

---

---

# 人民币汇率调整与制造业技术进步

徐 涛 万解秋 丁匡达\*

---

**内容提要** 人民币汇率长期调整会改变国内外相对价格,促使企业调整发展策略,影响行业技术进步和转型升级的进程。本文在现有研究的基础上,考虑了厂商的资本调整成本,构建了包含技术更新资本和生产制造资本的生产函数,估算了中国制造业行业实际汇率,分析了人民币汇率调整通过行业实际汇率变动对中国制造业技术进步产生的影响。研究表明,行业实际汇率升值对中国制造业全要素生产率具有非对称性影响,资本密集型行业的资本-劳动比率偏高,资本调整成本过大,升值难以引起技术水平的提升;在劳动密集型行业中,资本调整成本不高,行业实际汇率的适度升值能够推动行业的技术进步。

**关键词** 行业实际汇率 技术进步 全要素生产率 资本-劳动比率

---

## 一 引言

最近十多年来,在出口导向型发展战略下,中国制造业发展迅速,制造业增加值占中国所有行业总增加值的比重达到 1/3 左右,占中国第二产业增加值的 2/3 以上,中国已经成为一个制造业大国。但是,制造业的空前发展也带来一系列问题,出口导向

---

\* 徐涛:苏州大学东吴商学院 复旦大学应用经济学博士后流动站 电子信箱:tylerxu@sina.com;万解秋:苏州大学东吴商学院 江苏省苏州市东环路 50 号苏州大学商学院 215021 电话:(0512)62520932;丁匡达:北京大学经济学院。

本文得到教育部人文社科研究项目“后危机时期人民币汇率对制造业产业升级的影响”(10YJA790313)、中国博士后科学基金面上项目“汇率调整与制造业产业升级”(2012M511020)、江苏省高校哲学社会科学项目“开放经济下江苏省产业集群创新战略研究”(08SJD7900036)的资助。本文还是苏州大学 211 工程资助项目的研究成果之一。

型发展模式的可持续性受到广泛质疑(唐翔,2009)。一是制造业的产品附加值不高,制造业规模扩张造成了巨大的资源耗费,原有的粗放式发展模式难以为继,中国制造业生产率亟待提升,以实现转型升级。二是制造业的出口导向型发展模式在带来巨额贸易顺差的同时,也加大了人民币升值压力,增大了中国制造业产品在国际市场的竞争压力。2008年国际金融危机爆发以来,人民币升值和制造业转型的双重压力更加突出,人民币汇率体制改革和加快制造业产业升级已刻不容缓。在中国经济发展总体战略的指导下,人民币汇率体制改革必须与产业政策相协调,人民币汇率体制改革应当有助于实现制造业产业结构优化。

理论上说,本币汇率调整会改变产品的国内外相对价格,在一定程度上影响国际市场的竞争格局,厂商原有的生产经营模式受到挑战,有可能产生技术升级、降低成本的内在发展需求,推动制造业技术进步。从中国具体情况来看,人民币汇率体制改革将提高汇率弹性。在未来更富有弹性的汇率安排下,中国经济的持续增长必然推动人民币的长期升值。但是,不同行业中厂商的主要贸易对象不同,贸易对象国的物价水平也存在差异,产品的国内外相对价格差异较大,因此汇率对厂商乃至行业的影响也不同。如果能够构建行业层面上的实际汇率,就可以更有效地反映汇率对制造业行业的差异性影响(Goldberg,2004)。从政策角度来说,如果行业实际汇率能够影响行业技术升级进程,那么在人民币名义汇率一定的情况下,就可以通过选择贸易对象等方式影响行业实际汇率,推动行业技术进步。因此,有必要测算中国制造业的行业实际汇率,厘清汇率调整对制造业产业升级的影响机制。

本文将在现有研究的基础上,构建包含技术更新投入和生产制造投入的制造业生产函数,考虑资本调整成本因素,分析企业最优决策下汇率调整对企业技术进步的影响机制,并利用中国和主要贸易对象国制造业的历史数据,测算行业实际汇率,运用面板数据模型分析汇率调整对中国制造业全要素生产率的影响。

本文结构安排如下:第二节回顾相关文献,第三节是理论模型分析,第四节说明经验分析的方法与数据,第五节报告检验结果,最后是简短的结论。

## 二 文献综述

汇率和技术进步的关系受到学术界的广泛关注,Balassa(1964)和Samuelson(1964)从开放部门和封闭部门角度的分析认为,生产率的部门差异会导致汇率偏离购买力平价,开放部门生产率水平高的国家货币将被高估,这一现象被称为“巴拉萨-

萨缪尔森效应”。但是,汇率对技术进步影响方面的研究相对较少,早期的研究大多从需求角度入手,没有考虑供给因素。Krugman(1989)和Porter(1990)从市场需求角度分析了本币汇率对技术进步的影响机制,指出本币升值会影响企业现有的市场需求,迫使企业加快技术更新,从而引起技术进步和产业升级。近年来,建立在新凯恩斯主义理论基础上的新开放宏观经济模型得到了越来越多的应用,许多学者开始在新凯恩斯主义理论框架下考察汇率对技术进步的影响,如Aghion等(2009)考虑了金融市场摩擦问题,Benhima(2010)考虑了劳动力市场问题。Aghion等(2009)在包含黏性工资的开放经济模型框架下,从汇率对投资等中间变量的影响入手,考察了汇率对技术进步的影响。对于金融发展程度较高的国家来说,富有弹性的汇率安排能够提升劳动生产率。因此,汇率调整对劳动生产率的影响效应存在非对称性特征。Benhima(2010)发现,在劳动力市场发展程度不同的国家,汇率的稳定对劳动生产率乃至技术升级的影响也是不同的。但是,现有研究没有涉及厂商的资本调整成本问题,难以准确刻画汇率调整对厂商行为的影响机制。

从研究对象来看,大多数文献以发达国家为研究对象(Garber和Svensson,1995),近年来发展中国家开始受到更多关注。Courchene和Harris(1999)及Grubel(1999)利用加拿大的历史数据考察了汇率调整的影响,发现加元的过度贬值延缓了加拿大的产业升级进程,拉大了加拿大和美国的技术差距。发展中国家汇率制度的选择是经济发展进程中一项重要课题,针对发展中国家的研究大多考察了汇率制度选择对技术进步的影响,证明了汇率制度对技术进步的影响方向由经济发展水平决定,因而汇率对技术进步的影响具有非对称性特征。Husain等(2005)研究了不同经济发展水平下汇率弹性对生产率的影响,指出发达国家实施有弹性的汇率制度能够有效地提升生产率,而发展中国家实施这一制度效果不显著。Dubas等(2005)进而采用了更加细分的汇率制度划分标准,得出了与Husain等(2005)不同的结论,他们发现汇率的稳定对发展中国家生产率进步具有积极的影响,而对发达国家没有显著影响。目前针对中国的研究还不多,Jeanneney和Hua(2003)利用DEA方法估算了中国各省区的全要素生产率,发现人民币实际汇率升值对各省区全要素生产率产生了微弱的负面影响。

