量;在教育方面,用普通高等学校数(*college*)以及普通高等学校招生数(*enrollment*)来评估各地区在教育 and 人力资本建设方面的发展水平。

6.市场化进程指数(*market*),是本文需要研究的重点变量。具体数据来源于樊纲等(2011b)所提供的中国市场化进程指数,该指数用基本相同的指标体系对各地区的市场化进程进行了持续地测度,从而提供了一个反映市场化变革的稳定的观测框架,并利用该指数定量考察了市场化改革对中国经济增长的贡献。该指数可进一步细分为 5 个相关方面的子项目,分别为政府与市场关系(*t1*)、非国有经济发展(*t2*)、产品市场发育(*t3*)、要素市场发育(*t4*)以及中介组织发育和法律制度环境(*t5*)。

本文依照表 1 中所列出的内容,构建了一个包含劳动力、资本、技术进步以及市场化进程等多个解释变量在内的多元回归模型,具体模型如下:

$$\ln gdp_{i,t} = \ln pop_{i,t} + \ln labor_{i,t} + kp_{i,t} + s_{i,t} + \ln fdi_{i,t} + \ln grev_{i,t} + \ln gspend_{i,t} + \ln export_{i,t} + \ln import_{i,t} + cpi_{i,t} + ppi_{i,t} + tech_{i,t} + \ln railway_{i,t} + \ln highway_{i,t} + \ln medical_{i,t} + \ln healp_{i,t} + \ln college_{i,t} +$$

$$\ln enrollment_{i,t} + market_{i,t} + t1_{i,t} + t2_{i,t} + t3_{i,t} + t4_{i,t} + t5_{i,t} + cons_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

由于存在着模型和变量的不确定性问题,该形式并非衡量地区经济增长的最优或最精简模型,模型所涉及的每一个解释变量也未必会对经济增长造成强烈的影响,需要通过 BMA 方法来计算获得各解释变量的后验包含概率,从而分析其对被解释变量的解释程度以及被纳入最优模型的可能性。同时计算获得各单一模型的后验概率,通过比较后验概率的大小从 $2^{24} = 16\,777\,216$ 个潜在模型中筛选出最优的单一模型。

表 1 解释变量及说明

序号	变量	说明	序号	变量	说明
1	pop	年末常住人口(万人)	13	railway	铁路运营里程(万公里)
2	labor	劳动力(万人)	14	highway	公路里程(万公里)
3	kp	资本形成率(%)	15	medical	医疗卫生机构数(个)
4	s	储蓄率(%)	16	healp	卫生与技工人数量(万人)
5	fdi	外商直接投资(亿元)	17	college	普通高等学校数(所)
6	grev	地方财政一般预算收入(亿元)	18	enrollment	普通高等学校招生数(万人)
7	gspend	地方财政一般预算支出(亿元)	19	market	市场化进程指数
8	export	出口总额(亿元)	20	t1	政府与市场关系
9	import	进口总额(亿元)	21	t2	非国有经济发展
10	cpi	消费者价格指数	22	t3	产品市场发育
11	ppi	生产者价格指数	23	t4	要素市场发育
12	tech	国内专利申请受理量(项)	24	t5	中介组织发育和法律制度环境

四、实证结果及分析

(一) 市场化进程对经济增长的影响

由于式(3)构建的模型中包含的解释变量个数为 24 个,如果将其全部视为影响中国地区经济增长的潜在变量,则一共存在 $2^{24} = 16\,777\,216$ 个潜在的单一模型,如果对这些模型全部进行求解需要耗费大量时间。本文采用 Madigan 和 Raftery(1994)提出的“奥卡姆窗口”算法进行估计,在保留数据信息的基础上尽可能减少了运算次数。最终挑选出了后验概率最高的 145 个模型,并通过这 145 个模型获得了各解释变量的后验包含概率和后验均值,具体回归结果在表 2 中列出。

