

工资、出口贸易与全要素 生产率:1979—2009^{*}

张庆昌

(南开大学 经济学院,天津 300071)

摘 要:文章使用 DEA 方法测算了中国 1979—2009 年各省份的全要素生产率,结果发现全要素生产率的增长偏离工资的增长,这与 Madsen 和 Damania(2001)等人的研究相矛盾。为此,结合中国实际情况,文章从需求引致创新角度对此问题进行了理论分析。在理论分析的基础上,文章利用两步系统广义矩(Two-step system GMM)估计方法控制全要素生产率对工资可能产生的影响后进行了经验分析。结果表明,1979—1997 年,工资与全要素生产率的增长基本一致;工资、出口均显著促进全要素生产率的提升;1998—2009 年,全要素生产率的增长偏离工资的增长,主要因为我国出口额大幅增加抵消了工资上涨给企业带来的压力,降低了企业的创新动力。

关键词:工资;全要素生产率;出口

中图分类号:F424.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)04-0026-11

一、引 言

新古典经济学(Vergeer 和 Kleinknecht, 2007)、内生增长理论(Romer, 1987)和有关高绩效工作系统(High Performance Work Systems)的研究文献(Madsen 和 Damania, 2001)都强调高工资的重要性,指出高工资会促进创新的产生。

中国 1979—2009 年工资年平均上涨 7.22%,全要素生产率年增长率为 3.5%。从图 1 中我们可以发现,1979—1997 年,工资增长与全要素生产率增长基本一致,在该期间内,工资和全要素生产率的年平均增长率分别为 4.15%和 4.06%;1998—2009 年,劳动力无限供给时代的结束,导致工资大幅提升(蔡昉、王美艳, 2007),年均增长率达到 12.58%,但同期全要素生产率的

收稿日期:2010-10-11

基金项目:国家软科学项目(2010GXS5D226);国家社科基金一般项目(10BJL042);教育部人文社会科学规划项目(09YJA790129);山东省自然科学基金重点项目(Z2009HZ001)

作者简介:张庆昌(1984—),男,南开大学经济学院博士研究生。

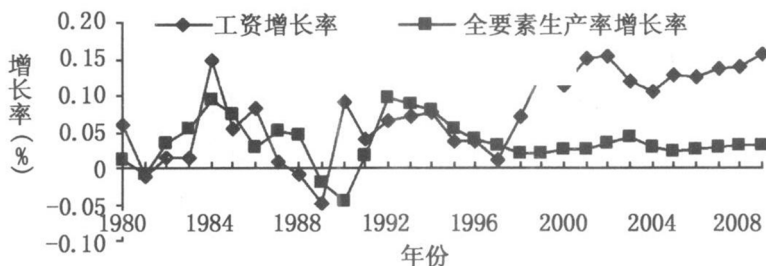


图1 中国全要素生产率和工资的增长率

增长率仅为 2.78%，不增反降。作为参照，美国 1970—2006 年全要素生产率和实际工资分别增长 1.9% 和 1.7%，2000—2007 年实际工资年均增长 2.5%，同期全要素生产率的增长率上升到 2.9% (Feldstein, 2008)。显然，中国工资的快速增长并没有带来全要素生产率的快速提升。在工资快速上涨的今天和提升企业技术、加快自主创新的时代背景下研究产生这一现象的原因，更具有重要的现实意义。

为什么 1998 年以后，工资的大幅提升没有促进全要素生产率的较快增长？基于扩展的 MD 模型 (Madsen 和 Damania, 2001)，本文对此问题进行了研究。研究认为，问题在于工资对全要素生产率和出口这两个方面都产生影响。本研究的贡献主要体现在两个方面：第一，我们使用中国省级面板数据来克服跨国数据可能存在的缺陷；第二，我们发现，我国工资与生产率之间存在与理论和他国数据不同的情况。我们试图从需求引致创新角度对该问题进行解释，从而丰富和拓展对此类问题的研究。

本文余下的内容结构安排如下：第二部分阐述本文的理论基础；第三部分构建计量模型和说明数据来源；第四部分采用两步系统广义矩方法分时段对中国 1979—2009 年动态面板数据进行统计检验；最后是本文的结论。