从样本选择来看,早期研究大多利用宏观数据为样本展开分析,近年来越来越多的学者从行业角度研究汇率调整对技术升级的影响。Fung(2008)利用台湾地区分行业企业数据,分析了汇率调整对不同行业技术进步的影响。本币升值会减少部分行业的出口,引起企业破产,但是也会刺激部分行业的内销,本币升值对企业销售和生产率的最终影响取决于出口和国内销售净变化。Leung和Yuen(2010)从单个行业角度分

析了汇率对技术进步的影响,发现加元贬值降低了加拿大机械设备产业的资本劳动比率,但加元贬值对劳动生产率的影响很小。现有文献没有考虑各行业实际汇率的差异,无法反映汇率对不同制造业行业技术进步的差异性影响。

本文将在 Leung 和 Yuen(2010)模型的基础上,在理论分析中引入资本调整成本的影响,考察在存在资本调整成本的情况下汇率对制造业技术进步的影响机制;在经验分析中测算制造业各行业的实际汇率,分析不同行业实际汇率的差异,从而进一步研究汇率调整对制造业各行业技术进步的非对称性影响。

### 三 理论模型

为了便于分析,本文作如下假设:第一,存在一个典型的出口产品制造商,该厂商投入资本和劳动,产品用于出口。<sup>①</sup> 第二,本文根据 Bernstein 和 Mamuneas(2005)及 Lee 和 Kim(2006)的研究,将资本的用途分为技术更新和生产制造,厂商通过调整技术更新投入、生产制造投入和劳动投入量,实现利润最大化。技术更新投入主要用于研发、引进先进的机器设备,生产制造投入用于购买直接用于生产的原材料。厂商技术进步反映了厂商可以用更少的投入得到更多的产出,而不仅仅指劳动生产率的提高。第三,厂商改变技术更新资本投入和生产制造资本投入会产生资本调整成本。第四,假设该国采用有管理的浮动汇率制度,汇率在很大程度上受政府干预,为模型的外生变量。汇率以直接标价法表示,出口商品以外币标价,厂商无法影响国际市场价格。此外,本文将产品的国内价格标准化为 1。

该厂商的实际利润等于出口的实际总收入减去资本和劳动的实际成本以及资本调整成本,本文在 Leung 和 Yuen(2010)方法的基础上加入资本调整成本,将厂商的目标函数表示为:

$$\max \Pi_t = q_t P_{F,t} Y_t - rK_t - wL_t - CAC_t \quad (1)$$

其中,  $\Pi_t$ 、 $Y_t$ 、 $K_t$ 、 $L_t$  和  $CAC_t$  分别表示厂商利润、产量、资本投入、劳动总量和资本调整成本,  $q_t$  为以直接标价法表示的汇率。 $r$  和  $w$  为实际利率和实际工资率,它们受一国经济和金融市场发展程度的影响。本文假定这些参数外生,以考察特定的经济发展阶段汇率调整对制造业行业技术进步的影响。由于国内价格标准化为 1,国际市场价格( $P_{F,t}$ )实际上等于该产品的国内外比价,(1)式中名义汇率与国际市场相对价格的乘积( $q_t \cdot P_{F,t}$ )等于行业的实际汇率( $exr_t$ )。由(1)式可见,在其他因素不变的情

<sup>①</sup> 当然,现实中厂商将部分产品用于出口,此时汇率调整对技术进步的影响程度将有所下降,但影响机制不变。为了便于分析,我们仅仅考虑产品全部用于出口的情况。

况下, 本币升值将减少出口收入的本币价值, 从而减少厂商的实际利润。

假定厂商具有科布-道格拉斯式生产函数, 即:

$$Y_t = A_t \cdot K_{M,t}^\alpha \cdot L_{M,t}^\beta \quad (2)$$

其中,  $A_t$  表示该厂商的技术水平,  $K_{M,t}$  表示该厂商的生产制造资本投入量,  $L_{M,t}$  表示厂商用于生产制造的劳动投入量,  $\alpha$  和  $\beta$  分别表示用于生产制造的资本和劳动投入对产出的贡献率。

根据前提假设和现有研究, 厂商技术进步的速度受技术更新投入和用于技术更新人力资本投入的影响 (Jones, 1995; Hornstein 和 Peled, 1998), 技术函数可以表示为:

$$A_t = A_0 \cdot K_{R,t}^\xi \cdot L_{R,t}^\lambda \quad (3)$$

其中,  $A_0$  为初始技术水平,  $K_{R,t}$  表示该厂商用于技术更新的资本投入量, 参数  $\xi$  反映了研发效率, 且  $\xi > \alpha$ , 技术更新资本对产出的贡献比生产制造资本大。  $L_{R,t}$  为用于技术更新的人力资本投入。  $\lambda$  为研发人力资本投入对厂商技术进步的影响系数, 且  $\xi$  和  $\lambda$  均大于 0。

对于厂商来说, 其当年的研发资本存量 ( $K_{R,t}$ ) 等于原有研发资本存量 ( $K_{R,0}$ ) 加上当年研发投资 ( $I_{R,t}$ ), 即:

$$K_{R,t} = K_{R,0} + I_{R,t} \quad (4)$$

根据 Bernstein 和 Mamuneas (2005) 及 Lee 和 Kim (2006) 的研究, 生产制造资本投入 ( $K_{M,t}$ ) 和技术更新投入 ( $K_{R,t}$ ) 之和为厂商的总资本 ( $K_t$ ), 即:

$$K_{M,t} + K_{R,t} = K_t \quad (5)$$

在一国经济金融发展水平不高的情况下, 厂商往往面临资本硬约束。此时, 由于资本总量一定, 用于技术更新的资本投入越多, 可用于生产制造的资本就越少。

对于厂商来说, 由于资本投入会形成沉淀成本, 因此, 改变生产制造资本和技术更新资本的比重、调整资本结构就会产生资本调整成本。一般来说, 资本调整的规模越大, 调整成本就越高。多数研究认为, 资本调整成本比劳动调整成本大得多 (Hall, 2004), 因此, 本文忽略劳动调整成本。同时, 对于资本密集度较高的厂商来说, 厂商对资本的依赖更大, 改变生产制造资本投入会极大地影响产出, 其资本调整成本更高 (Chakrabarti, 2009)。在总投资量一定的情况下, 如果厂商新增技术更新投资, 就必须减少生产制造投资。因此, 厂商的资本调整成本可以表示为资本-劳动比率和新增技术更新投资的函数, 即:

$$CAC_t = \frac{\sigma K_{M,t}}{L_{M,t}} I_{R,t} \quad (6)$$

其中,  $\sigma$  为参数。由以上各式, 可以得到厂商利润最大化时的一阶欧拉方程:

$$exr_t \cdot A_0 \cdot \alpha \cdot (K_{R,0} + I_{R,t})^\xi \cdot L_{R,t}^\lambda \cdot K_{M,t}^{\alpha-1} \cdot L_{M,t}^\beta - r - \frac{\sigma \cdot I_{R,t}}{L_{M,t}} = 0 \quad (7)$$

