

我国两部门劳动生产率增长及国际比较(1978—2005)

——巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率关系的重新考察

卢锋 刘 逵*

摘要 依据巴拉萨-萨缪尔森效应假说,一国经济追赶伴随的可贸易部门劳动生产率的“相对相对增长”会派生本币实际汇率升值趋势。本文对改革开放以来我国可贸易与不可贸易部门劳动生产率各自增长、相对增长、国际比较增长等指标进行系统估测,发现上述结构性生产率指标与人民币实际汇率之间的关系存在与巴拉萨-萨缪尔森效应假说推论一致的经验证据;利用人均或均产出等总量性生产率指标检验这一理论对人民币实际汇率的解释力,则存在理论假说变量与度量指标选择不兼容的问题。

关键词 中国劳动生产率,人民币实际汇率,巴拉萨-萨缪尔森效应

一、引言:问题的提出

国际经济学中的巴拉萨-萨缪尔森效应理论认为,一国经济追赶伴随的可贸易部门劳动生产率相对增长,会通过物价较快上升或/和名义汇率走强而内生出本币实际汇率升值趋势。这一理论为观察经济开放成长中本币实际汇率走势提供了一个起点模型,并在多国经验证据检验方面有不俗表现(卢锋、韩晓亚,2006)。然而我国经济高速增长时期的人民币实际汇率走势表现出与此形态迥异的特点。改革开放最初15年前后,人民币实际汇率依据不同度量指标贬值一倍半到两三倍;整个改革开放时期,人民币实际汇率依据度量指标不同累计贬值1—2倍。¹人民币实际汇率演变的形态独特性及其认识上的挑战性,构成中国经济成长的谜题之一(卢锋,2006a)。

就巴拉萨-萨缪尔森效应理论与人民币实际汇率关系问题,已有文献提出不同观点。一些研究人员在肯定该理论对人民币实际汇率解释能力的基础上,

* 北京大学中国经济研究中心。通讯地址:北京大学中国经济研究中心,100871;电话:(010)62751599; E-mail:fenglu@ccer.pku.edu.cn,ask_liuliu@hotmail.com。本文第一作者感谢任若恩教授与笔者讨论我国制造业劳动生产率度量问题并提供有关文献,感谢论文评阅人提出的评论和建议,感谢韩晓亚、唐杰在本文研究的不同阶段帮助整理数据。作者文责自负。

¹ 选取中外一般物价指标时采用对称物价方法(CPI/CPI)或不对称物价方法(WPI/CPI),是人民币实际汇率贬值幅度度量差异的主要原因。另外人民币相对美元实际汇率与相对主要贸易伙伴货币的有效实际汇率的度量值也有差异,参见卢锋(2006a)。

利用多国人均收入作为劳动生产率替代指标估计巴拉萨-萨缪尔森效应截面数据方程 (Frankel, 2004), 或在估计人民币均衡实际汇率模型时引入人均 GDP 增长率等指标考察巴拉萨-萨缪尔森效应的解释作用 (胡援成、曾超, 2004)。也有研究人员认为, 我国劳动生产率虽然快速增长, 然而二元经济结构下工资增长缓慢以及失业率较高等因素使实际汇率升值受阻, 因而巴拉萨-萨缪尔森效应不适用于中国情况 (关志雄, 2002, 2003)。上述不同观点共享一个认识前提: 即认为我国总体经济增长与可贸易部门劳动生产率相对增长大致同步, 因而可以通过观察平均就业人员 GDP (下面称“劳均 GDP”或“劳均产出”)、人均 GDP 之类的总量生产率指标增长与人民币实际汇率走势的关系, 来分析检验上述理论假说的经验解释力。

从分析逻辑看, 巴拉萨-萨缪尔森效应在特定国家是否发生依赖生产率结构性变动的两重前提条件: 一是可贸易部门劳动生产率相对于国内不可贸易部门高速增长; 二是这一相对增长与外国同一指标比较的相对增长, 即一国可贸易品部门劳动生产率的“相对相对增长”。两个“相对”重叠组词虽在语言习惯上有不便之处, 却是体现这一理论假说分析逻辑的本意所在。因而用人均或劳均 GDP 增长率等总量指标检验巴拉萨-萨缪尔森效应对人民币实际汇率的解释力, 在理论逻辑和检验方法的对应性上存在问题。深入研究我国改革开放经济高速增长时期人民币实际汇率走势, 一方面要重视制度转型、大国规模等特殊国情因素的影响, 避免简单套用标准理论带来认识偏差; 另一方面需要在整理估测我国与发达国家两部门劳动生产率数据的基础上, 直接考察我国高速增长时期劳动生产率的“相对相对增长”等基本指标变动。

本文试图借鉴学术界已有研究成果, 整理分析相关数据, 估测和度量改革开放以来我国可贸易部门劳动生产率的“相对相对增长”, 作为重新考察巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率走势之间关系的一项基础工作。本文第二部分讨论应选择什么部门及生产率作为度量对象和指标; 第三部分分别整理估测改革开放以来我国制造业和服务业劳动生产率的时间序列数据; 第四部分整理估测美国等 13 个 OECD 国家的两部门劳动生产率时间系列数据; 第五部分观察我国劳动生产率相对于发达国家的成长情况; 第六部分利用我国可贸易部门劳动生产率的“相对相对增长”度量结果, 重新考察巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率的关系; 第七部分简略总结和评论本文的发现。

二、生产率度量指标和部门对象选择

作为巴拉萨-萨缪尔森效应假说的经典文献, Balassa (1964) 提出一国经济成长过程中可贸易和不可贸易部门生产率的“相对相对增长”会导致实际汇率升值。然而具体度量这一效应面临两个问题: 一是采用什么生产率指标;

