

文章编号:1007-6735(2016)05-0449-08

DOI:10.13255/j.cnki.jusst.2016.05.007

对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率 ——基于长三角地区的实证分析

孙英隽, 高泽坤

(上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要: 区域市场一体化加速了不同地区间的要素流动,有力地促进了各地经济的增长.通过构建上海市对外经济开放指标,以及上海与长三角其他省市(江苏省和浙江省)市场整合指标,对上海对外经济开放、区域市场整合与其全要素生产率的关系进行实证研究.研究发现,上海与长三角地区的区域市场整合对整个上海的全要素生产率影响是非线性的,而且上海与区域市场联动性发展的重要性程度已经逐渐高于传统依赖外向型经济增长方式.由此提出,上海既要有对外走出去、引进来的战略,也要有对内跨区域联合、共同发展的战略.

关键词: 对外经济开放; 区域市场整合; 全要素生产率; 长三角

中图分类号: F 015

文献标志码: A

Economic Opening, Regional Market Integration and Total Factor Productivity

——Based on the Empirical Analysis of the Yangtze River Delta

SUN Yingjun, GAO Zekun

(Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: Regional market integration has accelerated the flow of factors between different regions, and has effectively promoted the growth of local economy. Through the construction of the economic opening index of Shanghai and market integration index of Shanghai and other provinces (Jiangsu province and Zhejiang province) in the Yangtze River Delta, an empirical research on the relationship between Shanghai's economic openness, regional market integration and total factor productivity was carried out. It is found that the relationship appears as a nonlinear function, and the degree of importance of the linkage development of Shanghai and regional markets has been gradually higher than that of the traditional economic growth mode which is reliant on the export-oriented economy. Thus, Shanghai should adopt not only the strategy of "go out and introduce in", but also the strategy of alliance and joint development with internal regions.

收稿日期: 2016-03-25

基金项目: 沪江基金研究基地专项基金资助项目(D14008)

第一作者: 孙英隽(1962-),女,教授.研究方向:金融学. E-mail: syj6677@126.com

Keywords: *economic opening; regional market integration; total factor productivity; Yangtze River Delta*

自2008年金融危机以来,全球经济在艰难中复苏,作为世界第二大经济体的中国,近年来也不断经历着经济增长的瓶颈.如何保持经济持续性增长是各国、各地区着重关注的问题.全要素生产率(total factor productivity, TFP)对经济的增长具有举足轻重的拉动作用,国内外学者对这方面做过大量的理论和实证研究.王小鲁^[1]利用生产函数模型测度了生产要素、制度变革等因素对经济增长的影响,研究发现制度变革是过去经济增长的主要原因.叶裕民^[2]基于索洛模型,估量了全国及各省区市的全要素生产率,指出经济结构变动促进全要素生产率增长.张军等^[3]从生产函数模型估算出中国经济的全要素生产率后,发现随着改革开放进程,中国经济全要素生产率增长了很多.庞瑞芝等^[4]通过研究中国30个省市,指出各地区市场化程度、创新能力及人力资本、政府作用和对外开放程度是影响各地区生产力成长的主要因素.管驰明等^[5]利用上海市33年的历史数据,以索洛模型估计其全要素生产率,得出全要素生产率是上海经济增长的主要动力.针对全要素生产率传统的测算方法,章上峰等^[6]提出时变弹性生产函数,指出这种改进方法能得到更加精确的数值.

在对外经济开放程度不断加强,以及区域之间互联互通背景下,研究者探讨了对外经济开放与全要素生产率的关系.许和连等^[7]通过对中国省际面板数据分析,指出贸易开放度通过间接传递作用影响全要素生产率的提高.同时,也有少部分学者开始考察区域市场整合和全要素生产率的关系,如毛其淋等^[8]利用中国省际数据,研究发现区域市场整合在不同地区对其全要素生产率的影响不一样.

然而到目前为止,还没有研究者将对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率纳入到一个框架内进行深入的研究,以及针对某个城市群进行更深入的探讨.上海作为中国的经济中心,其经济的发展具有重要的战略作用.上海的对外开放程度,以及其与长三角的市场整合趋势,都将影响上海市全要素生产率的内部结构.因此,本文研究的主要目的是将对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率纳入到一个框架内进行讨论,以挖掘上海对外经济开放和区域市场整合对全要素生产率增长影响的背后作

用机制.