(7)式表明,当厂商的生产制造资本投入等于其边际成本时,厂商生产达到最优水平,可以实现利润最大化。显然,由于存在资本调整成本,只有当生产制造资本投入的边际产出更高时,厂商才会增加生产制造投资,否则就会增加技术更新资本投入。

由(7)式,假定其他因素不变,可以得到利润最大化时厂商的最优技术更新资本投入与汇率之间的关系,即:

$$\frac{\partial I_{R,t}}{\partial exr_t} = \frac{\Phi \cdot (K_{R,0} + I_{R,t})}{\frac{\sigma}{L_{M,t}} KL_t - \xi \cdot \Phi \cdot exr_t} \quad (8)$$

其中,  $\Phi = A_0 \cdot \alpha \cdot (K_{R,0} + I_{R,t})^{\xi-1} \cdot L_{M,t}^{\alpha+\beta-1}$ , 且  $KL_t = K_t/L_t$ , 为厂商的资本-劳动比率。一般来说,对于资本密集型行业来说,  $KL_t$  较大,因此  $\frac{\partial I_{R,t}}{\partial exr_t}$  大于0,本币实际汇率升值,  $exr_t$  下降,技术更新投资就会减少,厂商减少技术更新资本;在劳动密集型行业中,  $KL_t$  较小,  $\frac{\partial I_{R,t}}{\partial exr_t}$  就会小于0,行业实际汇率升值,技术更新资本投入上升。这是因为,当本币实际汇率升值时,厂商出口减少,为了维持利润最大化,厂商有两个选择,一是减少生产制造资本投入,增加技术更新投入,通过技术更新提升利润;二是压缩技术更新投入,通过增加生产制造资本投入以扩大生产规模,增加利润。对于资本-劳动比率高的行业,也就是资本密集型行业来说,由于存在资本调整成本,减少生产制造资本投入、增加技术更新资本投入会带来较高的资本调整成本,不利于利润的增加。相反,对于劳动密集型行业来说,资本调整成本相对较低,增加技术更新投入对利润的提升作用更大。因此,在本币实际汇率升值时,资本-劳动比率高的厂商会减少技术更新投入。由(3)式和(8)式,可以得到厂商技术进步与行业实际汇率之间的关系:

$$\frac{\partial (A_t/A_0)}{\partial exr_t} = \frac{\Phi \cdot (K_{R,0} + I_{R,t})^{\xi} \cdot L_{R,t}^{\lambda}}{\frac{\sigma}{L_{M,t}} KL_t - \xi \cdot \Phi \cdot exr_t} \quad (9)$$

由(9)式可见,汇率调整能够影响制造业厂商技术进步,但其影响是复杂的,具有非对称性特征。行业的资本-劳动比率不同,行业实际汇率对各行业技术更新投入和技术进步的影响也将存在很大差异。对于资本密集型行业来说,资本-劳动比率 ( $KL_t$ ) 较高,厂商对生产制造资本的依赖更大。由于生产制造资本大多具有专用性 (specificity) 特征,减少生产制造投入、增加技术更新投入带来的资本调整成本过高,厂商无法在短期内迅速地实现资本投入结构的调整。因此,行业实际汇率升值后资本密集型行业中的厂商难以立即增加技术更新投入,技术进步受到的影响较为有限。但

是,在劳动密集型行业中,资本-劳动比率( $KL_t$ )较低,厂商对生产制造资本的依赖度相对较低,资本调整成本不大,行业实际汇率升值后厂商可以立即增加技术更新投入,从而促进行业技术进步。

#### 四 方法与数据

在理论分析的基础上,本文将运用经验分析方法研究人民币汇率对中国制造业行业全要素生产率的影响。

##### (一)研究方法

本文测算制造业的行业实际汇率,再利用数据包络方法估算中国制造业行业2002~2010年的全要素生产率,最后利用面板数据模型分析行业实际汇率对制造业行业的影响,同时还将进行稳健性检验。

1. 我们根据 Goldberg(2004)的方法,分两步计算行业实际汇率。第一步,先计算人民币对制造业行业主要贸易伙伴的实际汇率。实际汇率的计算公式为:

$$rer_{i,t} = ner_{i,t} \frac{CPI_{i,t}}{CPI_{C,t}} \quad (10)$$

其中, $rer$ 和 $ner$ 分别表示实际汇率和名义汇率,均以直接标价法表示。 $CPI$ 为消费者价格指数,中外 $CPI$ 均是以2001年为基期的年度同比数据。下标 $i$ 和 $t$ 分别表示第 $i$ 个贸易伙伴和第 $t$ 年。第二步,再计算行业实际汇率。行业实际汇率等于中国与各贸易伙伴国的贸易量为权重的加权平均实际汇率:

$$exr_{j,t} = \sum_{i=1}^N w_{i,j,t} \cdot rer_{i,t} \quad (11)$$

其中, $exr_{j,t}$ 表示第 $j$ 个行业在第 $t$ 期的实际汇率, $w_{i,j,t}$ 表示第 $j$ 个行业在第 $t$ 期与第 $i$ 个贸易伙伴的贸易量在该行业总贸易量中所占权重。本文将根据世界贸易组织(WTO)统计的行业贸易指标计算权重。

2. 本文利用DPIN1.1软件,根据中国28个制造业行业的工业增加值、资产规模、劳动、工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和平均工资等数据,估算2002~2010年中国制造业行业的全要素生产率。DPIN1.1软件采用O'Donnell(2010)的数据包络方法,将行业工业增加值的增长分解为贸易条件(价格)的增长和全要素生产率的增长。与传统方法相比,O'Donnell(2010)方法考虑了价格因素,有效地克服了非市场因素对全要素生产率估算结果的扭曲。根据O'Donnell(2010)的方法,第 $j$ 个行业

在第  $t$  期的盈利指数 ( $PROF_{j,t}$ ) 可以表示为产出价值与投入成本的比率:

$$PROF_{j,t} = \frac{P_{j,t} \cdot Q_{j,t}}{W_{j,t} \cdot X_{j,t}} \quad (12)$$

其中,  $Q_{j,t}$ 、 $P_{j,t}$ 、 $X_{j,t}$  和  $W_{j,t}$  分别表示行业的工业增加值、行业工业品出厂价格、生产投入和投入品价格。行业第  $t$  期盈利指数的增长可以分解为贸易条件和全要素生产

$$prof_j = \frac{PROF_{j,t}}{PROF_{j,t-1}} = \frac{P_{j,t} Q_{j,t} / (W_{j,t} X_{j,t})}{P_{j,t-1} Q_{j,t-1} / (W_{j,t-1} X_{j,t-1})} \quad (13)$$