二是以什么部门作为度量观察对象。为避免逻辑歧义，有必要在进行度量研究前首先讨论和说明这两个问题。

(一) 生产率度量指标选择

依据经济学理论常识，生产率是描述经济生活中投入和产出之间数量关系的概念。选择不同投入作为研究对象，生产率相应具有经济含义不同的度量指标。广义上可区分为单要素生产率（single factor productivity, or partial productivity）和全要素生产率（total factor productivity; TFP）。单要素生产率表示某单个投入要素与产出之间的数量关系。对于简单生产函数 $Y = AF(L, K)$ （其中 Y 、 L 、 K 分别表示产出、劳动、资本投入， A 是以移动参数形式进入生产函数的技术因素）来说， Y/L 、 Y/K 分别表示劳动生产率和资本生产率²，全要素生产率则表示“单位劳动和资本复合要素带来的产出价值”（value added per composite unit of labor and capital）（Ark, 1996: p. 19）。在规模报酬不变理论假设下，全要素生产率可通过所谓“索洛残差”（Solow residual）得到间接度量。³

应当用什么指标度量巴拉萨-萨缪尔森效应需要的生产率变量？资本生产率显然不是选项，个别研究人员提出应当用全要素生产率⁴，绝大部分研究人员认为应当采用劳动生产率。本文标题显示，笔者选择劳动生产率作为度量指标。可以从两方面说明这一选择的合理性依据。

从两种生产率指标与巴拉萨-萨缪尔森效应展开机制对应的逻辑关系角度看，劳动生产率是适当的指标。依据 Balassa (1964) 的分析思路，本国可贸易部门生产率的相对增长决定两部门工资同比例上升，不可贸易部门工资超过本部门生产率的增长幅度将带动一般物价较快上升，并在潜在给定的固定汇率制背景下实现实际汇率升值。这里与工资变动直接联系的生产率显然是劳动生产率。在浮动汇率制条件下，工资增长如果显著低于劳动生产率增长，会通过国际收支平衡条件导致名义汇率升值，从而实现实际汇率升值要求。就实现巴拉萨-萨缪尔森效应的逻辑展开需要条件看，上述两种场合，劳动生产率相对增长既是必要条件也是充分条件，因而这一假说涉及的生产率变量

² 这是资本和劳动的平均生产率，还可以通过单个投入改变量与产出改变量之间的关系来定义劳动和资本边际生产率。

³ 假设柯布-道格拉斯生产函数： $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ （其中 A 、 K 、 L 分别为实际技术、资本和劳动， $0 < \alpha < 1$ 代表资本在收入分配中所占份额， $1 - \alpha$ 代表劳动在收入中所占份额）。于是有：

$$dY/Y = dA/A + \alpha \cdot dK/K + (1-\alpha)dL/L, \quad (1)$$

$$dA/A = dY/Y - [\alpha \cdot dK/K + (1-\alpha)dL/L]. \quad (2)$$

公式(2)的“ dA/A ”表示除常规投入劳动和资本之外的技术因素对产出增长的贡献，即全要素生产率的度量形式；由于 Robert Solow 教授较早早在 20 世纪 50 年代提出这类经济增长度量方法（growth accounting approach）的理论框架并进行初步经验度量，所以又称为“索洛残差”。

⁴ 如 Edwards (1989: p. 47, p. 135) 在讨论均衡实际汇率决定因素时，用“技术进步”因素表示巴拉萨-萨缪尔森效应的影响。经济分析文献通常认为技术进步因素应采用全要素生产率度量。

可用劳动生产率作为度量指标。全要素生产率影响劳动生产率,因而与巴拉萨-萨缪尔森效应存在联系,然而全要素生产率增长并不构成实现上述实际汇率升值机制的必要条件,不是这里最适当的生产率度量指标。

同样重要的是,在数据要求、度量困难和误差方面,劳动生产率比全要素生产率指标具有优势。度量劳动生产率仅需要劳动投入和产出数据,数据可获性困难较小;全要素生产率度量困难较大,难以得到多国分部门长期可比相关指标数据。另外,经济学用全要素生产率表示技术因素对产出的贡献,由于全面系统度量技术因素面临特殊困难⁵,技术变量难以像劳动、资本等常规投入那样直接进入生产函数,并得到相应技术生产率的度量和估计⁶,因而不得不采取特殊处理方式,把技术看作是生产函数移动参数⁷,假定它具有在投入不变时增加产出的特殊功能。这一特殊处理通过索洛残差项对技术因素贡献提出一个间接度量方法,在经济增长研究领域具有重要的方法论意义,然而又不可避免地面临度量误差较大的问题。由于全要素生产率通过产出与直接度量的投入品要素对产出贡献之间的差额得到度量,它实际上概括了技术、制度及其他没有直接度量的变量对产出的影响⁸,因而所有影响产出变量的误差会以事先难以准确判断的方式进入残差项,构成全要素生产率度量多重误差的来源。

全要素生产率估计结果还受到函数设定方式选择的直接影响。例如,假设在两种生产函数基础上通过增长核算方法度量全要素生产率,一种生产函数仅包含劳动力和资本两项投入,另一种生产函数在劳动与资本以外还包含第三项投入即人力资本投入。在两种生产函数的情形下,通过增长核算方法对全要素生产率估计的结果大小,会随着人力资本因素对增长贡献大小而反向变动。换言之,人们对技术以外的真实要素对产出贡献的理解局限和低估

⁵ 虽然有的实用技术存在市场交易和价格(如专利使用权购买、技术市场交易等),但是大部分技术没有交易市场和系统价格信息及其记录。另外,技术与科学知识相联系,基础科学与实用科学之间并非总存在清晰界限,而科学知识又在不同程度上具有公共品性质,不存在相应市场价格。不同技术属性差异导致除了市场价格以外,难以找到有意义并切实可行的度量方法。虽然对于个别技术及其相联系的知识有可能估计出市场价格,但是难以对整个行业、跨行业产业部门、跨部门经济整体技术存量及其变动加以度量。

⁶ 在一般理论讨论场合很容易提出这类生产函数。如 Peacock 把斯密经济理论用生产函数表达为斯密总生产函数: $Y = f(L, K, N, T)$, $f_L, f_K, f_N, f_T > 0$ (四个变量的偏导数符号均为正) (Peacock, 1993; pp. 413—428) 就是一个事例。