二、工资、出口与全要素生产率之间的关系

(一) 工资与全要素生产率的关系

边际生产率工资理论认为，工资由边际生产率决定。由于边际收益递减，生产要素的边际物质产品是递减的，厂商对某种生产要素的需求是根据利润最大化原则，由该生产要素的边际物质产品决定的。固然，工资的增长有其原因，从理论上讲，生产率可能影响工资。^①但是本文更关心的是工资影响全要素生产率的问题。

内生增长理论强调高工资的重要性。Romor (1987) 认为高工资是诱致创新的一种机制。他指出工资增长率下降会使企业创新下降，进一步导致知识溢出量减少。Kleinknecht (1998) 认为低工资策略降低了公司的创新积极性，

也使低创新能力的公司得以生存;同时指出由于较低的工资,荷兰将陷入低技术公司主导市场的境地。

新古典经济增长理论同样支持工资增长诱致技术进步的观点。Vergeer 和 Kleinknecht(2007)指出在企业寻求利润最大化的情况下,当劳动价格相对增加时,企业会使用更多的资本来替代劳动。要素比例的变化导致生产函数发生变化,当劳动的边际生产率等于既定的实际工资时,市场达到均衡。

(二)出口与全要素生产率的关系

Krugman(1979)分析了经济一体化对技术创新的作用,指出贸易竞争带来的出口增长给创新者带来的技术创新报酬是进一步刺激创新的重要力量,但是随着技术垄断期的结束,技术被广泛传播,技术差距缩小,此时竞争带来的压力又会迫使创新先发国进行新的技术研发。Grossman 和 Helpman (1991)、Keller(2002)等认为国际贸易可以带来 R&D 的技术溢出。Keller (2002)对 1970—1991 年世界 65%的制造业产品数据研究发现,中间品贸易促进了贸易国的技术进步。

国内学者李平和田朔(2010)将出口带来的技术溢出效应按渠道分为水平溢出效应和垂直溢出效应。水平溢出效应主要体现为出口部门和非出口部门间的水平链接效应;垂直溢出效应指通过不同产业或行业之间生产经营活动中存在的经济关系或联系,出口贸易对国内技术进步、产业结构调整产生影响。

(三)工资和出口对企业创新的影响

Kleinknecht 和 Naastepad(2001)认为,工资上涨较快时,企业会采用新技术设备替代旧设备,提高生产率;工资增长缓慢且出口量增幅较大时,企业没有动力去使用新技术设备。一国相对工资水平较低时,出口产品在国际市场中会拥有较大的竞争优势,占据较大的市场份额。这时,如果工资增长幅度较小,企业可以通过增加出口来维持原有利润,这样,工资上涨不会对企业造成压力,企业就没有动力去采用新的生产设备。工资上涨给企业带来的创新动力会因出口的大幅增加而被削弱,并不能带来资本生产率的提高(李平和张庆昌,2010)。

出口同样会对劳动生产率产生影响。许和连、栾永玉(2005)认为,出口贸易可以通过较显著的干中学效应、竞争效应与产业关联效应进行技术外溢。当工资上涨、企业利润降低时,企业会有动力通过干中学等渠道吸收国外的技术,进而提高企业的劳动生产率。当然,如果出口额增幅长期很大,出口量增加带来的利润增长会大于劳动力成本的上涨,那么企业学习国外先进技术的动力会下降。

以 1998 年为分界,之前工资和出口增长较平缓,但之后两者均大幅增加。经计算,1979—1997 年和 1998—2009 年,我国出口贸易总额年均增长

15.31%和20.42%,工资年均增长4.15%和12.58%。目前中国的工资相对较低,出口产品在国际市场上存在价格优势。虽然在考察的年份内,中国工资大幅提升,但是出口额增长幅度更大。工资上涨对企业形成压力可以迫使企业采用新的技术,提高生产率。但在工资上涨的同时,出口额也在增加且幅度更大,那么工资上涨就不会对企业造成压力,也就不会促使企业提高生产率。