率的组合:

$$= \frac{P_{j,t} / P_{j,t-1}}{W_{j,t} / W_{j,t-1}} \cdot \frac{Q_{j,t} / Q_{j,t-1}}{X_{j,t} / X_{j,t-1}} = TT_j \cdot TFP_j$$

其中  $TT_j$  和  $TFP_j$  分别表示第  $j$  个行业贸易条件的变化和全要素生产率的增长, (13) 式反映了全要素生产率和投入、产出之间的数量关系, O'Donnell (2010) 利用 (13) 式估算全要素生产率。<sup>①</sup> 本文以资产、劳动作为投入, 以工业增加值作为产出, 以资产价格指数、工资与上年同比指数作为投入价格, 以工业品出厂价格指数作为产出价格估算各行业的全要素生产率。

3. 本文的理论模型分析了行业实际汇率对制造业行业技术进步的非对称性影响机制, 考虑到 (9) 式中包含较多未知参数, 无法直接运用经验分析方法进行估计, 本文将构建简化的经验分析模型, 考察资本-劳动比率不同的行业中实际汇率对制造业行业技术进步的影响, 验证理论分析的结论。本文利用面板数据模型分析行业实际汇率对制造业全要素生产率的影响, 为了考察行业实际汇率对不同类型行业全要素生产率的影响, 我们在利用全样本数据进行分析之后, 还根据行业的平均资本-劳动比率指标对制造业行业进行分组, 将行业平均资本-劳动比率高于全部行业平均水平的划为高比率组, 低于平均水平的行业划为低比率组, 研究行业实际汇率对分组指标的影响。<sup>②</sup> 本文在经验分析中, 同时运用最小二乘法 (OLS) 和广义矩 (GMM) 方法估计模型参数。由于本文的经验分析包含了全部 28 个制造业行业, 且制造业行业全要素生产率可能存在行业截面差异和时间差异, 我们在 OLS 方法中包含了截面-时间固定效应, 利用 White 方法进行异方差调整, 同时利用截面-时间固定效应 F 检验验证模型是

① 由于篇幅限制, 详细的估算方法在此不具体列出, 详见 O'Donnell (2010)。

② 高比率组包括通用设备制造业、专用设备制造业、电气机械及器材制造业、造纸及纸制品业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、饮料制造业、医药制造业、化学原料及化学制品制造业、交通运输设备制造业、有色金属冶炼及压延加工业、化学纤维制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、烟草制品业, 低比率组包括皮革毛皮羽毛(绒)及其制品业、纺织服装、鞋、帽制造业、文教体育用品制造业、家具制造业、木材加工及木竹藤棕草制品业、纺织业、金属制品业、塑料制品业、印刷业和记录媒介的复制、仪器仪表及文化办公用机械制造业、橡胶制品业、非金属矿物制品业、食品制造业、农副食品加工业。



否存在截面-时间固定效应。根据巴拉萨-萨缪尔森效应,技术变动会影响汇率,全要素生产率的变化也会影响汇率,用行业实际汇率作为自变量、以行业全要素生产率作为因变量可能使模型产生内生性问题,降低模型估计结果的有效性。为了克服模型可能存在的内生性问题,我们将运用 GMM 方法估计模型参数。在 GMM 方法中,我们根据 Miguel 等(2004)的方法,选择自变量的一阶和二阶滞后项作为工具变量。为了验证工具变量选择的有效性,我们再运用 Sargent-Hansen 检验的 J 统计量进行过度识别检验。Sargent-Hansen 检验的原假设是模型不存在过度识别问题,工具变量选择有效,可以克服模型内生性问题。

由于全要素生产率是反映行业技术水平进步的动态指标,本文相对应地以行业实际汇率与上年的变化率作为行业汇率指标,反映行业实际汇率的变动。模型如下:

$$TFP_{j,t} = c_0 + c_1 \cdot dlexr_{j,t} + c_2 \cdot CONT_{j,t} + \mu_{j,t} \quad (14)$$

其中,  $dlexr_{j,t} = \log(exr_{j,t}) - \log(exr_{j,t-1})$ , 衡量行业实际汇率的变化率。当  $dlexr_{j,t} > 0$  时,行业实际汇率贬值;当  $dlexr_{j,t} < 0$  时,行业实际汇率升值。 $CONT_{j,t}$  为一系列控制变量,  $\mu_{j,t}$  为残差项。

根据 Aghion 等(2009)、Benhima(2010)和 Biatour 等(2011)的研究,本文的控制变量包括研发活动、人力资本、市场竞争、国际贸易、财务状况、发展速度和行业中企业规模。在控制变量的指标选择上,本文以研发投资占销售额比重反映研发活动,以劳动总量衡量人力资本,<sup>①</sup>以行业中企业数量的倒数衡量市场竞争程度,以出口交货额占销售总量的比重衡量国际贸易的影响,以资产负债率和流动资产比率反映行业中的企业财务状况,以行业工业增加值的增长速度反映行业发展速度,以大中型企业比重反映企业规模。

4. 本文参考 Aghion 等(2009)的交叉项方法,就行业实际汇率对全要素生产率的非对称性影响机制进行稳健性检验。在模型中增加行业平均资本-劳动比率和行业实际汇率的交叉项,验证行业实际汇率对全要素生产率的非对称性影响。稳健性检验的模型为:

$$TFP_{j,t} = c_0 + c_1 \cdot dlexr_{j,t} + c_2 \cdot dlexr_{j,t} \cdot AKL_j + c_3 \cdot CONT_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (15)$$

① 国内学者对中国人力资本的测算进行了许多重要的研究,但由于研究所用方法受到数据可获得性、参数估计的可行性、技术处理困难等方面的限制,目前还没有形成被国际社会认可的中国人力资本估算(李海峥等,2010)。就本文而言,由于缺乏估算各行业人力资本的数据,为了避免人力资本测度中存在的问题,本文采用劳动投入的变化反映人力资本的变动。我们利用劳动投入与当前主要人力资本的测算结果(朱平芳和徐大丰,2007;李海峥等,2010)进行了相关性分析,相关系数在 0.95 以上,因此本文采用劳动投入基本能够反映制造业人力资本的变化。

其中,  $AKL_j$  为第  $j$  个行业的平均资本-劳动比率,  $\varepsilon_{j,t}$  为残差项。汇率对行业全要素生产率的综合影响系数为  $c_1 + c_2 \cdot AKL_j$ , 当  $c_1$  和  $c_2$  的符号相反时, 说明行业实际汇率对全要素生产率具有非对称性影响, 且其影响方向与行业的平均资本-劳动比率 ( $AKL_j$ ) 有关。同样, 在稳健性检验中, 我们也分别采用截面-时间固定效应面板数据模型和 GMM 方法拟合(15)式。