⁷ 正如 Hulten(2000; 第 8 页)的评论,“具体而言,索洛(Solow)采用了一个带有希克斯中性平移参数(α Hicks' neutral shift parameter)和规模报酬不变的总体生产函数 $Q_t = A_t F(K_t, L_t)$ ”,“由于多方面原因,这类希克斯中性平移参数 A_t 不同于技术进步。其中最重要的是,希克斯中性平移参数 A_t 只能捕捉到不花费代价前提下增加劳动或资本等经济资源所带来的实际 GDP 增长(即谚语所云“上天恩赐的食物”),而无法捕捉到通过支出研发费用带来的技术进步……第二点常见原因是,生产组织的制度性变化和员工整体努力程度的变化也会引起生产函数平移。”

⁸ 正如 Wang and Yao(2003; 第 35 页)的评论,全要素生产率“包含创新型技术进步、模仿型技术进步、制度变化、效率改进、缺失变量和度量误差等诸多因素影响。如一些人所论证的,全要素生产率增长不应等同于创新型技术进步。”

偏差，会表现为对全要素生产率贡献的高估误差。在这个意义上，全要素生产率具有“我们无知的度量”（Abramovitz, 1956: p. 11）的含义。⁹

需要指出，劳动生产率、资本生产率、全要素生产率等不同生产率指标之间具有内在联系，把握其联系对理解劳动生产率变动原因及国别比较差异具有重要意义。上面仅讨论在一个特定研究场合选择适当的生产率指标的问题。从巴拉萨-萨缪尔森效应视角研究实际汇率走势这一具体对象而言，劳动生产率因为两方面理由成为适当的生产率度量指标：一是因为它在概念关系上最适合承担这一角色，二是它在度量成本和预期误差上能“最有效率”地承担这一角色。

（二）两部门对象选择

检验巴拉萨-萨缪尔森效应的另一问题，是如何确定可贸易部门和不可贸易部门的统计对象。可贸易与不可贸易产品和部门的划分概念很简单：前者指能够成为国际贸易对象的产品及其生产部门；后者指不能进入国际贸易，因而只能在生产国内部消费的产品及其生产部门。决定两部门产品的因素包括运输成本、保护性政策和制度因素等（Sachs and Larrain, 1992: pp. 657—659）。然而各国统计部门和有关国际机构一般不直接统计两部门经济活动，因而无法获得以两部门分类为基础的劳动生产率现成的统计数据。经验研究需要通过观察基本产业可贸易性差异来选择近似度量对象，然后用相关产业统计数据作为对两部门有关指标的间接度量。

依据我国三大产业部门的分类：第一产业又称初级产业，包括农、林、牧、渔业，第二产业包括采矿、工业和建筑业，工业内部又包含制造业和电力等公用事业二级部门。一般认为，农业和采矿业产品具有可贸易性，这两类产品的国际交换构成国际货物贸易的重要组成部分。不过农产品和矿物产品通常单位价值运输成本较高，加上不少初级产品收入弹性较低，因而需求增长速度较低，在发展国际贸易方面面临较多约束，因而在整个贸易结构中所占比重较低。另一方面，产品内分工和贸易是当代国际贸易增长最快的领域，由于受到特殊技术和经济因素制约，农产品和矿产品生产过程中的不同工序和环节，难以通过在不同国家和经济体之间的空间

⁹ 核算从19世纪70年代到20世纪50年代八十多年间的美国经济增长水平及其贡献因素，Abramovitz (1956)发现美国人均产出在这一时期共增长四倍，并且增长源泉绝大部分来自人均劳动与人均资本投入以外的所谓“生产率”(productivity)因素。Abramovitz的论文对有关生产率贡献的数量度量结果提出几点质疑。他指出经济学分析对劳动度量以及资本度量存在诸多局限性，特别是对资本度量具有低估倾向，如教育、培训支出具有资本形成含义，甚至某些通常认为属于消费的支出也具有投资含义，但是由于种种原因没有作为资本加以度量，它们的真实产出贡献在上述核算方法下会表现为生产率因素的贡献。鉴于对直接进入生产函数核算或估计的产出贡献在度量上存在诸多局限，由此导致的对生产率产出贡献的高估结果部分反映“某些我们的无知”(some sort of our ignorance)(Abramovitz, 1956: p. 11)。由于Solow对全要素生产率的定义和度量也建立在产出减去劳动和资本两项常规投入产出贡献的余项基础上，因而Abramovitz的表述在后来有关文献中经常被解读为对全要素生产率方法局限性的评论。

分布来发展产品内分工和贸易。这也对这类产品可贸易性程度的提升构成障碍(卢锋, 2004)。

工业内部电力等公用事业部门以及建筑业可贸易性程度很低, 但是制造品可贸易性程度最高, 在国际贸易中所占比重不断提升。较高的需求收入弹性和较低的单位货物价值运输成本, 是制造业国际贸易较快增长的基本原因。二战后通过多边、区域、双边、单边等不同方式实现的贸易自由化政策, 对降低制造品贸易壁垒取得了最为明显的成效, 从而推动了制造品可贸易程度的提升。由于制造品生产过程内部的不同工序、区段和环节在时间、空间上存在较大程度的可分离性和灵活性, 因而比较适于发展产品内国际分工。依托过去几十年的技术进步和制度改革, 通过发展国际产品内分工即供应链生产方式, 带动了产品内国际贸易的快速增长, 导致其可贸易性程度空前提升(卢锋, 2004)。

第三产业包括不同种类的服务业部门。服务贸易增长说明服务产品也在一定程度上具有可贸易性。在当代以 IT 技术普及利用为代表的新技术条件下, 离岸服务外包兴起这一现象说明, 技术进步和竞争机制有可能快速拓展服务领域可贸易性的范围和程度。然而无论是传统服务贸易还是当代服务外包, 一般受到更为严格的技术经济条件约束, 因而整个服务业贸易依存度相对较低。经济学教科书一般认为服务产品是不可贸易品的代表, 这一看法虽不精确, 但在部门间比较意义上仍是大体合理的判断。