表 2 贝叶斯模型平均方法的回归结果

变量	PIP(%)	EV	SD	变量	PIP(%)	EV	SD
pop	2.8	-0.0001	0.0041	highway	2.8	0.0000	0.0022
labor	100	0.0979	0.0215	medical	3	-0.0002	0.0025
kp	66.1	0.0014	0.0012	healp	100	0.3064	0.0304
s	12.8	0.0001	0.0004	college	9.4	-0.0050	0.0190
fdi	4	-0.0001	0.0010	enrollment	99.9	0.0699	0.0187
grev	100	0.3571	0.0405	market	19.7	0.0072	0.0167
gspend	100	0.1412	0.0340	t1	3.3	0.0001	0.0014
export	100	0.1026	0.0101	t2	100	0.0518	0.0068
import	2.8	-0.0001	0.0021	t3	18.9	0.0020	0.0047
cpi	3.2	0.0000	0.0005	t4	100	-0.0302	0.0065
ppi	2.8	0.0000	0.0002	t5	99.1	-0.0156	0.0050
tech	21.5	0.0000	0.0000	cons	100	2.6250	0.1613
railway	4.5	0.0005	0.0037				

注:PIP、EV 和 SD 分别代表后验包含概率、后验均值和后验标准差。

观察表 2 中市场化进程对中国经济增长影响作用的 BMA 回归结果可以发现,虽然市场化进程指数的后验包含概率值为 19.7%,大于 10%的临界值,但远未达到 100%的程度,说明该指标只能有限地解释中国 1997–2009 年间经济增长的情况。与此同时,市场化进程指数的后验均值为 0.0072,该数值大于 0,说明中国的市场化改革有效地促进了地方经济的增长,回归结果充分肯定了市场化改革的积极作用。这些结论与樊纲等(2011a)、赵文军和于津平(2014)等学者的研究结果相一致,但 19.7%的后验包含概率值也在一定程度上说明了相对于其他控制变量,市场化改革对中国经济增长的解释程度相对较低,尚不是最主要的解释变量。综合以上分析可以发现,BMA 方法所获得的结果与传统计量方法存在一致性,并且 BMA 方法能够更有效地利用数据所表达出来的信息。

进一步观察除市场化进程指数外的解释变量结果可以发现,人口和劳动力的后验均值分别为-0.0001 和 0.0979,但人口的后验包含概率的数值仅为 2.8%,而劳动力的后验包含概率值为 100%,这个结果表明并不是人口数量越多则经济增长越快,也启示在有关的经验研究中使用总人口数量作为劳动力的代理变量极可能存在严重偏误。在投资方面,资本形成率对中国经济增长起到了极为重要的正向促进作用,其后验包含概率和后验均值分别为 66.1%和 0.0014,而储蓄率的后验包含概率仅为 12.8%,这说明中国居民的储蓄水平并不能有效地转为投资,进而拉动经济增长。BMA 方法捕捉到了这一信息,并将这个信息反映在后验包含概率的数值上。FDI 的后验包含概率仅为 4%,对中国经济增长的解释程度较低,造成这种情况的可能原因在于 FDI 的特征存在不同,这种区别会直接影响外商直接投资对中国经济增长的作用程度甚至方向(郭熙保、罗知,2009),从而降低了 FDI 的解释能力。在地方政府财政方面,政府的收入和支出的后验包含概率均为 100%且后验均值的数值均为正数,这与中国经济发展在很大程度上是由“政府导向型”的实际现象相一致。在对外贸易方面,出口的后验包含概率值到达了 100%,而进口的数值仅为 2.8%,出口对中国经济增长的促进作用更为显著,进口额的增多反而对中国经济增长产生负向影响。这一结果说明中国仍然需要依靠不断增加对外出口来拉动自身的经济发展,增加关键技术产品进口结构,扭转对经济增长的负面作用,同时也要关注技术研发和技术创新,技术进步(21.5%,0.0000)对中国的经济增长起着较为显著的正向刺激作用。在基础设施建设方面,铁路运营里程(4.5%)和公路里程(2.8%)的后验包含概率均小于 10%,对经济增长的解释程度不大,造成这种结果的可能原因在于基础设施建设对经济增长的影响存在一定的时滞,在短期内甚至有不利作用(高翔等,2015),但后验均值均为正值,各地仍应大力支持公共基础设施建设。在医疗和教育方面,卫生与技工人员数量和普通高校招生数对中国经济增长起着重要且正向的推动作用,而医疗卫生机构数和普通高等学校数量则相对显得不是那么重要,政府更应该注重从事医疗和教育的人员数量和质量,而不仅仅是这些机构的绝对数量。