1 理论框架

文献[9-10]通过内生技术进步模型,验证了对外开放、人力资本等因素对全要素生产率的影响.本文在借鉴其思想的基础上,基于新增长理论模型,采用如下生产函数形式:

$$Y = A(op, t)F(K, L) \quad (1)$$

式中: Y 表示国内生产总值; op 表示对外经济开放; t 表示时间; K 为资本存量; L 为劳动投入; $A(op, t)$ 为技术进步函数; $F(K, L)$ 为生产函数.对外经济开放影响一国的技术水平,是通过国际贸易和外国直接投资两个渠道达到效果的.由于在国际贸易中,贸易部门在面对外来市场激烈竞争时,会加大大部门生产劳动率的提高,另外部门在出口中获得的新技术和新设计也会间接促进部门技术的提高.其次,当外国直接投资时,将会带来技术的扩散效应,进而影响本国的生产率水平.陈继勇等^[11]利用29省市的面板数据,发现东部地区外国直接投资渠道传递的外国研发资本对技术进步作用比较大.刘舜佳^[12]基于数据包络分析方法,指出在短期内,外国直接投资明显地促进了全要素生产率的增长.

文献[13-15]研究发现,目前中国区域市场日趋整合.理论上讲,区域市场整合可以从诸多方面来影响一个地区的技术水平.第一,市场分割造成省际之间资源配置不合理,效率较低.赵永亮等^[16]基于我国一些城市部分商品相对价格法,指出市场分割对各自地区经济会产生负面的经济效益.宋冬林等^[17]利用1990—2012年省际面板数据,研究了区域发展战略、市场分割与经济增长的关系,研究指出,应打破市场分割,促进区域协作,而区域市场整合则会促进要素在不同区域合理的流通,从而提高地区技术效率.第二,地方政府会在本地生产者面临外部市场竞争时,采取分割的市场策略来保护本地的生产者,这样短期就会获得更快的经济增长,而且对于经济开放程度较高的区域,受益于国际市场的参与,他们会以地方保护主义和市场分割作为提升本地区经济增长的手段.换句话说,由于目前中国广泛存在地区间市场分割的现状,当邻近的省市采取

分割市场的策略时,对于本地区,维持市场分割的策略较好,相反主动采取市场整合反而受损,不利于本地区技术效率的提高。宋志涛^[18]研究指出,区域市场整合与地区经济增长关系是非线性关系。陆铭等^[15]指出在某一特定时期,市场分割会促进经济增长,也即是区域市场整合对全要素生产率产生了负面影响。通过以上分析,在式(1)基础上引入区域市场整合因素,得到如下函数:

$$Y = A(op, in, t)F(K, L) \quad (2)$$

式中, in 表示区域市场整合。根据刘生龙等^[19]的方法,结合上文分析,设定式(2)中的 $A(\cdot)$ 为多元组合,有

$$\ln A_t = h_0 + h_1 \ln op_t + h_2 \ln in_t + h_3 (\ln in_t)^2 \quad (3)$$

h_i 为变量系数,对式(2)两边同时除以 $F(K, L)$ 并取对数,便得到全要素生产率计算公式为

$$\ln f_t = h_0 + h_1 \ln op_t + h_2 \ln in_t + h_3 (\ln in_t)^2 \quad (4)$$

式中, f_t 为全要素生产率。

2 指标的度量

2.1 全要素生产率的测算模型

2.1.1 全要素生产率的测算

a. 索洛残差模型。

1957年著名经济学家 Solow 提出希克斯中性技术进步函数,其具体形式为

$$Y_t = Ae^{\gamma t} K_t^\alpha L_t^\beta \quad (5)$$

式中: Y_t 为实际产出; A 为技术进步率; $e^{\gamma t}$ 为产出增长率; L_t 为劳动投入; K_t 为资本存量; α, β 分别为资本产出份额和劳动力产出份额(也即产出的资本弹性系数和产出的劳动弹性系数)。假设规模收益不变($\alpha + \beta = 1$)和中性技术,则全要素生产率的核算公式为

$$f_t = y_t - \alpha_t k_t - \beta_t l_t \quad (6)$$

式中: f_t 为全要素生产率; y_t 为实际产出增长率; α_t, β_t 为状态变量; k_t 和 l_t 分别表示资本投入和劳动投入的增长率。

本文基于索洛残差法测算全要素生产率增长率的思路与前人不同,主要是考虑到资本和劳动力产出弹性的逐期贡献率很有可能不同,于是在索洛残差法前提假设条件下,运用状态空间模型测算资本和劳动的时变弹性,来求解全要素生产率增长率。