由此可见, 作为对经济现象的理论抽象, 可贸易或不可贸易概念并不具有纯粹意义上的现实存在, 不同部门和类型的经济活动依据各自的技术和经济属性, 具有不同程度的可贸易性或不可贸易性。如果把可贸易性和不可贸易性看作两种基本色, 现实生活中不同部门的产品则表现为二者不同比例搭配调和而构成的中间色或过渡性状态。图 1 表示这一理解, 其中不同经济部门依据位置排序显示其可贸易/不可贸易程度, 越往左边越具有可贸易性(即不可贸易性越低), 越靠右边越具有不可贸易性(即可贸易性越低)。制造业可贸易性最强, 采掘业和农业可贸易性次之, 建筑业和公用事业可贸易性较低, 服务业可贸易性最低, 即不可贸易性最强。基于这一理解, 本文用制造业作为可贸易部门的代表, 服务业作为不可贸易部门的代表, 进而整理和估测部门劳动生产率并进行国际比较。

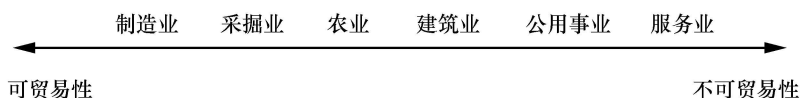


图 1 基本产业部门可贸易性比较

三、我国两部门劳动生产率增长估测

有关发达国家分部门劳动生产率数据已有较长时期的统计信息和研究积累，因而可以获得较长时期的数据，但是获得我国制造业和其他部门的劳动生产率数据则存在较多困难。由于我国计划经济时期实行苏联式物质生产统计体系¹⁰，与通常采用国民经济核算系统的典型市场经济相比，无论在理论基础、指标设计和统计手段方面都存在差异，两种统计体系下产出等经济指标不具有直接可比性。改革开放以后，我国统计体系逐步向适应市场经济环境的国民经济核算系统调整，建立了与国际接轨的国民收入核算体系，并且对历史相关数据做了调整，在国际比较生产率研究基本数据方面填补了不少空白，为相关研究提供了初步条件。

（一）我国制造业劳动生产率估测数据

改革开放时期，我国经济统计经历了从 MPS 体系向 SNA 体系的转变和调整，很多统计指标的内涵和范围不断变动，使得估计制造业劳动生产率面临特殊困难。其关键问题是没有现成的制造业增加值统计数据可供利用，需要把与总产值概念相联系的统计指标转换为以增加值为基础的指标。近年来，有关专家在这一领域所做的开拓性研究为解决上述问题提供了初步成果（任若恩，1998；Wu，2000a；Wu，2000b；Szirmai，Bai and Ren，2001；Szirmai、柏满迎、任若恩，2002）。

本文主要利用 Szirmai，Bai and Ren（2001）对 1980—1999 年我国制造业分部门劳动生产率的估计结果作为这一时期的基本观察数据。该研究首先利用 1995 年工业普查、投入产出表以及有关工业和运输部门的统计年鉴，对相关统计指标关系进行细致比较和评估；然后利用 1992 年投入产出表中工业和制造业分部门增加值及相关数据估算出净产值，并用这一增加值和净产值之间的数量关系将 1992 年及以前年份的工业和制造业分部门净产值转换为增加值。以这一研究为基础，本文通过几点补充和调整，获得了整个改革开放时期制造业劳动生产率数据序列。

Szirmai 等的估计结果显示，1993—1995 年间劳动生产率度量值经历了剧烈波动：1993 年劳动生产率增长率达到 38.4%，1994、1995 年下降到 -6.31% 和 -13.7%。生产率度量值与企业产能利用、宏观经济周期等因素存在联系，出现波动并不奇怪，问题在于这三年间生产率增长高低值差距达

¹⁰ “从建国初期到改革开放初期，中国国民经济核算的核心指标是产生于苏联、东欧国家的物质产品平衡表体系(MPS)的国民收入。这个指标反映的是物质生产部门，即农业、工业、建筑业、商业饮食业和交通运输业的生产活动成果，不能反映非物质服务业的生产活动成果。”（许宪春，2005：第 81 页）

到50%以上,显然超出了正常情况。¹¹另外这三年间劳动生产率年均增长率约为4%,远远低于前两年(1991—1992年)和后两年(1996—1997年)各自年均超过10%的增长率;而同期工业GDP全员劳动生产率指标这三年的度量值分别为17%、15%和12%,可见这几年制造业劳动生产率增长估测值可能存在低估问题。

重新仔细研究这几年的生产率数据显然超出了本文的范围。本文试图在尽量不改变Szirmai等的原始数据结构的前提下对1993—1995年的数据做简单调整,以获得比较平稳的数据。具体做法是,假定1992—1996年我国制造业劳动生产率绝对水平每年增加相同数量,由此得到1993—1995年制造业劳动生产率的调整估计。这一调整没有改变Szirmai等的研究对整个时期劳动生产率累计估计结果,但是降低了1993—1995年生产率增长率的剧烈波动。具体估计结果见卢锋(2006b)附录表2。

为研究整个改革开放时期我国制造业劳动生产率的变动情况,还需要将数据观察期向前延伸和向后拓展。Szirmai等的数据从1980年开始,利用工业劳动生产率估测数与Szirmai等的制造业劳动生产率估计数之间的关系,把Szirmai等的数据系列起始年份延伸到1978年。卢锋(2006b)的附录表2报告了延伸到1978年的制造业分部门劳动生产率数据。另外,Szirmai等的估计数据截止到1999年。为观察近年我国制造业劳动生产率变动情况,本文利用规模以上工业企业分行业增加值和从业人数估算出制造业1998—2005年的劳动生产率年增长率,本文附录报告了1998—2005年制造业劳动生产率的估算方法和结果。把1998—2005年估测数据与Szirmai等的数据对接,得到1978—2005年我国制造业劳动生产率数据序列。