三、计量模型的构建和变量选取

(一) 计量模型

工资通过创新影响资本和劳动的边际生产率。当工资较高时,企业有动力增加资本投入或采用新技术,雇用较少的工人。对劳动节约型技术的需求会促进新技术设备的使用、生产和创造。新机器设备或新技术设备往往比旧设备具有更高的生产率。Kleinknecht(1998)认为荷兰的低工资政策会阻碍熊彼特的“创造性毁灭”机制发挥作用,大量采用低技术的企业会依然存在,并预示荷兰将因低工资政策而陷入低创新能力的困境。企业的资本强度增大,单位工人所操作的机器数量会增加,从而带来劳动生产率的提高。

因此,我们用 $(wL)^a$ 和 $(wK)^b$ 分别来代表工资对劳动和资本的效率影响,即劳动效率和资本效率。根据以上的分析,我们建立下面的生产函数:

$$Y = Ae^{\lambda t} L^a K^b (wL)^a (wK)^b \quad (1)$$

其中, A 是常数, $e^{\lambda t}$ 代表希克斯中性技术进步。(1)式两边同除以 $(L^a K^b)$ 得全要素生产率:

$$TFP = Y / (L^a K^b) = Ae^{\lambda t} (WL)^a (WK)^b \quad (2)$$

(2)式仅代表生产率的供给方面(Madsen 和 Damania, 2001)。我们加入出口、市场规模和政府采购等影响生产率的需求因素,构建了下面的计量模型:

$$\ln P_{it} = \alpha \ln P_{it-1} + \beta_1 \ln(W \cdot L)_{it} + \beta_2 \ln(W \cdot K)_{it} + \beta_3 \ln Ex_{it} + \gamma_1 \ln Ma_{it} + \gamma_2 \ln Go_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示省份和时间, P 为全要素生产率, W 为实际工资, K 为资本存量, L 为劳动, Ex 为出口, Ma 为市场规模, Go 为政府采购, 对各变量取对数是为了避免可能存在的异方差性。 ϵ_{it} 是随机误差项, η_i 代表省别效应。将被解释变量的滞后项加入模型中主要考虑到:第一,全要素生产率的动态调节过程与区分长期和短期效应;第二,其他影响因素的遗漏。

我们通过构造 $W \cdot L$ 、 $W \cdot K$ 与出口的乘积来考察出口对工资作用机制的影响。引入出口使得模型更加符合中国实际情况。引入 $W \cdot L$ 、 $W \cdot K$ 与出口的乘积后,计量模型变为:

$$\ln P_{it} = \alpha \ln P_{it-1} + \beta_1 \ln(W \cdot L)_{it} + \beta_2 \ln(W \cdot K)_{it} + \beta_3 \ln Ex_{it} + \gamma_1 \ln Ma_{it}$$

$$+\gamma_2 \ln G_{oit} + l_1 \ln(W \cdot K) \times \ln Ex_{it} + l_2 \ln(W \cdot L) \times \ln Ex_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

张军和施少华(2003)的研究表明,1989年和1990年的TFP增长率为负。他们认为,这可能是中国政府为了应对当时日益严重的通货膨胀问题,实行了紧缩的经济政策所致;另外,当时世界经济不景气致使出口增长放慢,可能也是一个重要的原因。鉴于此,我们在估计中加入2个年份虚拟变量Dum89和Dum90。

(二)变量选取

考虑到数据的可得性,本文选取了中国大陆30个省、市和自治区(不包括重庆)1979—2009年的数据。模型中涉及的变量及其数据说明如下:

1. 全要素生产率

本文采用目前流行的非参数分析方法——DEA方法对中国各地区的全要素生产率进行测算。

省际产出通常以省际GDP水平表示。我们使用各省市1979年的名义GDP和各省市的GDP平减指数(上年=100)进行计算。数据来自历年《中国统计年鉴》。

按照张军等(2004)的方法,我们对资本存量进行计算。数据来自历年《中国统计年鉴》。

劳动力投入L以各省年底从业人员数量表示。用劳动力工作的小时数表示会更准确,但中国缺少这方面的统计,因而以投入的绝对数量表示。数据来自历年《中国统计年鉴》。

2. 工资

工资水平w以各省的职工平均工资替代,使用实际工资指数将其折算成以1979年为基期,数据来自历年《中国统计年鉴》。实际工资指数缺失的年份均按全国数据计算。变量w不应只包括工资,还应该包括各种劳动津贴等(Feldstein,2008),但是考虑到数据的可得性,本文仅使用工资数据。