表 3 给出了 145 个单一模型中后验概率最高的 5 个最优单一模型,其后验概率总和为 0.397。模型 1 是后验概率最高的模型,其数值达到了 0.132,远高于其余 4 个模型的后验概率值 0.084、0.071、0.068 和 0.042。这些模型从潜在解释变量集中分别挑选了 10 个、9 个、11 个、11 个和 10 个组成最终的回归方程。一个值得特别关注的现象是,在这 5 个回归方程中,除 *tech* 显著性水平较低外,仅有极个别解释变量(*market* 和 *t3*)在 5%水平上显著,大部分解释变量均在 1%水平上显著。即使各模型所包含的解释变量各不相同,但同一个解释变量的系数符号和大小均未有显著变动,解释变量的显著性也不存在明显波动,可互相证明各模型

的稳健性。具体来看,模型1仅考虑劳动力、资本、政府以及出口等变量对中国经济增长造成的影响,各解释变量除要素市场发育、中介组织发育和法律制度环境外的回归系数均显著为正值,调整后的可决系数为0.9886,这一结果充分说明通过BMA方法筛选的解释变量组成的模型不仅拥有较好的显著性,还极好地拟合了各解释变量的观测值。模型2在模型1的基础上剔除了 kp 这一解释变量,回归结果未能发现各变量的系数存在明显变动。模型3相比于模型1的差别在于将 $market$ 纳入了研究框架中, $market$ 的系数为0.039,在5%水平上显著,这一结果与前文的分析相一致,其余变量与模型1相比未见明显变动。模型4主要考虑了产品市场发育对经济增长的影响,其回归系数为0.011,在5%置信度上显著,说明产品市场的改革有效地促进了中国经济的增长。模型5以技术水平发展作为重要的观察变量,回归结果发现技术水平发展是中国经济增长不可忽略的重要影响因素。

表3 前五位最优单一模型

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
$labor$	0.102*** (5.39)	0.087*** (4.78)	0.094*** (4.89)	0.101*** (5.33)	0.086*** (4.74)
kp	0.002*** (2.60)		0.002*** (2.96)	0.002*** (3.00)	
$grev$	0.358*** (9.17)	0.348*** (8.89)	0.350*** (9.00)	0.366*** (9.38)	0.343*** (8.69)
$gspend$	0.135*** (4.25)	0.159*** (5.21)	0.141*** (4.45)	0.130*** (4.11)	0.162*** (5.28)
$export$	0.104*** (10.49)	0.101*** (10.17)	0.103*** (10.39)	0.101*** (10.29)	0.103*** (10.12)
$tech$					0.02 (1.02)
$healp$	0.306*** (11.57)	0.306*** (11.49)	0.317*** (11.83)	0.313*** (11.80)	0.325*** (10.01)
$enrollment$	0.073*** (4.83)	0.069*** (4.53)	0.064*** (4.11)	0.060*** (3.70)	0.073*** (4.63)
$market$			0.039** (2.16)		
$t2$	0.054*** (13.01)	0.0563*** (13.87)	0.042*** (6.07)	0.051*** (11.95)	0.056*** (13.91)
$t3$				0.011** (2.15)	
$t4$	-0.029*** (5.19)	-0.028*** (4.96)	-0.036*** (5.57)	-0.030*** (5.37)	-0.024*** (3.58)
$t5$	-0.014*** (3.56)	-0.016*** (4.12)	-0.021*** (4.13)	-0.013*** (3.49)	-0.013*** (2.90)
$cons$	2.606*** (20.83)	2.741*** (23.91)	2.553*** (20.11)	2.538*** (19.76)	2.810*** (21.09)
观测数	390	390	390	390	390
F 值	3389.40	3709.10	3111.60	3111.00	3338.60
调整后的 R^2	0.9886	0.9885	0.9888	0.9888	0.9885
BIC	-1876	-1875	-1874	-1874	-1873
变量个数	10	9	11	11	10
后验概率	0.1320	0.0840	0.0710	0.0680	0.0420