图2报告了1978—2005年我国制造业劳动生产率增长的估测数据,突出显示了这一指标阶段性走势的变动特征。如果把我国改革开放时期分为前后两个阶段,制造业劳动生产率增长率显示出先低后高的趋势性变动。1978—1990年间我国制造业劳动生产率年均增长率只有1.85%,远远低于这一时期7.47%的人均GDP年均增长率。进入20世纪90年代后,我国制造业劳动生产率增长速度大幅提升,1990—2005年间年均增长率为12.7%,超过这一时期人均GDP增长率9.1%的水平;1995—2005年间年均增长率更是高达15.8%。我国制造业劳动生产率两阶段迥然不同的表现,对于分析人民币实际汇率走势以至认识我国经济成长道路的特殊规律,都具有重要意义。另外从制造业劳动生产率波动性角度观察,大体经历了“两头低、中间高”的变动,即20世纪80年代前后波动幅度较低,但是20世纪90年代波动幅度加

¹¹ 这一数据异常波动可能与两点特殊因素有关。一是Szirmai等估计了1992年增加值产出,与1993年统计部门提供的增加值衔接时,可能因为数据来源不同派生绝对水平差异,导致1993年劳动生产率估计值偏高。二是我国1994年的税制改革引入了增值税,由于估计增加值口径不包括增值税,引入增值税改革可能会使增加值产出统计口径变小,使得度量的劳动生产率出现一次性下降。

大，近年增长率波动程度降低，稳定性提升。

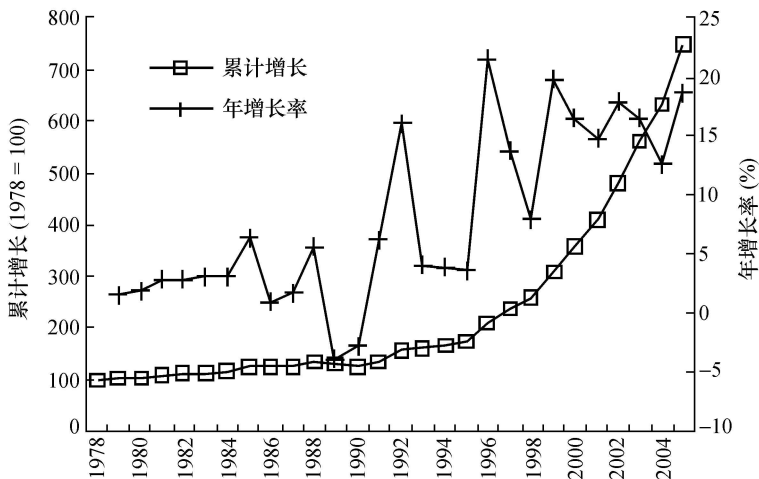


图 2 中国制造业劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源：1978—1998 年数据见卢锋 (2006b) 附录表 10 和附录表 11。1999—2005 年数据来源及估算方法见本文附录。

(二) 我国服务业劳动生产率增长估测及其与制造业比较

本文利用第三产业 GDP 和就业人数计算我国服务业劳动生产率。《中国统计年鉴 (2006)》公布了第三产业 GDP 当年价数据和不变价指数¹²，历年《中国统计年鉴》公布了第三产业就业人数。¹³利用上述数据可以计算我国服务业 1978—2005 年劳动生产率。图 3 报告了我国服务业整体劳动生产率的变动。图形显示服务业劳动生产率增长本身虽有相当波动，但是与制造业比较而言，走势相对稳定。1978—2005 年上升了 2.2 倍左右，年均增长 4.4%。

最后将制造业劳动生产率增长指数除以服务业劳动生产率增长指数，得到图 4 报告的两部门劳动生产率相对增长指数。由于本文以制造业和服务业分别代表可贸易部门和不可贸易部门，可以把这一估测数据解读为对我国可贸易部门相对不可贸易部门劳动生产率增长率的度量，即巴拉萨-萨缪尔森效应假说中劳动生产率第一重“相对”增长度量。

度量结果显示，改革开放最初十余年间，我国可贸易部门相对劳动生产率不仅没有增长，反而有所下降。以 1978 年为 100，相对劳动生产率指数到 1990 年下滑为 84，共下降了 16 个百分点。然而这一指标进入 20 世纪 90 年代

¹² 2004 年底我国进行了第一次全国经济普查，2006 年《中国统计年鉴》依据普查结果对 2004 年及此前的第三产业 GDP 作了调整。

¹³ 统计部门根据第五次全国人口普查结果调整了 1990 年及以后就业人数，使得 1990 年第三产业就业人数出现 14% 的额外增长。为避免这一因素对 1990 年第三产业劳动生产率带来过大影响，本文把 1990 年就业人数因普查调整带来的总量额外增长分摊在 1983—1990 年中。

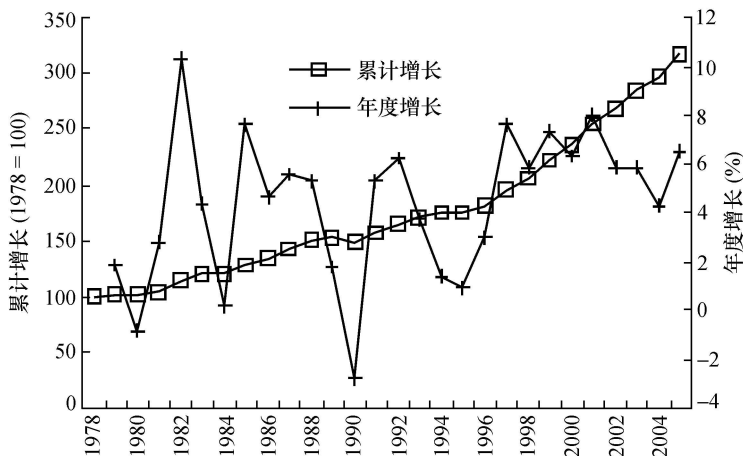


图3 中国第三产业劳动生产率(1978—2005)

数据来源:利用第三产业GDP和就业人数计算。第三产业GDP来自《中国统计年鉴(2006)》。第三产业就业人数来自《中国统计年鉴(2006)》和《中国劳动统计年鉴(1998)》,1982—1990年第三产业就业人数为调整后数据,调整方法见本文脚注13。