b. 基于时变弹性的柯布-道格拉斯(C-D)生

产函数。

传统 C-D 生产函数估计的资本和劳动力产出弹性,在某段研究时间内基本不变,这样一来所反映的也只是研究时期的一个平均水平。章上峰等^[6]指出时变弹性生产函数有更好的统计性质。本文基于时变弹性生产函数,运用状态空间模型测算资本和劳动的时变弹性,设弹性系数为两个变动的变量,基于状态空间模型和卡尔曼滤波算法估算可变动的弹性系数 α_t, β_t 。

设以下状态空间模型:

$$\ln Y_t = \ln A + \alpha_t \ln K_t + \beta_t \ln L_t + \mu_t \quad (7)$$

$$\alpha_t = c_0 + c_1 \alpha_{t-1} + \sigma_t \quad (8)$$

$$\beta_t = d_0 + d_1 \beta_{t-1} + \tau_t \quad (9)$$

其中:式(7)为量测方程;式(8)和式(9)为状态方程; α_t, β_t 服从 AR(1)过程; c_i, d_i 为变量系数; μ_t, σ_t, τ_t 为方程残差。

将计算得出的 α_t, β_t 代入式(6),算出每个时期的全要素生产率。

2.1.2 数据说明

数据来源于 2000—2014 年《上海市统计年鉴》、《辉煌的三十年上海改革开放以来经济和社会发历史资料汇编》相关数据。本文对资本存量的估算,借鉴廖远魁^[20]对上海物质资本存量的估计方法。

a. 产出数据。

为了消除价格的影响,以 1978 年为基期,将每年数据转换为以 1978 年不变价格为基础的数据,转换方法如下:

实际生产总值 $Y = (\text{某年的生产总值指数}/1978 \text{ 年生产总值指数}) \times 1978 \text{ 年生产总值}$

b. 劳动数据。

在借鉴前人研究的基础上,鉴于数据的可获得性和有效性,本文采用劳动力年末就业人数这一项指标作为劳动的投入量。

c. 资本存量数据。

Goldsmith 提出的永续盘存法是测量资本存量的主要方法,公式为

$$K_t = I_t/P_t + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (10)$$

式中: I_t 是 t 期投资额; P_t 是 t 期的价格指数; δ 是折旧率。在对上海资本存量的估算中,廖远魁对上海 1978—2008 年的物质资本存量作了比较准确的估计。本文沿用其方法,1978 年为基期的资本存量为 361.30 亿元, P_t 的核算公式为

$$P_t = I_t/(I_0 C_t) \quad (11)$$

式中: I_0 表示基期固定资本形成总额; C_t 表示固定资本形成总额指数, 基期为 1; δ 取其实证研究得出的 10% 折旧率数据. 根据以上规则, 可得 1978—2013 年上海市产出、资本和劳动投入数据以及根据式(6)计算出的全要素生产率增长数据, 如表 1 所示.

表 1 上海市全要素生产率估算数据

Tab.1 Data of total factor productivity of Shanghai

年份	实际 GDP/亿元 (1978 年价格)	就业 人数/万人	固定资本 存量/亿元	TFP 增长率/%
1978	272.81	698.32	361.30	—
1979	293.00	712.59	363.10	6.34
1980	317.55	730.77	369.10	7.55
1981	335.28	750.22	384.29	5.63
1982	359.29	764.03	412.57	5.64
1983	387.39	768.90	442.20	6.40
1984	432.40	769.79	481.23	9.90
1985	490.24	775.53	530.75	11.36
1986	511.79	782.99	589.39	2.48
1987	550.26	788.12	662.25	5.64
1988	605.91	792.13	746.26	8.36
1989	624.19	784.96	804.61	2.10
1990	646.01	787.72	860.58	2.61
1991	692.12	798.13	916.40	6.23
1992	794.42	806.91	1 002.70	13.57
1993	914.46	787.25	1 134.08	13.83
1994	1 047.04	786.04	1 343.62	12.42
1995	1 196.82	794.19	1 644.59	11.77
1996	1 353.68	851.21	2 006.44	10.13
1997	1 526.92	847.25	2 344.72	11.15
1998	1 684.06	836.21	2 647.54	9.15
1999	1 859.20	812.09	2 916.35	9.71
2000	2 063.81	828.35	3 178.02	9.91
2001	2 280.42	752.26	3 464.42	10.61
2002	2 538.22	792.04	3 812.81	9.78
2003	2 850.32	813.05	4 181.25	11.08
2004	3 255.17	836.87	4 612.57	12.91
2005	3 626.19	863.32	5 109.50	10.04
2006	4 086.69	885.51	5 670.75	11.39
2007	4 707.88	909.08	6 354.92	13.80
2008	5 164.57	1 053.24	7 035.74	7.26
2009	5 587.97	1 064.42	7 834.84	7.04
2010	6 163.60	1 090.76	8 487.93	9.29
2011	6 669.11	1 104.33	9 110.19	7.40
2012	7 169.17	1 115.50	9 770.26	6.73
2013	7 721.07	1 137.35	10 482.44	6.85