注: *、**和*** 分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

总体来看,在所选择的 24 个解释变量中,劳动力、政府财政、出口、医疗教育人员质量、资本、技术进步、储蓄率、市场化进程等因素对地区经济增长有着必然且重要的影响,而基础设施、医疗教育机构数量、人口数量和价格指数则有着相对重要的影响。综合以上分析可以认为,通过 BMA 方法所获得的结果均有力地证实了中国开展的市场化改革对经济增长带来了正向的促进作用。各地政府应当继续深入贯彻落实国家政策,进一步深化经济体制制度改革,以达到加快地区经济增长的目的。

(二)五方面市场化指数与地区经济增长

为进一步细分市场化进程对中国各地区经济增长的影响,本文将市场化进程的 5 个主要子项纳入研究框架。按照樊纲等(2011b)的分类,可以将中国市场化进程指标细分为 5 个大类,分别为政府与市场关系($t1$)、非国有经济发展($t2$)、产品市场发育($t3$)、要素市场发育($t4$)以及中介组织发育和法律制度环境($t5$)^①。中国各地区的市场化进程存在一定的差异,在分析市场化改革对各地区经济增长影响时要尽可能减少这种差异所带来的干扰。本文进一步分析东、中、西部地区的市场化进程对经济增长的影响作用。为使研究结果具有可对比性,除市场化结构指数及其所包含的 5 个变量外,本文将表 2 中后验包含概率值大于 10% 的解释变量^②全部纳入到必选变量集中,采用 Luca 和 Magnus(2011)的估计方法贯彻贝叶斯模型平均的思想。与 Madigan 和 Raftery(1994)方法提取最优模型有所区别,LM 法需要估计所有潜在单一模型的后验概率,再利用后验概率加权计算后获得最终结果,以此来衡量市场化指数对中国东、中、西部地区的不同影响,相应结果在表 4 中列出。

表 4 五方面市场化指数与地区经济增长

变量	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
	PIP(%)	EV	PIP(%)	EV	PIP(%)	EV	PIP(%)	EV
<i>market</i>	28	0.0113	52	0.0258	21	0.0064	15	0.0042
<i>t1</i>	5	0.0000	100	0.0368	88	-0.0225	97	0.0421
<i>t2</i>	100	0.0577	49	0.0084	18	0.0027	99	0.0335
<i>t3</i>	65	0.0096	77	-0.0181	84	0.0209	11	0.0006
<i>t4</i>	100	-0.0526	89	-0.0239	20	-0.0049	9	-0.0004
<i>t5</i>	98	0.0154	59	-0.0084	52	-0.0160	9	0.0002

注:PIP 和 EV 分别代表后验包含概率和后验均值。

从表 4 中可以发现,通过 BMA 方法获得的市场化进程指数(*market*)的后验概率为 28%,后验均值为 0.0113,略高于表 2 中的结果,这说明在剔除掉一些对经济增长解释程度