3. 出口

我们使用各地区的货物出口总额度量出口额,并使用汇率和商品零售价格指数将其折算成以人民币为单位、以1979年为基期。数据来自历年《中国统计年鉴》和外汇管理局网站。

4. 其他控制变量

参照赵留彦等(2005),我们度量狭义货币M1为流通中的货币和活期存款之和,然后将M1乘以各省份GDP占全国GDP的比重,得到各省市的Ma。数据来自历年《中国统计年鉴》。

财政支出GO以地方财政一般预算支出表示,并经过商品零售价格指数折算成以1979年为基期数据。一般性预算支出与商品零售价格指数来自各

省统计年鉴和《中国统计年鉴》。

四、计量分析

(一) 计量方法

由于被解释变量的滞后项容易与误差项之间存在相关关系,固定效应估计和随机效应估计此时得出的结果都会有偏的。近年发展起来的动态面板广义矩方法(GMM)能较好地解决该问题。

本文选取各解释变量及各变量的滞后 3 期值作为 GMM 工具变量。GMM 估计的有效性有赖于工具变量的有效性。工具变量的有效性需要具备两个条件:第一,工具变量应与内生解释变量相关;第二,工具变量不能和随机扰动项相关。为此,我们对内生变量和工具变量进行联合显著性检验,判断工具变量与内生变量是否具有很强的相关性;使用 Sargan 检验方法判断工具变量与随机扰动项之间的相关性,即判断是否存在工具变量过度识别问题。

(二) 估计结果

1998 年之后,工资增长明显快于生产率增长,并且两者之间的差距加大。因此,我们将数据分为 1979—1997 年和 1998—2009 年两个阶段分别进行检验,并做对比分析。

我们使用两步系统广义矩方法估计两个时段的数据。各方程第一阶段的结果显示,各解释变量的 F 统计量相伴概率均为 0.000。这表明拒绝各解释变量滞后一期值为弱工具变量的原假设,即工具变量与各解释变量强相关。Sargan 检验结果显示,接受工具变量独立于 2SLS 估计残差的原假设,即过度识别检验是有效的。因此,符合工具变量的两个条件,系统广义矩估计工具变量是有效的。残差序列相关性检验表明,差分后的残差只存在一阶序列相关性而无二阶序列相关性,因此,从估计的结果可以断定原模型的误差无序列相关性。模型整体显著性检验的(Wald 检验)表明模型整体非常显著。每一种方法我们均进行了两次估计,初次估计中包含了各组解释变量,根据初次估计的结果我们逐步剔除了一些不显著的变量后,发现原来显著的变量更加显著,并且各变量的系数变化都不大,这说明模型很稳定。表 1 和表 2 分别报告了 1979—1997 年和 1998—2009 年的估计结果。

估计结果显示,全要素生产率滞后一期的系数显著为正,证实了全要素生产率的提升存在时滞特点。1979—1997 年,变量 $\ln Ma$ 和 $\ln Go$ 的系数都显著为正,表明国内需求对企业存在诱致创新效应,促进了我国的技术进步。企业自主经营后,为了满足消费者的需求,必定加大研发投入,促进技术创新。政府支出同样促进了技术进步,这可能是因为改革开放初期,政府部门对国外先进设备的购买带来了技术进步。1998—2009 年, $\ln Go$ 的系数为正但不显著,一个可能的解释是政府主要投资于基础设施等公共物品,其对全要素生产率

的提升没有直接效应。此外,各虚拟变量的系数显著为负,符合我们的预期,表明这些虚拟变量能控制宏观波动影响。

表 1 工资变动对全要素生产率影响的估计结果(1979—1997 年)