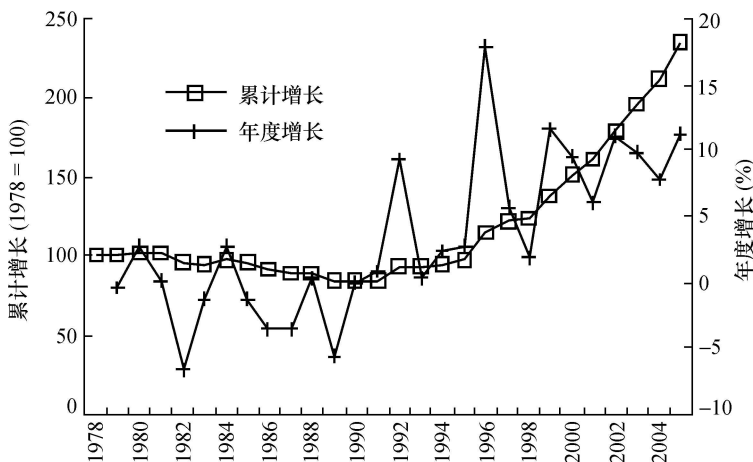


图4 中国两部门相对劳动生产率(1978—2005)

数据来源:由制造业劳动生产率和服务业劳动生产率计算,制造业劳动生产率数据来自图2,服务业劳动生产率数据来自图3。

后开始止跌回升,特别是在最近十年进入快速增长时期,1996—2005年间累计增长1倍多,整个时期累计指数值到2005年上升为236。

四、若干发达国家两部门劳动生产率增长

OECD报告了美国等发达国家1970—2003年的制造和服务部门就业人数、现价增加值和不变价格增加值。利用这些数据可以估算这些国家两部门

劳动生产率和实际增长率。卢锋 (2006b) 附录表 17—30 报告了美国等 13 个 OECD 国家¹⁴1970—2003 年两部门劳动生产率的整理估算过程。

美国劳动统计局 (BLS) 报告了美国等发达国家 1950—2005 年制造业劳动生产率实际增长率和指数, 该数据与以 OECD 数据计算获得的劳动生产率基本一致。由于 OECD 同时报告了服务业数据, 本文主要采用由 OECD 数据估算的制造业劳动生产率, 并结合 BLS 数据将其延伸至 2005 年。上述机构尚未报告 2004—2005 年服务业增加值和就业人数, 所以无法直接计算该行业近两年的劳动生产率数据。考虑这些国家服务业劳动生产率 20 世纪 90 年代中期以来增长较为稳定, 本文用前 10 年平均增长率作为 2004—2005 年增长率的估测值。

图 5 报告了 1978—2005 年美国 and 13 个 OECD 国家制造业劳动生产率年增长率。美国制造业劳动生产率增长水平在 20 世纪 70—80 年代与 13 个 OECD 国家总体增长水平相当, 90 年代起增长较快, 因而整个时期表现出明显上升趋势, OECD 国家的相同指标没有明显的变动趋势。整个时期美国制造业劳动生产率年均增长 4.2%, 13 个 OECD 国家平均年均增长 3.2%。

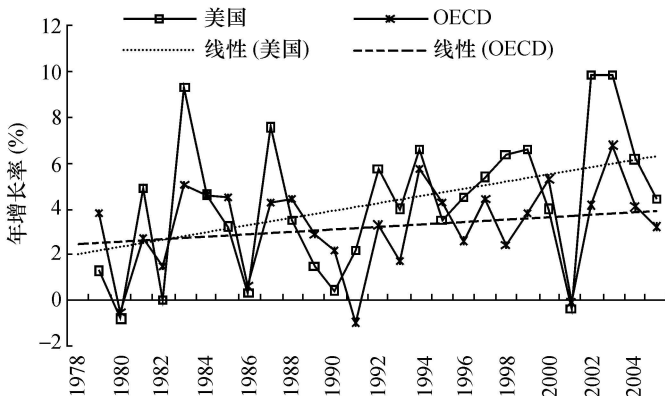


图 5 若干发达国家制造业劳动生产率年增长率 (1978—2005)

数据来源: 1978—2003 年数据来自卢锋 (2006b) 附录表 27, 13 个 OECD 国家平均增长率是以 13 国制造业就业人数为权重计算的各国劳动生产率增长率加权平均值。2004—2005 年数据来自美国劳动统计局 (Bureau of Labor Statistics, BLS), OECD 平均增长率为 13 个 OECD 国家制造业劳动生产率增长率的简单平均值。

图 6 报告了美国和 1978—2005 年间 13 个 OECD 国家制造业劳动生产率的累计增长, 整个时期美国制造业劳动生产率超过 13 个 OECD 国家平均水平约 30%。

图 7 和图 8 报告了美国与 13 个 OECD 国家服务业劳动生产率年度增长率和累计增长指数。服务业整体年均增长率仅有 1.0% 左右, 远低于制造业劳动

¹⁴ 13 个 OECD 国家为美国、澳大利亚、比利时、加拿大、丹麦、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、瑞典和英国。

生产率,说明巴拉萨-萨缪尔森效应理论对两部门劳动生产率变动差异的假设在比较意义上大体合理。虽然美国生产率变动也有先低后高的特点,与13个OECD国家这一指标平均值较为平稳的变动形成对比,然而服务业生产率两组指标平均水平很接近,整个时期13个OECD国家累计指数为132,与美国(130)相比约高出1.5个百分点。

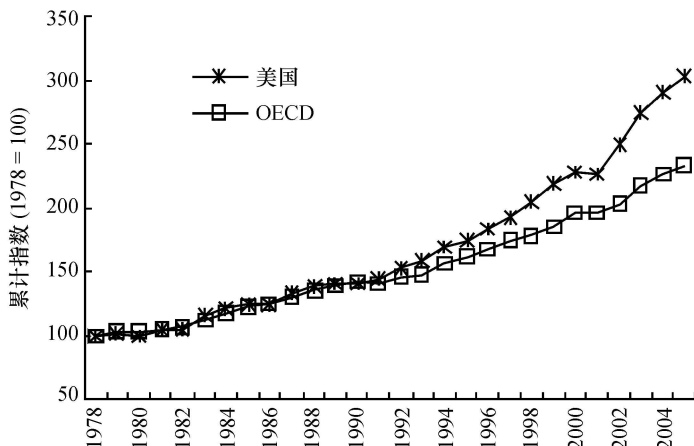


图6 若干发达国家制造业劳动生产率累计指数(1978—2005)