本文基于时变弹性生产函数测算出的上海全要素生产率与管驰明等^[5]测算的上海全要素生产率增

长率大体趋势是一样的, 如图 1 所示, 但要比后者高一些. 主要原因在于本文估计全要素生产率时, 所计算出的 α_t, β_t 资本和劳动的弹性是随时间变化的, 与后者计算所使用的固定 α_t, β_t 不同.

2.2 对外经济开放水平与区域市场整合指数测量

2.2.1 对外经济开放(op)

本文选取外贸依存度(外贸依存度以进出口总额占 GDP 的比重来表示)和外资依存度(外资依存度以外商直接投资占 GDP 的比重来表示), 衡量对外经济开放水平指标, 对其运用主成分分析法, 合成对外经济开放变量(op). 进出口总额和外商直接投资额均用当年的平均汇率折算为人民币, 所有的数据都采用实际数据, 用基期的 GDP 平减指数进行相应处理. 本部分数据取自《中国统计年鉴(1985—2014)》.

2.2.2 区域市场整合(in)

借鉴 Parsley 等^[21-22]的价格指数法, 对上海与长三角市场整合程度进行测量. 以分地区商品零售价格指数为基础, 数据取自《中国统计年鉴》, 主要包括 1985—2013 年上海市、江苏省和浙江省的 8 类商品(粮食、服装鞋帽、饮料烟酒、文化办公用品、药品、书报杂志、日用品和燃料). 该商品价格指数综合了三地商品市场的价格信息, 可以很好地评估上海与长三角其他地区的商品市场整合程度, 计算方法如下:

a. 计算相对价格绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$.

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k/p_{jt}^k) - \ln(p_{i,t-1}^k/p_{j,t-1}^k) = \ln(p_{it}^k/p_{i,t-1}^k) - \ln(p_{jt}^k/p_{j,t-1}^k)$$

式中, p_{it}^k, p_{jt}^k 分别表示 i 地区和 j 地区某 k 类商品的价格. 这样由样本 1985—2013 年(共 29 年)上海和江苏、上海和浙江以及江苏和浙江 3 对省市组合 8 类商品的数据可以计算得到 696 个 $|\Delta Q_{ijt}^k|$.

b. 商品自身的特点也容易导致在不同省市间出现商品价格变动, 即 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 不是全部来源于市场环境的差异. 基于此, 采用 Parsley 等^[21]提出的去均值法进行处理: 假定 $|\Delta Q_{ijt}^k| = a^k + b_{ijt}^k$, 其中 a^k 是第 k 类商品特点导致的价格差异, 而 b_{ijt}^k 与 i, j 两地区的市场环境相关. 本文处理办法是, 在给定年份 t , 给定某类商品 k , 对 3 对省市组合的相对价格 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 求平均值 $|\Delta \bar{Q}_t^k|$, 再分别用 3 个 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 减去 $|\Delta \bar{Q}_t^k|$. 这样有: $q_{ijt}^k = b_{ijt}^k - \bar{b}_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k| = (a^k - \bar{a}^k) + (b_{ijt}^k - \bar{b}_{ijt}^k)$, q_{ijt}^k 即最终衡量相对价格变动的量.