解释变量	模型(3)	模型(4)
	Two-step System GMM	Two-step System GMM
$\ln TFP_{it-1}$	0.3248*** (0.0145)	0.3056*** (0.0251)
$\ln(W \cdot L)$	-0.0254* (0.0029)	-0.0126 (0.0132)
$\ln(W \cdot K)$	0.0114** (0.0013)	0.0121*** (0.0026)
$\ln Ex$	0.0115** (0.0035)	0.0116** (0.0124)
$\ln(W \cdot L) \cdot \ln Ex$		0.0016* (0.0069)
$\ln(W \cdot K) \cdot \ln Ex$		0.0038** (0.0021)
$\ln Ma$	0.0240*** (0.0143)	0.0235*** (0.0115)
$\ln Go$	0.0302** (0.0045)	0.0310** (0.0085)
c	-0.0017*** (0.0028)	-0.0035*** (0.0004)
Dum89	-0.0832*** (0.0048)	-0.0855*** (0.0076)
Dum90	-0.0582*** (0.0025)	-0.0640*** (0.0061)
Sargan 检验值	32.46	35.21
联合显著 Wald P 值	0.0000	0.0000
AR(1)p 值	0.0029	0.0021
AR(2)p 值	0.3562	0.4273

注:括号内为标准差,*、**和***分别代表10%、5%和1%水平下变量显著;假定虚拟变量为外生变量,其他变量我们均假定具有内生性。表2同。

模型(3)的结果显示,1979—1997 年工资通过劳动生产率对全要素生产率的影响为负,但只通过 10%的显著性检验。相比之下,1998—2009 年,该影响为正。这可能是因为改革初期普通劳动力比较充裕,企业没有动力去培训员工,这时人力资本相对较低。此外,改革开放初期,政企不分,企业不能自主经营、自负盈亏;企业没有活力,对价格机制的反应淡漠,甚至无任何反应。这样当工资上涨时,企业财务负担加重,更没有动力培训职工以提高劳动生产率。1998 年之后,随着教育水平的提高,人力资本逐步得到提高。同时,在寻求更好工作机会的动力下,劳动力本身也注意自身素质的提升。

模型(3)结果显示,工资通过资本生产率对全要素生产率的影响由 1979—1997 年的显著为正变为 1998—2009 年的显著为负。这与我们的预期相

表 2 工资变动对全要素生产率影响的估计结果(1998—2009 年)

解释变量	模型(3)		模型(4)	
	Two-step System GMM		Two-step System GMM	
$\ln TFP_{it-1}$	0.4068*** (0.0133)	0.5117*** (0.0070)	0.3218*** (0.0328)	0.3452*** (0.0301)
$\ln(W \cdot L)$	0.0302* (0.0002)	0.0314** (0.0008)	0.0254** (0.0031)	0.0261*** (0.0030)
$\ln(W \cdot K)$	0.0151 (0.0013)	0.0124* (0.0010)	0.0127* (0.0112)	0.0051* (0.0096)
$\ln Ex$	0.0011*** (0.0022)	0.0031*** (0.0012)	0.0010*** (0.0010)	0.0012*** (0.0015)
$\ln(W \cdot K) \cdot \ln Ex$			-0.0015*** (0.0024)	-0.0016*** (0.0051)
$\ln(W \cdot L) \cdot \ln Ex$			0.0021** (0.0120)	0.0035*** (0.0019)
$\ln Mo$	0.0774*** (0.0102)	0.0437*** (0.0048)	0.0558*** (0.0058)	0.0434*** (0.0023)
$\ln Go$	0.0107 (0.0012)		0.0130 (0.0068)	
c	0.0002*** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)	-0.0015*** (0.0010)	-0.0016*** (0.0008)
Sargan 检验值	28.52	24.53	24.76	26.51
联合显著 Wald P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(1)p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.000
AR(2)p 值	0.1710	0.4823	0.2596	0.5210

反。1979—1997 年,工资年平均增长 4.15%,而 1998—2007 年,工资年平均增长 12.58%。根据前面的理论分析,工资大幅提升可诱致企业采用新的机器设备,从而提升资本生产效率。这可能与我国改革开放初期的技术引进有关。以大中型工业企业为例,技术引进费用占产品销售收入的比重由 1991 年的 0.76%降为 1997 年的 0.65%再到 2007 年的 0.18%。这样,虽然 1979—1997 年,工资上涨幅度相对较小,但较大规模的技术引进同样会提高资本生产率。