①市场化指数可以细分为 5 个大项 18 个小项,分别为(1)政府与市场的关系:1a 市场分配经济资源的比重、1b 减轻农民的税费负担、1c 减少政府对企业的干预、1d 减轻企业的税外负担、1e 缩小政府规模;(2)非国有经济发展:2a 非国有经济在工业销售收入中所占的比重、2b 非国有经济在全社会固定资产投资中所占的比重、2c 非国有经济就业人数占城镇总就业人数的比重;(3)产品市场发育程度:3a 价格由市场决定的程度、3b 减少商品市场上的地方保护;(4)要素市场发育程度:4a 金融业的市场化、4b 引进外资的程度、4c 劳动力的流动性、4d 科技成果市场化;(5)市场中介组织的发育和法律制度环境:5a 市场中介组织的发育、5b 对生产者合法权益的保护、5c 知识产权保护、5d 消费者权益保护。

②这些解释变量分别为劳动力(*labor*)、资本形成率(*kp*)、储蓄率(*s*)、地方财政一般预算收入(*grev*)、地方财政一般预算支出(*gspend*)、出口总额(*export*)、国内专利申请受理量(*tech*)、卫生与技工人员数(*healp*)和普通高等学校招生数(*enrollment*)。

较低的解释变量后,不仅减少了模型的估计个数,也突出了市场化进程对经济增长的促进作用。分地区结果来看,东部地区后验概率的数值最高,中部地区居中,西部地区的数值最低,分别为52%、21%以及15%,三个地区后验均值的大小也表现出逐步递减的特点,其数值分别为0.0258、0.0064和0.0042。这种现象充分说明在中国的市场化改革过程中,全国各地区均获得了体制改革所释放的制度红利,但东部地区的收益最大,中部地区紧随其后,西部地区则相对获益较少。

进一步对市场化指数的五方面子项逐项进行分析可以发现,在政府与市场的关系($t1$)上,虽然全国情况的后验包含概率值仅为5%,结果并不十分显著,但三个地区的后验包含概率值均是显著大于10%的,其数值分别为100%、88%和97%,出现这种矛盾的原因可能在于“合成谬误”。从后验均值大小上来看,东部和西部地区的后验均值均为正,其数值分别为0.0368和0.0421,这说明相比于东部地区,西部地区的经济发展更易遭到政府对市场干预的影响。同时,中部地区在 $t1$ 的后验均值为-0.0225,表现出明显的负向作用,赵文军和于津平(2014)同样发现沿海地区^①和内陆地区政府减少经济干预对经济增长的作用存在差异。造成这种情况的可能原因是中部地区政府对市场干预过多或方式不正确,在从“中部塌陷”到“中部崛起”的发展过程中不能照搬东部或西部地区的市场化改革政策,仍然需要一个强势政府对市场进行有效监管。总体来看,中西部地区应该审慎政府对市场的干预作用,需要针对实际问题提出更为具体的意见。

在非国有经济发展($t2$)与经济增长之间关系的问题上,全国和各地区的后验包含概率的数值均大于10%,并且后验均值的数值也显著为正。这一结果说明对非国有经济进行的市场化改革有力地促进了中国各地方经济的增长,并对各地区的经济增长带来了显著且正向的促进作用。各地方政府应当在这一方面维持现有的改革方向,继续大力推动非国有经济的发展,从而有效地促进地区经济增长。具体来看,西部地区的后验均值要远大于东部和中部地区的数值,这意味着相比于东中部地区,西部地区的市场化进程更多的依赖并获利于非国有经济发展的速度。因此,对于西部地区来说,若要进一步推进市场化进程和激发经济活力,就需要大力发展非国有经济,提升其在经济结构中的比重。这一发现与文东伟(2013)的研究结果相一致,他认为非国有经济的发展显著推动了中国的经济增长,但海南等一些中西部省份的非国有经济发展较差,导致其经济发展的绩效也相对较差。