## (二) 数据说明

由于中国制造业行业从加入 WTO 后开始加速发展, 本文在经验分析中选用 2002 ~ 2010 年中国 28 个制造业行业的工业增加值、劳动、工资、资产规模、工业品出厂价格、固定资产投资价格指数、各行业内国有企业总产值、外资企业总产值、流动资产比率、资产负债率、资本-劳动比率、2002 ~ 2010 年人民币对美元、欧元、日元、英镑、新台币和港币的汇率, 以及美国、欧元区、日本、英国、中国台湾和中国香港等经济体的消费者物价指数等数据。由于行业资产包括固定资产和流动资产, 我们利用各行业固定资产和流动资产的构成比率, 以及固定资产投资价格指数与原材料、燃料和动力购进价格指数构建加权资产价格指数, 具体计算公式为:  $AP_{A,t} = \frac{FA_t}{FA_t + LA_t} \cdot PI_{FA,t} + \frac{LA_t}{FA_t + LA_t} \cdot PI_{LA,t}$ 。其中,  $AP_{A,t}$ 、 $FA_t$ 、 $LA_t$ 、 $PI_{FA,t}$  和  $PI_{LA,t}$  分别表示第  $t$  年加权平均资产价格指数、固定资产年平均余额、流动资产总额、固定资产投资价格指数和原材料、燃料和动力购进价格指数。在行业实际汇率计算过程中, 根据世界贸易组织网站的统计, 我们选择欧元区、美国、日本、英国、中国香港、中国台湾和韩国等 7 个最主要经济体作为制造业行业的主要贸易对象。所有数据选自《中国统计年鉴》、美国劳动统计网、欧洲中央银行网站、日本银行网站、韩国中央银行网站以及世界贸易组织网站。

## 五 经验研究

### (一) 相关指标的描述性统计

表 1 显示了 2002 ~ 2010 年 28 个制造业行业主要指标的描述性统计分析结果。

在考察期内, 各主要指标存在较大的差异。工业增加值的最大值和最小值相差 100 多倍, 资产规模的差异超过 12 倍, 而劳动的差异超过了 50 倍。工业品出厂价格和加权资产价格与上年同比既有上升也有下降, 行业间工资的差异超过了 12 倍(见表 1)。

表 1 描述性统计检验

	平均值	中间值	最大值	最小值	标准差
工业增加值(亿元)	2519.59	1594.84	11 952.98	117.58	2484.68
资产(亿元)	8134.06	4872.88	47 981.05	397.74	8536.58
劳动(万人)	206.13	141.60	772.75	15.00	162.73
工业品出厂价格指数	101.43	100.57	122.50	83.40	5.19
加权资产价格指数	106.14	106.43	133.63	89.19	6.39
年平均工资(元)	18 707.85	16 433.00	78 675.00	6318.00	9750.66
<i>RDSR</i>	0.72	0.60	1.95	0.02	0.45
<i>NUM</i>	1042.87	773.00	3716.00	87.00	806.51
<i>EXPR</i>	0.10	0.06	0.62	0.00	0.10
<i>ALR</i>	56.38	56.99	65.86	23.53	6.48
<i>LAR</i>	0.53	0.52	0.69	0.34	0.08
<i>LMYR</i>	0.57	0.54	0.99	0.15	0.18
<i>KL</i>	3.56	3.55	5.56	2.09	0.67

说明:*RDSR*,研发投入占销售收入比重;*NUM*,行业中企业数量;*EXPR*,出口交货额占销售收入比重;*ALR*,资产负债率;*LAR*,流动资产比率;*LMYR*,大中型企业比重;*KL*,资本-劳动比率(对数)。

## (二) 行业全要素生产率和行业实际汇率的估计结果

我们运用 O'Donnell(2010)的方法估算了 28 个制造业行业的全要素生产率,根据 Goldberg(2004)的方法估算了各行业的实际汇率。表 2 显示了 28 个制造业行业全要素生产率和行业实际汇率变动率的平均值、中间值和标准差。

由表 2 可见,2002~2010 年,各行业全要素生产率指数的平均值大于 1,说明中国制造业行业存在较明显技术进步(涂正革和肖耿,2005;张海洋,2005;李小平和朱钟棣,2006)。在所有行业里,烟草制品业的全要素生产率平均值和中间值都最高,而石油加工及炼焦业的全要素生产率最低,仅为 1.013。单从统计数据来看,烟草制品行业是最具优势的产业(常亚青和宋来,2006)。有色金属冶炼及压延加工业全要素生产率波动性最高,其标准差达到 0.131,文教体育用品制造业波动最低,仅为 0.025。

此外,对于多数行业来说,2002~2010 年的实际汇率变化率平均值都大于 0,说明实际汇率数值上升,行业实际汇率出现了贬值。2005 年人民币汇率形成机制改革以来,人民币相对美元大幅升值,但美元相对欧元、日元和英镑等主要货币波动较为复杂,再加上中国和主要贸易伙伴国物价水平的走势也不相同,因而实际汇率与对美元名义汇率的走势并不一致。在所有行业里,木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业的实际汇率变化率的平均值最大,达到 0.150,说明该行业的实际汇率贬值幅度最大,有利于

出口。电气机械及器材制造业实际汇率变动率的平均值和中间值都小于 0,说明该行业实际汇率升值,不利于产品出口。从标准差来看,各个行业实际汇率在 2002 ~ 2010 年的变动幅度并不相同。

表 2 制造业行业全要素生产率和行业实际汇率变动率的主要统计指标(2002 ~ 2010 年)

	全要素生产率			实际汇率变动率		
	平均值	中间值	标准差	平均值	中间值	标准差
农副食品加工业	1.043	1.056	0.094	0.063	0.054	0.095
食品制造业	1.053	1.060	0.060	0.062	0.057	0.095
饮料制造业	1.057	1.059	0.070	0.064	0.067	0.092
烟草制品加工业	1.117	1.130	0.086	0.065	0.068	0.087
纺织业	1.052	1.049	0.056	0.070	0.041	0.081
服装及其他纤维制品制造业	1.028	1.048	0.058	0.083	0.082	0.121
皮革毛皮羽绒及其制品业	1.038	1.043	0.042	0.098	-0.003	0.222
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	1.083	1.108	0.083	0.150	0.019	0.394
家具制造业	1.025	1.018	0.063	0.013	0.008	0.055
造纸及纸制品业	1.047	1.066	0.063	0.139	0.003	0.291
印刷业记录媒介的复制业	1.037	1.034	0.044	0.040	-0.001	0.120
文教体育用品制造业	1.033	1.032	0.025	0.032	-0.002	0.115
石油加工及炼焦业	1.013	0.972	0.128	0.037	0.034	0.172
化学原料及制品制造业	1.055	1.081	0.099	0.005	-0.015	0.058
医药制造业	1.043	1.051	0.051	0.016	-0.003	0.054
化学纤维制造业	1.060	1.059	0.075	0.003	-0.016	0.068
橡胶制品业	1.053	1.079	0.060	0.004	-0.006	0.064
塑料制品业	1.044	1.054	0.053	-0.006	-0.013	0.051
非金属矿物制品业	1.056	1.080	0.079	0.074	0.002	0.178
黑色金属冶炼及压延加工业	1.064	1.022	0.123	0.012	0.088	0.163
有色金属冶炼及压延加工业	1.068	1.051	0.131	0.041	0.059	0.123
金属制品业	1.034	1.063	0.068	0.018	0.007	0.156
普通机械制造业	1.050	1.082	0.083	0.003	-0.009	0.048
专用设备制造业	1.037	1.029	0.090	0.056	0.068	0.116
交通运输设备制造业	1.034	0.989	0.085	0.021	-0.009	0.119
电气机械及器材制造业	1.028	1.062	0.073	-0.012	-0.021	0.051
电子及通信设备制造业	1.023	1.047	0.070	-0.001	-0.020	0.102
仪器仪表文化办公用机械	1.044	1.052	0.122	0.017	0.021	0.067