模型(3)显示,1979—1997 年 $\ln(W \cdot L)$ 的系数仅通过 10% 的显著性水平检验,加入交叉项 $\ln(W \cdot L) \cdot \ln Ex$ 后, $\ln(W \cdot L)$ 变为不显著,而交叉项 $\ln(W \cdot L) \cdot \ln Ex$ 的系数也仅通过 10% 的显著性水平检验。这说明工资提升通过劳动生产率对全要素生产率的影响不显著,出口对劳动生产率渠道的影响也不显著。表 2 显示,与 1979—1997 年相比,1998—2009 年结果完全相反,工资通过劳动生产率对全要素生产率的影响显著为正,出口对劳动力渠道的影响显著为正且逐年增加。

表 1 显示,1979—1997 年,工资上涨通过物质资本对全要素生产率的影响显著为正,促进了全要素生产率的提高。加入交叉项 $\ln(W \cdot K) \cdot \ln Ex$ 后, $\ln(W \cdot K)$ 的显著性进一步加强,并且 $\ln(W \cdot K) \cdot \ln Ex$ 的系数为正。这

表明工资通过物质资本对全要素生产率的影响逐年增大;出口的增加,通过物质资本促进了全要素生产率的提升。1998年之后, $\ln(W \cdot K)$ 的系数为0.0124,仅通过10%的显著性水平检验。这表明工资对通过物质资本对全要素生产率的影响不明显。这印证了前面的分析:相对工资比较低,虽然工资上涨,但不足以对公司的利润构成威胁。另一方面,人力资本水平过低,当工资上涨时,企业没有能力提升过程创新水平。这部分解释了1998年之后,工资增长快于全要素生产率增长的现象。加入交叉项 $\ln(W \cdot K) \cdot \ln Ex$ 后, $\ln(W \cdot K)$ 的系数进一步变为0.0051。计算结果表明, $\ln(W \cdot K)$ 对全要素生产率的影响为负且逐年加大。这说明出口阻碍了工资对全要素生产率的影响机制,验证了前面的理论分析。

模型(3)结果显示,1979—1997年出口对全要素生产率的作用显著为正,促进了我国技术进步。1998—2009年,出口对全要素生产率的作用有正有负(见表3),这与姚洋和张晔(2008)的结论一致。他们对1992—2002年数据分析得出,全国以及江苏省的出口品国内技术含量迅速下降,而且全部技术含量也没有显著提高,广东省的产品国内技术含量无论在省级层面还是部门层面上,都呈现出先下降后上升的V形动态变化。广阔的海外市场可以保证企业的利润,降低了企业创新的动力。凭借低廉的劳动力,中国的出口产品拥有巨大的海外市场。2007年中国的贸易依存度为66.2%。正是巨大的世界市场使得企业在低技术情况下大规模扩张,挤占了更多有限的资源从而延缓了中国的技术进步。

表3 出口对全要素生产率的影响结果(1998—2009)

$\beta_3 + l_1 \ln(W \cdot K) + l_2 \ln(W \cdot L) > 0$	$\beta_3 + l_1 \ln(W \cdot K) + l_2 \ln(W \cdot L) < 0$
北京、福建、广东、江苏、辽宁、山东、上海、浙江、天津、河北、湖北、湖南、吉林、海南、安徽、河南	黑龙江、江西、山西、甘肃、广西、贵州、内蒙古、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南、西藏

五、结 语

中国的工资相对较低,成本优势使产品在国外市场具有很大的竞争优势。只要存在成本优势,企业完全可以通过大规模地增加出口,抵消工资上涨给企业带来的成本压力,从而仍然保持原有利润。这样企业就没有动力去进行创新或者使用新的机器设备,从而阻碍了我国技术进步。为此,本文利用两步系统广义矩方法分时段检验了工资对全要素生产率的影响。实证结果表明:全要素生产率的增长偏离工资的增长,这主要是因为工资通过物质资本对全要素生产率的影响不明显以及出口对该机制的影响为负。此外,出口本身对我国技术进步的影响是非线性的,国内需求显著促进了我国的技术进步,政府采购对我国的技术进步影响不明显。