产品市场发育($t3$)这一指标主要考量的是“价格市场决定程度”和“减少商品地方保护”。东部地区展现出与中西部地区不同的结果,东部地区的后验包含概率值为77%,但后验均值为负,说明市场化水平的提高使东部地区的经济增长更易受到外来冲击的影响。陆铭和陈钊(2009)针对地方商品保护对各省经济增长作用展开研究,发现商品市场分割有利于本地的经济增长,为了避免省与省之间以分割市场的方式追求经济增长而陷于“囚犯困境”,要继续推进市场一体化的进程就必须承受改革带来的阵痛。政府应适当减缓市场开放和减少地方保护的市场化改革步伐,给经济主体一定的缓冲时间来适应这种变化。对中西部地区来说则应加快发展产品市场,减少地方对本地商品的保护,使更多的市场因素融入到这一领域中,充分发挥市场决定商品价格的作用。

^①赵文军和于津平(2014)一文中的沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、广西和海南12个省份,与本文东部地区所包含的省份是一致的。

在要素市场发育(t_4)的问题上,该指标主要衡量的是地方金融市场化程度、引进外资程度、劳动力流动性和科技成果市场化。首先从后验包含概率大小来看,全国及东、中部地区的数值均大于10%,西部地区的数值也达到了9%,说明该指标对地区经济增长,特别是东部地区,在一定程度上起着重要影响。但这种影响却是负向的,全国水平的后验均值为-0.05263,各个地区的后验均值分别为-0.0239、-0.0049和-0.0004,对东部地区的影响尤为显著,西部地区受到的影响则相对较小。樊纲等(2011a)研究发现该指标在1997-2002年间为负值,但2003-2007年间显著为正,并认为要素市场发育程度对经济增长作用不显著,可能与这一时期要素市场的改革较为滞后有关。说明要素市场改革仍然存在着巨大的阻力,对这一方面进行体制改革的时机尚未成熟,如果强行推动金融、投资及劳动力流动等生产要素的制度改革,无疑会对中国经济持续稳定的发展产生巨大的冲击,政府在要素市场的改革仍然需要保持谨慎的态度。

在中介组织的发育和法律制度环境(t_5)发展问题上,呈现和 t_4 较为类似的结果,东、中、西部地区的后验概率分别为59%、52%和9%,并且除西部地区的后验均值为正以外,东、中部地区的后验均值为负,说明中介组织的发育和法律制度环境对地方经济的影响在该指标上也存在着差异性。各地区这一指标的系数符号与詹新宇(2012)的结果正好相反,他的研究发现,该指标“仅在东部地区显著为正,中部地区同样为正但不显著,而在西部地区却有着非常轻微的负向作用”。导致这种差异出现的原因可能在于所采用的回归方法及解释变量之间存在区别,该话题值得进一步探讨。

综上所述,虽然中国的市场化改革在近年来得到了突飞猛进的发展,但其作用空间比较大,需要进一步加快深化经济体制改革。同时,地区间的市场化进程也存在着较大的不平衡,沿海东部地区的市场化已经取得了举世瞩目的进展,但内陆地区特别是西部地区仍存在着大量的非市场因素。这种市场化进程的差异在一定程度上影响着各地的经济增长,各地方政府应当因地制宜并出台相关的政策,进一步推动和深化本地市场化改革进程。