我们接下来分析 28 个制造业行业全要素生产率和行业实际汇率是否存在显著的行业差异。如果存在显著差异,说明本文采用行业实际汇率作为汇率指标效果更好。传统的多样本差异性检验方法是方差分析方法,该方法要求样本具有齐方差性、独立性等前提条件。但是,行业实际汇率会受到名义汇率的影响,存在一定的相关性,不满足方差分析的前提条件,因此本文采用非参数检验方法,检验结果见表 3。

表 3 分行业实际汇率和全要素生产率的 Friedman 检验结果

	$\chi^2$	渐进显著性(P 值)
实际汇率	51.939	0.003
TFP	42.060	0.027
自由度:27		

表 3 中实际汇率和全要素生产率的 Friedman 检验值分别为 51.939 和 42.060,分别在 1% 和 5% 的水平上显著,说明中国 28 个制造业行业的实际汇率和全要素生产率存在显著差异,利用行业实际汇率指标能更加客观地反映行业间的差异。

### (三) 面板数据模型分析

为了避免模型在拟合过程中出现多重共线性问题,我们对自变量进行相关分析,结果见表 4。

表 4 自变量的相关性检验

	ALR	LAR	KL	EXPR	EXR	LMYR	1/NUM	LAB/NUM	RDSR
ALR	1.00								
LAR	-0.19***	1.00							
KL	-0.26***	-0.23***	1.00						
EXPR	0.11*	0.56***	-0.39***	1.00					
EXR	-0.07	0.13**	-0.25***	0.32***	1.00				
LMYR	-0.12*	0.02	0.67***	0.06	-0.04	1.00			
1/NUM	-0.60***	0.00	0.27***	-0.17**	-0.08	0.23***	1.00		
ALAB	0.15**	0.02	0.48***	0.04	0.01	0.63***	-0.02	1.00	
RDSR	0.23***	0.27***	0.20***	0.17**	0.01	0.18***	-0.37***	0.48***	1.00

说明:ALAB 为行业中企业平均员工数;\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,下同。

表 4 中相关分析结果表明,相关系数都小于 0.7,主要指标之间并不存在高度相关关系。本文采用这些指标作为自变量,不会产生多重共线性问题。

我们先分别运用截面-时间固定效应 OLS 和 GMM 方法对所有 28 个制造业行业的全样本数据,利用 Eviews6.0 软件拟合(14)式,回归结果见表 5。

表 5 全样本数据估计结果

	固定效应 OLS	GMM
常数项	2.066***	2.998
<i>dlexr</i> (-1)	-0.045*	-0.103*
<i>RDSR</i> (-1)	0.002	-0.074
<i>LOG(ALAB)</i> (-1)	0.206***	0.330
<i>1/NUM</i> (-1)	-19.652***	-13.714***
<i>EXPR</i> (-1)	0.111***	0.659***
<i>ALR</i> (-1)	0.006**	0.008
<i>LAR</i> (-1)	-0.406***	-0.499
<i>LMYR</i> (-1)	-0.067	-0.785
R <sup>2</sup>	0.738	0.670
调整后 R <sup>2</sup>	0.668	0.565
F 统计量	10.564***	-
D. W. 值	2.201	2.206
截面-时间固定 效应 F 统计量	8.989***	-
J 统计量	-	0.270

说明: 回归模型的因变量为全要素生产率 (*TFP*), 自变量为行业实际汇率变动率 (*dlexr*)、行业研发支出占销售比率 (*RDSR*)、行业平均员工数的对数 (*LOG(ALAB)*)、行业中企业数量的倒数 (*1/NUM*)、行业出口交货额占销售额之比 (*EXPR*)、行业资产负债率 (*ALR*)、行业流动资产占总资产比率 (*LAR*) 和行业中大中型企业工业增加值在全行业中占比 (*LMYR*), 所有自变量均滞后一年 (-1)。

我们根据行业资本-劳动比率的不同将所有行业分为高比率组和低比率组, 分别运用固定效应 OLS 方法和 GMM 方法, 利用 Eviews6.0 软件进行估算, 结果见表 6。<sup>①</sup> 调整后的 R<sup>2</sup> 显示, 两个模型的拟合效果都较好, 模型的解释力较高。OLS 固定效应模型的 F 统计量说明变量之间的关系成立, GMM 模型的 J 统计量说明模型中的工具变量的选择较为合理。因此, 以下将着重分析 GMM 模型的结果。

<sup>①</sup> 为了控制行业开放度对拟合结果的影响, 我们在表 5 和表 6 的回归方程中加入了行业开放度。此外, 我们还做了多次拟合, 剔除出口比重低的烟草制品业、饮料制造业和石油加工及炼焦业, 但主要参数的符号及显著性并没有变化。

由表 5 可见, 用两种方法估算的全样本模型中, 调整后 R<sup>2</sup> 都超过了 50%, 说明模型具有一定的解释力。OLS 估计结果中, F 统计量可以在 1% 的水平上通过显著性检验, 说明模型所反映的变量关系成立。截面-时间固定效应 F 统计量也可以在 1% 的水平上通过检验, 证明了模型存在截面和时间固定效应。在两个模型中, D. W. 值都表明模型的残差不存在自相关性。在 GMM 模型中, J 统计量说明本文选择的工具变量是有效的, 采用 GMM 方法可以有效地克服模型的内生性问题, 其估计结果比 OLS 方法更有效。在两个模型中, 除研发指标外, 其他系数的符号都相同。行业实际汇率变动率的系数小于 0, 但仅在 10% 的水平上通过显著性检验, 显著性不好, 可能是因为实际汇率的影响在不同类型行业中存在差异, 需要利用分组样本做进一步分析。