* 本文同时也受到山东大学自主创新基金项目资助。

注释:

①Madsen 和 Damania(2001)认为,从实际情况看工资的变动并不是由生产率的变动引起的。可见,生产率是否影响工资存在争议。为确保估计结果的准确性,在实证分析中,本文使用 GMM 以避免工资存在内生性。

参考文献:

- [1]蔡昉,王美艳.劳动力成本上涨与增长方式转变[J].中国发展观察,2007,(4):14—16.
- [2]李平,张庆昌.工资上涨与全要素生产率的相对下降:1952—2008[J].南开经济研究,2010,(3):49—63.
- [3]李平,田朔.出口贸易对技术创新影响的研究:水平溢出与垂直溢出——基于动态面板数据模型的实证分析[J].世界经济研究,2010,(2):44—48.
- [4]姚洋,张晔.中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据[J].中国社会科学,2008,(2):67—82.
- [5]赵留彦,王一鸣.货币存量与价格水平:中国的经验证据[J].经济科学,2005,(2):26—38.
- [6]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.
- [7]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004,(10):35—44.
- [8]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115—143.
- [9]Feldstein M. Did wages reflect growth in productivity? [J]. Journal of Policy Modeling, 30(4): 591—594.
- [10]Grossman G, Helpman E. Innovation and growth in the global economy[M]. Cambridge, Mass: MIT Press, 1991.
- [11]Kleinknecht A. Is labor market flexibility harmful to innovation[J]. Cambridge Journal of Economics, 1998, 22(3): 387—396.
- [12]Kleinknecht A, Naastepad C. How the Netherlands achieved full employment[R]. Working Paper, Delft: University of Technology, 2001.
- [13]Krugman P. Increasing returns, monopolistic competition and international trade[J]. Journal of International Economics, 1979, 9(4): 469—479.
- [14]Leonard J. Carrots and sticks: Pay, supervision, and turnover[J]. Journal of Labor Economics, 1987, 5(4): s136—s152.
- [15]Madsen J, Damania R. Labour demand and wage-induced innovations: Evidence from the OECD countries[J]. International Review of Applied Economics, 2001, 15(3): 323—334.
- [16]Mao W, Won W. Productivity growth, technological progress, and efficiency change in Chinese agriculture after rural economic reforms: A DEA approach[J]. China Economic

Review, 1997, 8(2): 157—174.

- [17] Özmucur S. Wage and productivity differentials in private and public manufacturing: The case of turkey[R]. EconWPA in its series Industrial Organization, No. 0303002, 2003.
- [18] Romer P M. Crazy explanations for the productivity slowdown[M]. NBER Macroeconomic Annual, 1987, 2: 163—201.
- [19] Vergeer R, Kleinknecht A. Jobs versus productivity? The causal link from wages to labour productivity growth[R]. Working Paper, Delft: University of Technology, 2007.
- [20] Keller W. Trade and the transmission of technology[J]. Journal of Economic Growth, 2002, 7(1): 5—24.

Wages, Export Trade and Total Factor Productivity: From 1979 to 2009

ZHANG Qing-chang

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: This paper calculates provincial total factor productivity from 1979 to 2009 by DEA. It finds that the growth of TFP deviates from the growth of wages in China, which contradicts the study of Madsen and Damania in 2001. Therefore, with the actual situation in China, this paper theoretically analyzes this issue from the angle of demand-led innovation. Then it makes empirical study after the control of the possible effects of TFP on wages by two-step system GMM. The results show that, from 1979 to 1997, the growth of wages is consistent with the growth of TFP and wages and exports have significantly positive effects on TFP. From 1998 to 2009, the growth of TFP deviates from the growth of wages mainly owing to a large increase in our exports which offsets the pressure of increasing wages and weakens the innovational motivation of firms.

Key words: wage; total factor productivity; export

(责任编辑 周一叶)