数据来源:用图5的年增长率数据计算。

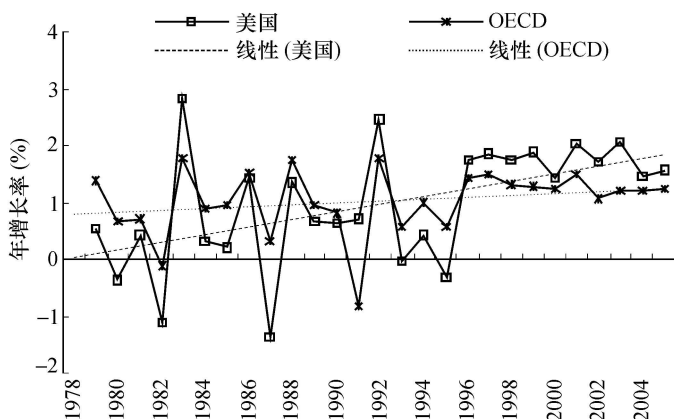


图7 若干发达国家服务业劳动生产率年增长率(1978—2005)

数据来源:1978—2003年数据来自卢锋(2006b)附录表28,13个OECD国家平均增长率是以13国制造业就业人数为权重计算的各国劳动生产率增长率加权平均值。2004年增长率由1994—2003年增长率简单平均值估算,2005年增长率由1995—2004年增长率简单平均值估算。

图9和图10报告美国与13个OECD国家1978—2005年制造业与服务业两部门劳动生产率年度和累计相对增长率。美国累计增长1.34倍,年均增长率为3.2%;13个OECD国家平均累计增长77%,年均增长率为2.1%。

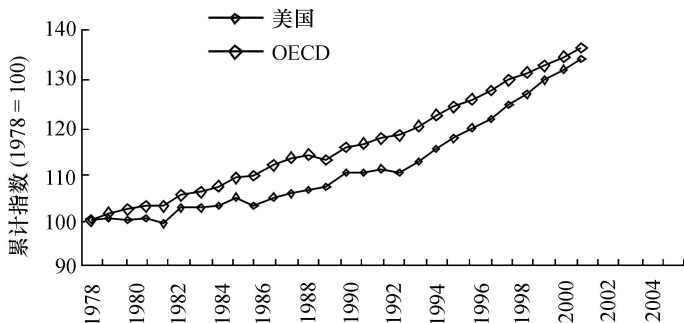


图 8 若干发达国家服务业劳动生产率累计指数 (1978—2005)

数据来源：用图 7 的年增长率数据计算。

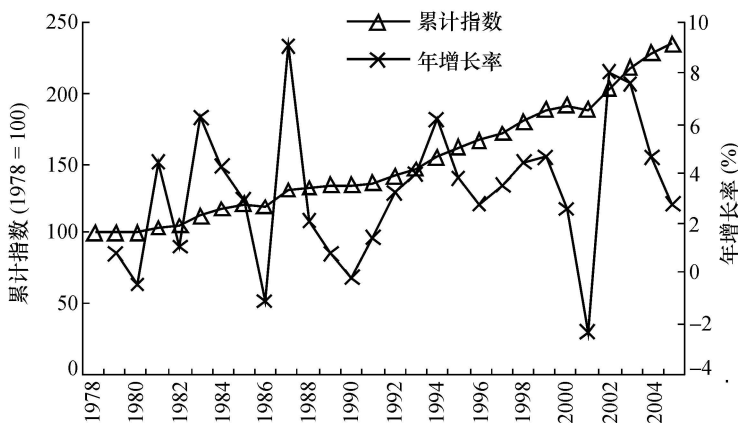


图 9 美国两部门相对劳动生产率 (1978—2005)

数据来源：用制造业和服务业劳动生产率数据计算，制造业劳动生产率见图 6，服务业劳动生产率见图 8。

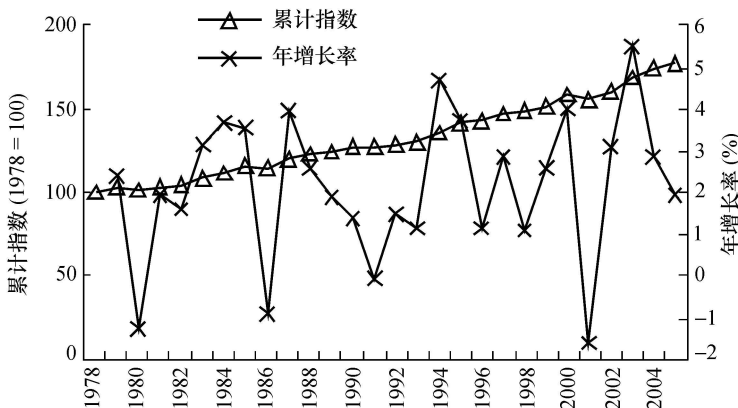


图 10 若干 OECD 两部门相对劳动生产率 (1978—2005)

数据来源：用制造业和服务业劳动生产率数据计算，制造业劳动生产率见图 6，服务业劳动生产率见图 8。

五、我国两部门劳动生产率增长的国际比较

利用上述度量结果,可以观察我国两部门劳动生产率相对发达国家的增长情况。图 11 报告了中国对美国制造业劳动生产率的相对增长。数据显示 20 世纪 80 年代我国相对美国的制造业劳动生产率大部分年份呈负增长。以 1978 年为 100,累计相对增长指数到 1990 年下降为 88。进入 20 世纪 90 年代后这一指标开始增长,到 1992 年、1993 年指数回升到 100。20 世纪 90 年代中后期以来,这一相对增长指标快速提升,累计增长指数从 1995 年的 98 上升到 2005 年的 246,平均每年增长 9.64%。