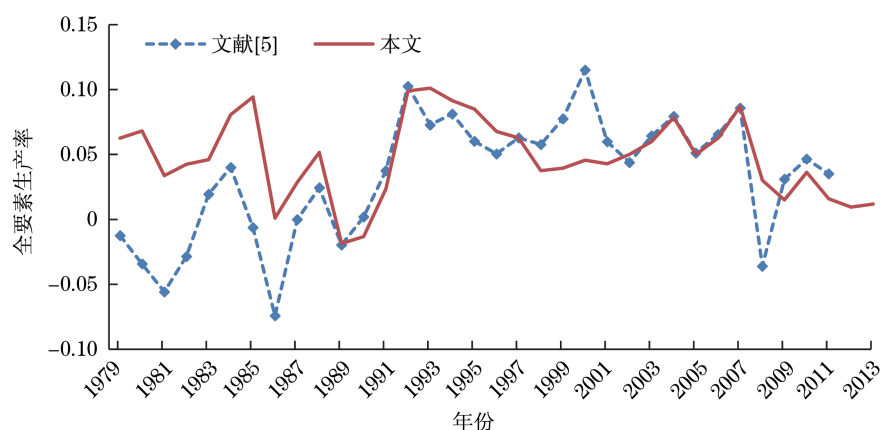


图1 本文与文献[5]测算的全要素生产率时序图

Fig.1 Timing chart of estimated total factor productivity in the paper and literature five

c. 分别计算上海市与江苏省、上海市与浙江省以及江苏省与浙江省地区8类商品的相对价格波动 q_{ijt}^k 的方差 $\text{var}(q_{ijt}^k)$, 这样可以算出样本期间3对省市组合的相对方差, 并按省市合并得到各省市与其他省市的分割指数 $\text{var}(q_{nt}) = (\sum_{i \neq j} \text{var}(q_{ijt}^k)) / N$. 其中, n 表示某个地区, N 表示合并的省市组合数目.

本文采用毛其淋等^[8]的方法, 将区域市场整合表示为 $\ln_{it} = \sqrt{1/\text{var}(q_{nt})}$.

3 上海市 TFP 内部结构的实证分析

3.1 计量分析

全要素生产率是影响经济增长的深层次原因, 其内部结构不仅仅局限在技术水平上. 雷明等^[23]在综合前人研究的基础上, 将全要素生产率划分为技术进步和组织管理水平变动, 并进一步细分了全要

素生产率的内部结构. 对现有大量的文献梳理后发现, 对外经济开放水平、国内区域市场整合程度对经济增长的影响, 已经明确显示出了一定的相关关系, 大量研究证实, 全要素生产率对经济的增长已经占据主导地位. 本文研究的1978—2013年上海全要素生产率增长率与GDP增长率的时序图, 可以很好地说明上海的经济增长与其全要素生产率具有密不可分的关系, 如图2所示. 据此分析, 将上海的对外经济开放水平、区域市场整合程度作为考察上海全要素生产率内部结构的指标, 很有现实意义, 对深入理解某一地区全要素生产率具有重要的启发和研究价值.

根据以上分析, 并结合陆铭处理变量内生性的方法, 对式(2)取对数进行以下实证分析

$$\ln f_t = h_0 + h_1 \ln op_t + h_2 \ln in_t + h_3 (\ln in_t)^2 + h_4 \ln f_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中, 对 $\ln f_t$ 的自相关检验发现, 其存在1阶自相关情况, 因此在方程中加入其滞后1期的 $\ln f_{t-1}$, f_t

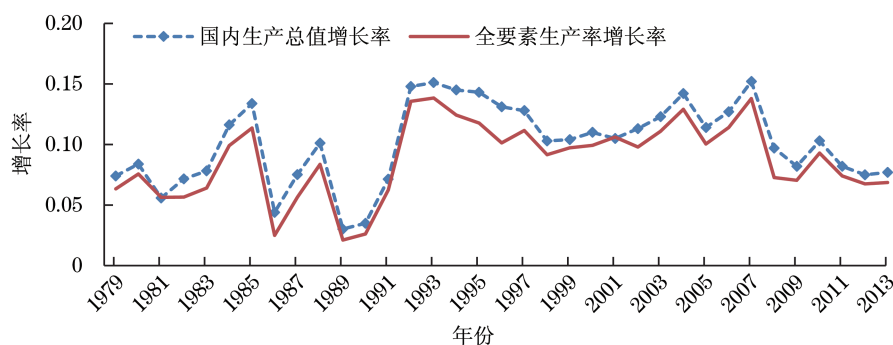


图2 上海1978—2013年的全要素生产率增长率与国内生产总值增长率的时序图

Fig.2 Timing charts of the growth rate of 1978-2013 annual total factor productivity of Shanghai and the growth rate of GDP of China