表 6

分组检验结果

	低比率组		高比率组	
	固定效应 OLS	GMM	固定效应 OLS	GMM
常数项	1.316 ***	4.176	2.196 ***	4.995
<i>dlexr</i> (-1)	-0.052 ***	-0.094 ***	0.026	0.017 *
<i>RDSR</i> (-1)	-0.048	-0.158 **	0.029 ***	0.162 ***
<i>LOG(ALAB</i> (-1))	0.130	0.643	0.275 ***	0.718
<i>1/NUM</i> (-1)	-12.197 ***	-20.464 ***	-14.249 ***	-69.479 ***
<i>EXPR</i> (-1)	0.040 ***	0.025 ***	0.382 **	0.314 ***
<i>ALR</i> (-1)	0.017 ***	0.017	0.008 ***	0.012
<i>LAR</i> (-1)	-0.770	-0.918	-0.173	-1.542
<i>LMYR</i> (-1)	0.217 ***	0.335 ***	-0.149	-0.155 *
R <sup>2</sup>	0.794	0.648	0.766	0.628
调整后 R <sup>2</sup>	0.714	0.488	0.676	0.458
F 统计量	9.970 ***	-	8.496 ***	-
D. W. 值	2.175	2.183	2.159	2.113
截面-时间固定效应 F 统计量	6.919 ***	-	8.629 ***	-
J 统计量	-	0.169	-	0.756

表 6 的回归结果显示了行业实际汇率对不同资本-劳动比率行业组技术进步的影响。在低比率样本组,上一年行业实际汇率变化率(*dlexr*)的拟合系数在 OLS 固定效应模型和 GMM 模型中都很显著,在资本劳动比率较低的行业中,行业实际汇率的变动能够影响行业的全要素生产率。GMM 模型中行业实际汇率的回归系数为 -0.094,说明在其他因素不变的情况下,行业实际汇率升值速度上升 1 倍,低资本-劳动比率行业的全要素生产率将上升 0.094。相反,在高比率样本组,上一年行业实际汇率变化率(*dlexr*)的拟合系数都大于 0,但显著性不好,说明行业实际汇率变化对高资本-劳动比率行业技术进步的影响并不显著。

由表 6 结果可见,汇率调整能够在一定程度上促进制造业技术进步,但是对制造业技术进步的影响是有条件的,受行业的资本-劳动比率影响。资产和高技能劳动的专用性较高,低技能劳动的专用性程度相对较低(Hainmueller 和 Hiscox, 2007)。如果制造业多为劳动密集型行业,低技能劳动比重大,那么企业对资本的依赖度就不高。现有机器设备不多,在技术更新过程中现有机器设备折旧及报废造成的损失就不大,企业进行技术更新投资所产生的资本调整成本就会较小。在人民币升值导致行业实际汇率适度升值的情况下,为了应对日益加剧的国际市场竞争,企业有可能增加技术

更新资本投入,有效地促进制造业行业的技术进步(Leung 和 Yuen,2010)。但是,在高资本-劳动比率组别里,由于企业现有机器设备价值较大,技术更新投资过程中的资本调整成本较高。因此,行业实际汇率变动后,资本调整成本过高,增加技术更新投入的动力不足,全要素生产率受到的影响并不显著。汇率调整对劳动密集型行业的影响更大,这一结果证明了理论模型的结论,也与现有研究结论基本一致(袁堂军,2009;马君潞等,2010)。

此外,在高比率样本组中,研发投入比率(*RDSR*)能够在1%的水平上通过系数显著性检验,且回归系数大于0,说明在高资本-劳动比率行业中,加强研发能够有效地促进行业技术进步。在低比率样本组中,大企业比重(*LMYR*)能够通过系数显著性检验,且回归系数大于0,说明在资本-劳动比率较低的行业中,大中型企业越多就越有利于行业的技术进步,因此企业规模是影响低资本-劳动比率行业技术进步的关键因素之一。在两个组别的回归结果中,反映行业竞争度的企业数量倒数( $1/NUM$ )和出口比率(*EXPR*)等指标的回归系数都能够通过显著性检验,这两个变量的回归系数说明低竞争和高出口比重能够促进行业全要素生产率的提升。从回归系数的符号可见,企业数量越多、竞争度越高,越不利于全要素生产率的提升。出口比率的系数大于

0,说明出口比重大的行业技术进步速度快,出口越活跃的行业越有可能通过技术外溢效应实现全要素生产率的提升(Bernard 和 Jensen, 1995)。

(四)稳健性检验

我们再利用 Eviews6.0 软件就行业实际汇率对制造业技术升级的非对称性影响机制进行稳健性检验,表7显示了利用交叉项进行的稳健性检验结果。

由 GMM 分析的 J 统计量可见,GMM 模型更有效。行业实际汇率项(*dlexr*)及

	GMM	截面-固定效应 OLS
常数项	3.517 *	2.037 ***
<i>dlexr</i> (-1)	-0.558 ***	-0.408 **
<i>dlexr</i> (-1) · <i>AKL</i> (-1)	0.178 **	0.113 **
<i>RDSR</i> (-1)	-0.022	0.005
<i>LOG</i> ( <i>ALAB</i> (-1))	0.418 **	0.243 ***
$1/NUM$ (-1)	-51.733	-15.512 ***
<i>EXPR</i> (-1)	0.193 ***	0.089 ***
<i>ALR</i> (-1)	0.008 *	0.008 ***
<i>LAR</i> (-1)	-1.218	-0.477 ***
<i>LMYR</i> (-1)	0.093 ***	0.076 ***
R <sup>2</sup>	0.710	0.749
调整后 R <sup>2</sup>	0.616	0.681
D. W. 值	2.078	2.150
J 统计量	0.610	-
F 检验值	-	10.891 ***
截面-时间固定效应 F 检验值	-	9.349 ***



其与行业平均资本-劳动比率交叉项( $dlexr(-1) \cdot AKL(-1)$ )的回归系数能够通过系数显著性检验,且汇率项的回归系数小于0,与表5一致。同时,汇率交叉项与汇率的回归系数符号相反,说明随着行业平均资本-劳动比率的变化,行业实际汇率对行业全要素生产率具有非对称性影响。

中国制造业行业的实际汇率对行业全要素生产率具有显著的影响,实际汇率对全要素生产率的作用机制受制造业行业的资本-劳动比率影响,具有非对称性特征。在资本-劳动比率低的劳动密集型行业,适度升值可以促进技术进步。

## 六 结论

人民币汇率制度改革和制造业产业升级是当前中国经济发展中的重要课题,能否在人民币汇率制度改革的背景下有效地促进制造业产业升级,将直接影响中国发展为制造业强国的进程,具有极其重要的理论价值和现实意义。

本文在现有研究的基础上,构建了包含技术更新资本和生产制造资本的生产函数,考虑了资本调整成本,分析了企业利润最大化时汇率调整对技术水平的影响机制,并运用中国的数据测算了行业实际汇率,研究了人民币实际汇率对中国制造业技术进步的影响。研究发现,汇率对制造业技术进步具有显著的影响,但是其影响具有行业特征。资本密集型行业资本-劳动比率高,对资本依赖大,资本调整成本更高,人民币升值对资本密集型行业的技术进步的作用不显著。相比之下,人民币适度升值对劳动密集型行业的技术进步具有一定的推动作用。