五、结论

本文基于中国大陆30个省、市、自治区1997-2009年的面板数据,构建了一个涉及人口、资本、政府和进出口等多个因素的模型,利用贝叶斯模型平均方法考察了中国市场化改革对经济增长的影响,并进一步寻求各地区在深化市场化改革中所需要解决的问题。本文得到了以下三个主要结论:第一,在本文所选择的24个解释变量中,劳动力、资本、储蓄率、政府财政、出口、技术进步、医疗教育质量和市场化进程等因素对地区经济增长具有极其重要的影响,而人口、基础设施、医疗教育机构数量和价格指数则影响相对较弱。当然这并不意味着排除了其他因素对中国经济发展的影响,反而指出了未来研究的进一步拓展方向;第二,本文所获得的研究结果有力地证实了中国市场化改革对地区经济增长带来的正向促进作用,各地方政府应当继续落实国家政策,进一步深化市场化改革,发挥市场在资源配置中的基础作用,在多个方面释放改革红利,以达到加快经济增长的目的;第三,在市场化指数的五大子项对各地区经济增长的影响中,政府与市场关系以及非国有经济发展对经济增长具有明确的正向推动作用,而要素市场发育、中介组织发育和法律制度环境已经成为中国市场化改革的难点所在,这些因素既是改善中国市场秩序的着力点,同时也是中国经济体制改革的薄弱环节和瓶颈。

此外,本文发现地区间市场化进程存在的不平衡导致各子项对经济增长的影响方向上存在一定的差异,各地区对进一步深化市场化改革的诉求并不一致,市场化进程对地区经济增长的影响存在着一定程度的差别。地方政府今后可以在不同的方面推进市场化改革:东部地区在未来推进市场化进程时应进一步减少政府对市场活动和企业决策的干预,由市场这只“看不见的手”来分配经济资源,同时鼓励非国有企业加大投资规模,增加就业岗位和吸收社会劳动力,必要时东部地区还需要承受减弱产品市场价格和地方保护程度所带来的改革阵痛,逐步减缓垄断导致资源分配的扭曲程度,从而加快经济发展速度;中部地区尤其要注意东部大繁荣和西部大开发所带来的“中部塌陷”难题,中部地区政府应当更加强势,在不显著影响全国整体发展趋势的前提下增强政府对经济资源的分配能力,以促进自身的经济增长;西部地区则需要继续向东部地区学习,逐步缩小政府规模并减少对企业和要素市场的干预,鼓励非国有经济的发展,积极承接其他地区的产业转移。

参考文献:

- 1.陈伟、牛霖琳,2013:《基于贝叶斯模型平均方法的中国通货膨胀的建模及预测》,《金融研究》第11期,第15-27页。
- 2.董敏杰、梁泳梅,2013:《1978-2010年的中国经济增长来源:一个非参数分解框架》,《经济研究》第5期,第17-32页。
- 3.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》第3期,第9-18,89页。
- 4.樊纲、王小鲁、马光荣,2011a:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期,第4-16页。
- 5.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011b:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,北京,经济科学出版社。
- 6.范志勇、宋佳音、王宝奎,2013:《开放条件下中国国民收入增长核算及效率研究》,《经济理论与经济管理》第6期,第21-30页。
- 7.高翔、龙小宁、杨广亮,2015:《交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据》,《管理世界》第8期,第81-96页。
- 8.郭熙保、罗知,2009:《外资特征对中国经济增长的影响》,《经济研究》第5期,第52-65页。
- 9.华萍,2005年:《不同教育水平对全要素生产率增长的影响——来自中国省份的实证研究》,《经济学(季刊)》第10期,第147-166页。
- 10.林毅夫、孙希芳,2008:《银行业结构与经济增长》,《经济研究》第9期,第31-45页。
- 11.陆铭、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,第42-52页。
- 12.宋冬林、王林辉、董直庆,2011:《资本体现式技术进步及其对经济增长的贡献率(1981-2007)》,《中国社会科学》第2期,第91-106,222页。
- 13.孙晓华、李明珊、王昀,2015:《市场化进程与地区经济发展差距》,《数量经济技术经济研究》第6期,第39-55页。
- 14.王文举、范合君,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》第9期,第48-54页。
- 15.文东伟,2013:《贸易、制度变迁与中国的经济增长》,《数量经济技术经济研究》第7期,第51-65页。
- 16.吴延兵,2008:《中国工业R&D产出弹性测算(1993-2002)》,《经济学(季刊)》第4期,第869-890页。
- 17.余壮雄、杨扬,2014:《市场向西、政治向东——中国国内资本流动方向的测算》,《管理世界》第6期,第53-64页。
- 18.岳书敬、刘朝明,2006:《人力资本与区域全要素生产率分析》,《经济研究》第4期,第90-96,127页。
- 19.詹新宇,2012:《市场化、人力资本与经济增长效应——来自中国省际面板数据的证据》,《中国软科学》第8期,第166-177页。