为全要素生产率变量, op_t 为对外开放变量, in_t 为区域市场整合变量, ε_t 为方程残差, h_i 为各解释变量系数. 从理论上讲, 对外经济开放对地区经济增长具有促进作用, 从另外一方面考虑, 经济的增长也会加强一个地区对外经济开放水平. 从而可以认为, 不但对外经济开放会促进全要素生产率的增长, 而且全要素生产率的增长也会在一定程度上促进对外经济开放水平. 同理, 区域市场整合会影响一地区的经济增长水平, 而地区的经济增长也会直接影响相邻区域的市场整合程度. 鉴于此, 在对方程估计之前, 有必要利用 Hausman 考察对外经济开放水平和区域市场整合的内生性. 考察对外经济开放水平内生性的具体办法分两步进行.

第一步, 首先选取 $\ln op_{t-1}$ 作为 $\ln op_t$ 的工具变量, 然后将怀疑内生变量 $\ln op_t$ 关于外生变量 $\ln op_{t-1}$, $\ln f_{t-1}$ 作普通最小二乘法(OLS)估计, 得

$$\ln op_t = w_0 + w_1 \ln op_{t-1} + w_2 \ln f_{t-1} + \omega_t \quad (13)$$

得到残差 $\hat{\omega}_t$. 式中, w_i 为变量系数.

第二步, 将第一步得到的残差 $\hat{\omega}_t$ 加入到式(13)中, 再进行普通最小二乘法估计, 得

$$\ln f_t = \theta_0 + \theta_1 \ln op_t + \theta_2 \ln in_t + \theta_3 (\ln in_t)^2 + \theta_4 \ln f_{t-1} + \theta_5 \hat{\omega}_t + \vartheta_t \quad (14)$$

θ_i 为变量系数, 如果 $\hat{\omega}_t$ 前参数 θ_5 显著为零, 则可判断出对外经济开放 $\ln op_t$ 是外生变量. 得到的 Hausman 检验值表明, θ_5 显著为零, 因此排除对外经济开放变量内生性. 同理, 对区域市场整合变量作同样的处理, 检验结果排除区域市场整合变量(in)的内生性. 对式(13)估计的结果如表2第二列所示, $\ln op_t$, $(\ln in_t)^2$ 变量的系数在 10% 显著水平下都显著, $\ln f_{t-1}$ 变量的系数在 5% 显著水平下都显著, $\ln in_t$ 变量的系数不显著. 从 Durbin-Watson 统计量可知, 序列不存在相关性. 而 White 检验拒绝了回归方程的同方差假设. 为消除原方程的异方差, 作加权最小二乘法(WLS)处理, 修正后的结果如表2的第三列所示. 结果表明, 经过怀特(White)异方差修正, 系数都变得显著了, 并且修正后的方程也不存在序列相关、异方差的问题, 因此是一个比较理想的回归结果.

3.2 结果分析

加权最小二乘法回归结果表明, 上海全要素生产率的增长具有滞后作用, 上一年的全要素生产率每提高 1%, 本年就相应提高 0.28%. 这部分增长是

除去对外经济开放因素和区域市场整合因素后的贡献, 表明影响上海全要素生产率增长的其他因素需要一段时间才能反映到经济增长上. 上海对外开放水平每提高 1%, 全要素生产率提高 0.44%, 表明这些年来上海的对外经济开放水平因素对上海全要素生产率的增长, 具有重要的促进作用. 上海地处东部沿海城市, 上海港是我国最大的港口, 同时 2013 年在上海设立的自由贸易区都将更显著地加强上海对外开放水平. 样本期间, 上海与长三角地区的区域市场整合对整个上海的全要素生产率影响是非线性的, 当上海与长三角其他地区的市场整合对数低于 4.0 时, 上海市全要素生产率增长与区域市场整合呈负相关关系; 当上海与长三角其他地区的市场整合对数高于 4.0 时, 上海的全要素生产率增长率随着市场整合程度的提高而增加, 这与陆铭等^[15]的研究结果相符合. 他们发现当市场整合程度比较低的时候, 提高区域市场整合程度不利于当地的经济增长. 从回归结果来看, 区域市场整合对上海全要素生产率增长的贡献已经超过对外经济开放水平的影响程度. 图3为本文测算的上海 1985—2013 年的区域市场整合对数历史变动图.