在当前情况下,要协调人民币汇率体制改革和制造业发展战略,促进制造业技术进步,必须做到以下几点。第一,汇率体制改革必须考虑到制造业的行业特征。不同的行业在人民币升值过程中表现也不同,在设计汇率体制改革方案时,必须充分考虑中国制造业的行业间差异,通盘考虑汇率制度改革对不同行业的影响。减少人民币升值对资本密集型行业的负面影响,同时为劳动密集型行业的技术进步创造良好的外部条件。第二,利用贸易结构调整战略化解人民币名义汇率调整的不利影响。在当前国际经济环境动荡不安的情况下,既要保证贸易对象的适度稳定,更要灵活调整贸易对象的结构,才能有效调节行业实际汇率,促进制造业技术进步。第三,创造良好的政策环境,鼓励资本-劳动比率高的制造业行业加快研发投入,促进技术进步。经验研究表明,研发投入的增加对资本-劳动比率高的制造业行业全要素生产率的提升具有积极影响,应当大力发展科技金融,通过税收优惠、低息贷款和科技创新基金等多种方式

向这些行业提供技术更新资本,实现技术升级。第四,国际贸易能够对制造业行业全要素生产率产生正的溢出效应,制造业行业应当积极融入国际市场,通过国际贸易促进自身的技术进步。此外,还要根据制造业行业的具体特征,避免重复投资造成的过度竞争,促进制造业的适度集中,增强制造业企业实现技术升级的能力。

## 参考文献:

- 李小平、朱钟棣(2006):《国际贸易、R&D 溢出和生产率增长》,《经济研究》第 2 期。
- 常亚青、宋来(2006):《中国企业相对效率和全要素生产率研究》,《数量经济和技术经济研究》第 11 期。
- 李海峥、梁玲、Barbara Fraumeni、刘智强、王小军(2010):《中国人力资本测度与指数构建》,《经济研究》第 8 期。
- 马君潞、王博、杨新铭(2010):《人民币汇率变动对我国出口贸易结构的影响研究》,《国际金融研究》第 12 期。
- 唐翔(2009):《从‘技术溢价’之争看中国出口导向型发展模式的可持续性》,《世界经济》第 10 期。
- 涂正革、肖耿(2005):《中国的工业生产率革命》,《经济研究》第 3 期。
- 袁堂军(2009):《中国企业全要素生产率水平研究》,《经济研究》第 6 期。
- 张海洋(2005):《R&D 两面性、外贸活动与中国工业生产率增长》,《经济研究》第 5 期。
- 朱平芳、徐大丰(2007):《中国城市人力资本的估算》,《经济研究》第 9 期。
- Aghion, P.; Bacchetta, P.; Ranciere, R. and Rogoff, K. “Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: the Role of Financial Development.” *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56, pp.494-513.
- Balassa, B. “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal.” *Journal of Political Economy*, 1964, 72, pp.584-596.
- Benhima K. “Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Liability Dollarization.” Université de Lausanne – HEC – DEEP Working Paper, No.10, 2010.
- Bernard, A. B. and Jensen, J. B. “Exporters, Jobs, and Wages in U. S. Manufacturing, 1976-1987.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, pp.67-119.
- Bernstein, J. I. and Mamuneas, T. P. “Depreciation Estimation, R&D Capital Stock, and North American Manufacturing Productivity Growth.” *Annals of Economics and Statistics*, 2005, 79, pp.383-404.
- Biatour, B.; Dumont, M. and Kegels, C. “The Determinants of Industry-Level Total Factor Productivity in Belgium.” Federal Planning Bureau working paper No.7, 2011.
- Chakrabarti, A. “Internal Adjustment Costs in Capital-intensive and Labor-intensive industries.” *Economics Letters*, 2009, 102, pp.76-77.
- Courchene, T. J. and Harris, R. G. “From Fixing to Monetary Union: Options for North American Currency Integration.” *C. D. Howe Institute Commentary*, 1999, pp.1-28.
- Dubas, J. M.; Lee, B.-J. and Mark, N. C. “Effective Exchange Rate Classifications and Growth.” *NBER Working Paper* No.11272, 2005.

- Fung, L. "Large Real Exchange Rate Movements, Firm Dynamics, and Productivity Growth." *The Canadian Journal of Economics*, 2008, 41, pp.391-424.
- Garber, P. M. and Svensson, L. "The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes," in G. M. Grossman and K. Rogoff, eds., *The Handbook of International Economics*, Amsterdam, Elsevier, 1995.
- Goldberg, L. S. "Industry-Specific Exchange Rates for the United States." *FRBNY Economic Policy Review*, 2004, pp.1-16.
- Grubel, H. G. "The Case for the Amero: The Economics and Politics of a North American Monetary Union." *Critical Issues Bulletin*, 1999, pp.1-48.
- Hainmueller, J. and Hiscox, M. J. "Being Specific: Measuring Asset Specificity For Political Economy." Annual APSA Meeting. Chicago, 2007.
- Hall, R. E. "Measuring Factor Adjustment Costs." *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(3), pp.899-927.
- Hornstein, A. and Peled, D. "External vs. Internal Learning-by-Doing in An R&D Based Growth Model." The Federal Reserve Bank of Richmond working paper WP98-01, 1998.
- Husain, A. M.; Mody, A. and Rogoff, K. "Exchange Rate Regime Durability and Performance in Developing versus Advanced Economies." *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, pp.35-64.
- Jeanneney, S. G. and Hua, P. "Real Exchange Rate and Productivity in China." International Conference on the Chinese Economy, *The Efficiency of China's Economic Policy*, 2003.
- Jones, C. "R&D Based Models of Economic Growth." *Journal of Political Economy*, 1995, 103, pp.739-784.
- Krugman, P. R. "Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates." *European Economic Review*, 1989, 33(5), pp.1031-1054.
- Lee, J. Y. and Kim, J. W. "Total Factor Productivity and R&D Capital in Manufacturing Industries." East-West Center working paper, 2006.
- Leung, D. and Yuen, T. "Do Exchange Rates Affect the Capital-Labour Ratio? Panel Evidence from Canadian Manufacturing Industries." *Applied Economics*, 2010, 42, pp.2519-2535.
- Miguel, E.; Satyanath, S. and Sergenti, E. "Economic Shocks and Civil Conflict: An Instrumental Variables Approach." *Journal of Political Economy*, 2004, 112, pp.725-753.
- O'Donnell, C. J. "Measuring and Decomposing Agricultural Productivity and Profitability Change." *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2010, 54(4), pp.527-560.
- Porter, M. E. "The Competitive Advantage of Nations." New York: Free Press, 1990.
- Samuelson, P. A. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics*, 1964, 46, pp.145-154.

(截稿:2013年1月 责任编辑:宋志刚)