20. 张宁、胡鞍钢、郑京海, 2006:《应用 DEA 方法评测中国各地区健康生产效率》,《经济研究》第 7 期,第 92–105 页。
21. 张军、高远、傅勇、张弘, 2007:《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》第 3 期,第 4–19 页。
22. 赵文军、于津平, 2014:《市场化进程与我国经济增长方式——基于省级面板数据的实证研究》,《南开经济研究》第 3 期,第 3–22 页。
23. Barnard, G.A. 1963. “New Methods of Quality Control.” *Journal of the Royal Statistical Society* 126(2): 255–258.
24. Bates, J. M., and C. W. J. Granger. 1969. “The Combination of Forecasts.” *Operational Research Quarterly* 20(20): 451–468.
25. Feldkircher, M., R. Horvath, and M. Rusnak. 2014. “Exchange Market Pressures during the Financial Crisis: A Bayesian Model Averaging Evidence.” *Journal of International Money and Finance* 40(2): 21–41.
26. Fujita, M., and D. P. Hu. 2001. “Regional Disparity in China 1985–1994: The Effects of Globalization and Economic Liberalization.” *Annals of Regional Science* 35(1): 3–37.
27. Leamer, E.E. 1978. *Specification Searches: AdHoc Inference with Nonexperimental Data*. New York: Wiley.
28. Luca, G. D., and J. R. Magnus. 2011. “Bayesian Model Averaging and Weighted – average Least Squares: Equivariance, Stability, and Numerical Issues.” *The Stata Journal* 11(4): 518–544.
29. Madigan, D., and A. E. Raftery. 1994. “Model Selection and Accounting for Model Uncertainty in Graphical Models Using Occam’s Window.” *Journal of the American Statistical Association* 89(428): 1535–1546.
30. Moulton, B.R. 1991. “A Bayesian Approach to Regression Selection and Estimation with Application to a Price Index for Radio Services.” *Journal of Econometrics* 49(s1–2): 169–193.
31. Raftery, A. E. 1996. “Approximate Bays Factors and Accounting for Model Uncertainty in Generalized Linear Models.” *Biometrika* 83(2): 251–266.
32. Yao, S.J., and Z.Y. Zhang. 2001. “Regional Growth in China under Economic Reforms.” *Journal of Development Studies* 38(2): 167–186.

Marketization and Economic Growth in China: Based on a Bayesian Model Averaging Approach

Shi Zhenkai and Wang Meichang

(School of Economic and Management, Southeast University)

Abstract: The China’s economic growth has been promoted by its market-oriented reform, but how to identify the contribution of marketization to the economic growth within so many factors is still a worth topic to be studied. This paper studies the effect of the China’s marketization on its economic growth in a model based on the Bayesian Model Averaging method, and it also studies the impact of the five sub-market indexes on the economic growth of different regions. This paper finds the posterior inclusion probability of China’s marketization is 19.7%, and the value of posterior mean is 0.0072. The result indicates that the China’s marketization has a positive effect on economic growth during 1997–2009, but is not the most critical factor. At the same time, the development of non-state-owned economy and the relationship between government and market have a positive effect on promoting China’s economic growth. But the China’s economic growth has to suffer the pain from the development of the other sub-market indexes.

Keywords: Marketization, Economic Growth, Bayesian Model Averaging

JEL Classification: E23, O11, O21

(责任编辑:陈永清)