表2 普通最小二乘法及加权最小二乘法估计结果

Tab.2 Estimation results by the ordinary least squares method and weighted least squares method

估计变量	OLS 估计	WLS 估计
$\ln op_t$	0.277 952* (0.222 864)	0.440 570** (0.014859)
$\ln in_t$	-0.440 145 (2.171 879)	-0.646 428*** (0.022 006)
$(\ln in_t)^2$	0.046 658* (0.257 772)	1.217 625*** (0.181808)
$\ln f_{t-1}$	0.3491 49** (0.207 879)	0.275 393*** (0.019341)
常数项	-0.478 908 (0.207 879)	-4.180 369** (0.347 363)
R^2 或 adjusted R^2	0.583 576	0.969 075
F 统计量	2.374 932 [0.080 497]	188.020 000 [0.000 000]
White 检验	2.622 957 [0.038 564]	1.747 855 [0.153035]
Durbin-Watson 检验	1.911 830 [1.65, 2.35]	2.188 589 [1.65, 2.35]
	序列不相关	序列不相关

注: () 表示回归系数的标准误差, [] 表示相应检验统计量的 p 值; ***, ** 和 * 分别表示显著水平为 1%, 5% 和 10%; White 检验原假设是方程同方差.

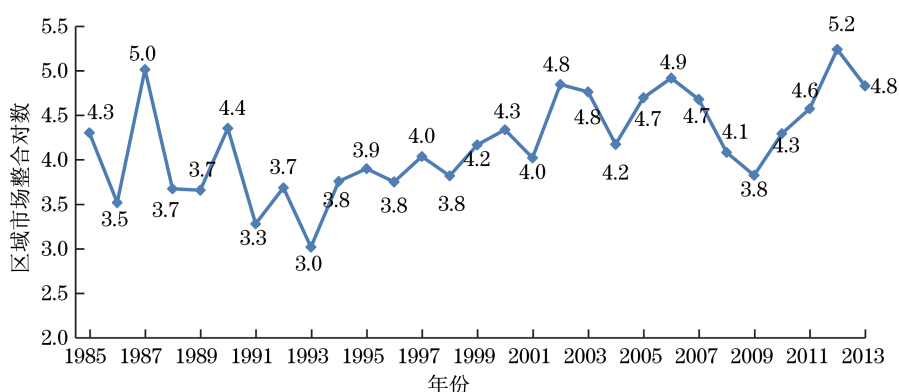


图3 上海1985—2013年的区域市场整合对数时序图

Fig.3 Log sequence chart of the 1985—2013 years regional market integration of Shanghai

4 结论、政策及展望

通过度量上海对外经济开放水平以及上海与长三角(江苏省和浙江省)区域市场整合指数,详细探讨了上海对外经济开放水平对其全要素生产率的影响.对上海市1985—2013年历史数据的实证研究表明,上海全要素生产率的增长与其对外经济开放水平呈正相关的关系,且对外经济开放水平能明显地促进上海全要素生产率的增长,这得益于上海这些年来对外资合理引进、消化、吸收的效果,因此,上海应该持续充分利用其对外经济开放水平的优势.上海与长三角其他地区(江苏省和浙江省)市场整合的实证研究发现,上海的全要素生产率与区域市场整合程度呈非线性相关的关系.当上海与长三角区域市场整合对数低于4.0时,区域市场分割有利于上海经济的增长;越过临界点4.0时,区域市场整合有利于上海经济的增长.从测算上海1985—2013年区域市场整合对数历史变动图(图3)来看,1985—1999年,上海的经济水平主要以外向型为主;2000年以后,上海逐渐开始注重和内地市场一体化的发展.随着经济结构的调整以及地区经济发展水平的变化,上海与区域市场联动性发展的重要性程度已经逐渐高于传统依赖外向型的经济增长.

当前中国经济发展处于新常态,经济增长持续疲软,利率市场化导致整个金融体系风险加大^[24],在此背景下,本文的研究结果对政策当局制定相关政策具有重要的参考价值.陆铭等^[15]曾指出市场分割程度超过某个临界值的时候,分割市场就会对地区经济增长产生负面的影响.即使现在在长三角一体化的大背景下,上海市政府和长三角其他省市的政府之间也有一定的战略博弈.但要注意的是,上海

市政府与长三角市场一体化的过程中,如要平衡各地区的经济增长,将市场分割控制在临界值水平内,则关于上海市与长三角地区的市场分割临界状态的研究还有待进一步进行.基于以上分析,对未来上海市经济发展的方向,还是需要提出以下几点建议:

a. 上海应该深化对外经济开放水平.随着全球经济一体化,以及各国经济形势变得相对严峻,对外经济开放水平不仅要注意规模的问题,更应该提升对外经济开放的质量.

b. 上海应该继续增强与长三角其他地区市场的互动活力.图3表明,随着经济发展水平的提升,上海这些年来与长三角地区市场整合程度正逐步提高,上海应该继续充分利用和长三角其他地区的比较优势,建立区域统一市场,转变经济发展方式.

c. 上海在发展经济的同时,应该充分利用好国际贸易以及国内地区间的市场一体化.当前世界经济形势不佳,国内经济低迷,上海市政府更应该调整经济发展思路,既要有对外走出去、引进来的战略,也要有对内跨区域联合、共同发展的战略.

参考文献:

- [1] 王小鲁.中国经济增长的可持续性与制度变革[J].经济研究,2000(7):3-15.
- [2] 叶裕民.全国及各省区市全要素生产率的计算和分析[J].经济学家,2002(3):115-121.
- [3] 张军,施少华.中国经济全要素生产率变动:1952—1998[J].世界经济文汇,2003(2):17-24.
- [4] 庞瑞芝,杨慧.中国省际全要素生产率差异及经济增长模式的经验分析——对30个省(市、自治区)的实证考察[J].经济评论,2008(6):16-22.
- [5] 管驰明,李春.全要素生产率对上海市经济增长贡献的实证研究[J].华东经济管理,2013,27(10):7-10.
- [6] 章上峰,许冰.时变弹性生产函数与全要素生产率

- [J]. 经济学(季刊), 2009, 8(2): 551 - 568.
- [7] 许和连, 卞朋, 祝树金. 贸易开放度、人力资本与全要素生产率: 基于中国省际面板数据的经验分析[J]. 世界经济, 2006(12): 3 - 10.
- [8] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2011, 11(1): 181 - 210.
- [9] LEVIN A, RAUT L K. Complementarities between exports and human capital in economic growth: evidence from the semi-industrialized countries[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1997, 46(1): 155 - 174.
- [10] MILLER S M, UPADHYAY M P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity [J]. *Journal of Development Economics*, 2000, 63(2): 399 - 423.
- [11] 陈继勇, 盛杨悻. 外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长[J]. 经济研究, 2008(12): 39 - 49.
- [12] 刘舜佳. 国际贸易、FDI 和中国全要素生产率下降——基于 1952—2006 年面板数据的 DEA 和协整检验[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(11): 28 - 39.
- [13] NAUGHTON B. How much can regional integration do to unify China's markets? [C]// *Proceedings of the Policy Reform in China*, Center for Research on Economic Development and Policy Research. Stanford, CA: Stanford University, 1999.
- [14] 陈敏, 桂琦寒, 陆铭, 等. 中国经济增长如何持续发挥规模效应? ——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2007, 7(1): 125 - 150.
- [15] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究, 2009(3): 42 - 52.
- [16] 赵永亮, 刘德学. 市场歧视、区际边界效应与经济增长[J]. 中国工业经济, 2008(12): 27 - 37.
- [17] 宋冬林, 范欣, 赵新宇. 区域发展战略、市场分割与经济增长——基于相对价格指数法的实证分析[J]. 财贸经济, 2014(8): 115 - 126.
- [18] 宋志涛. 市场分割与地区经济收敛关系的实证分析——基于动态面板纠偏最小二乘虚拟变量法的估计[J]. 统计与信息论坛, 2012, 27(7): 84 - 89.
- [19] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007[J]. 经济研究, 2010(3): 4 - 15.
- [20] 廖远魁. 重估上海物质资本存量: 1978—2008[J]. 上海经济研究, 2009(12): 96 - 103.
- [21] PARSLEY D C, WEI S J. Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(4): 1211 - 1236.
- [22] PARSLEY D C, WEI S J. Limiting currency volatility to stimulate goods market integration: a price based approach[R]. NBER Working Paper, 2001.
- [23] 雷明, 冯珊. 全要素生产率(TFP)变动成因分析[J]. 系统工程理论与实践, 1996(4): 1 - 12.
- [24] 孙英隽, 苗鑫民. 资本约束、非利息业务收入与银行风险承担——基于 GMM 方法的实证研究[J]. 上海理工大学学报, 2015, 37(4): 403 - 408.

(编辑: 丁红艺)