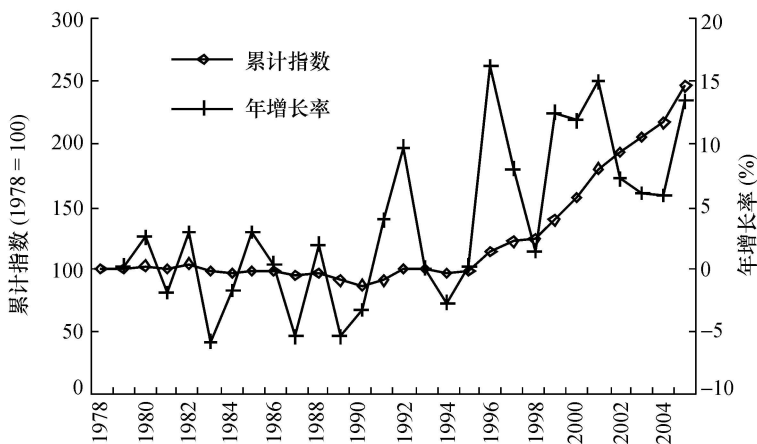


图 11 中国相对美国制造业劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源:用中国与美国制造业劳动生产率数据计算。中国制造业劳动生产率数据见图 2,美国制造业劳动生产率数据见图 6。

图 12 报告了我国对 13 个 OECD 国家制造业劳动生产率的相对增长情况。基本形态与美国类似:20 世纪 80 年代前后十多年间,我国制造业劳动生产率相对有所下降,相对增长指数从 1978 年的 100 下降到 1990 年的 88;20 世纪 90 年代以来出现我国劳动生产率的相对增长,并且增长速度高于与美国比较的水平。累计相对增长指数从 1995 年的 105 上升到 2005 年的 320,年均增长 11.9%。

图 13 和图 14 报告了 1978 年以来我国服务业相对美国 and 13 个 OECD 国家劳动生产率的增长情况。与制造业生产率相对增长两阶段特点不同,我国服务业劳动生产率与发达国家比较整个时期一直存在相对增长,但是总体增长幅度较小。以 1978 年为 100,我国服务业劳动生产率相对美国 and 13 个 OECD 国家 2005 年累计增长指数分别为 244 和 240,年均增长率分别为 3.4% 与 3.3%。

图 15 和图 16 报告了 1978 年以来中国相对美国及 13 个 OECD 国家“相

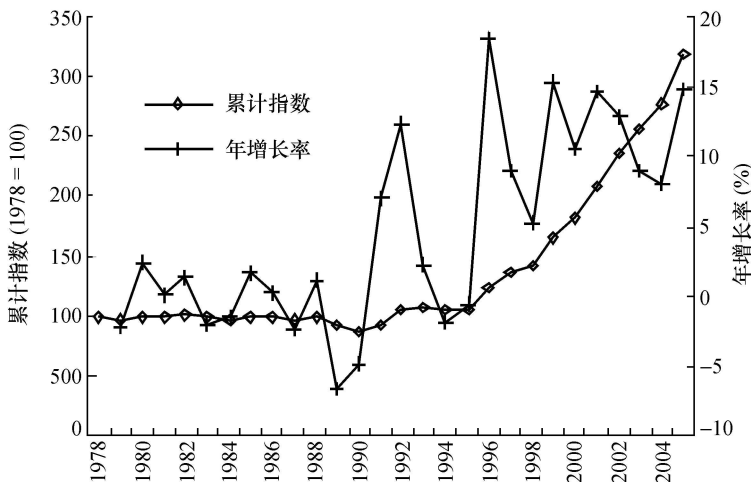


图 12 中国相对若干 OECD 国家制造业劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源：用中国与 13 个 OECD 国家制造业劳动生产率数据计算。中国制造业劳动生产率数据见图 2，OECD 制造业劳动生产率数据见图 6。

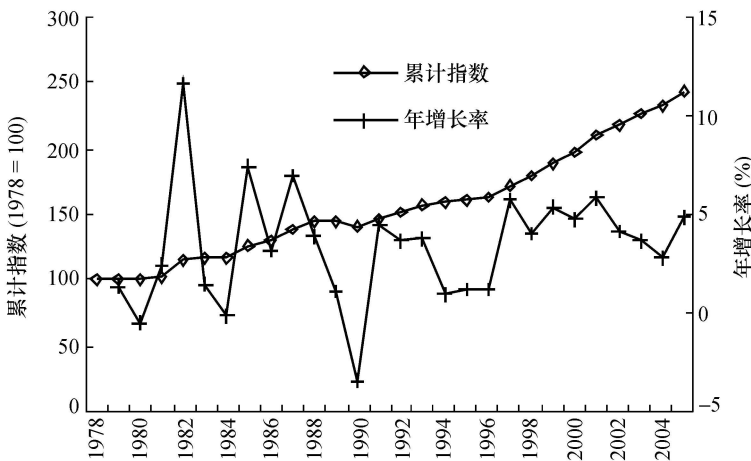


图 13 中国相对美国服务业劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源：用中国与美国服务业劳动生产率数据计算。中国服务业劳动生产率数据见图 3，美国服务业劳动生产率数据见图 8。

对相对”劳动生产率增长数据。虽然存在显著波动，两个指标值都显示两阶段的走势截然不同。第一阶段是 20 世纪 80 年代前后，两组“相对相对”生产率数据都显著下降，以基期 1978 年为 100，到 1991 年分别下降到 62 和 67。此后几年两个指标变动较小。但是 20 世纪 90 年代中后期以来出现两指标强劲增长势头。1995—2005 年间，我国与美国比较的可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”指数从 61 上升到 101，平均每年增长 5.2 个百分点，累计上升幅度为 65.5%；我国与 13 个 OECD 国家平均值比较的生产率“相对相对

增长”指数从 69 上升为 133, 年均增长 6.7 个百分点, 累计上升幅度为 92.8%。

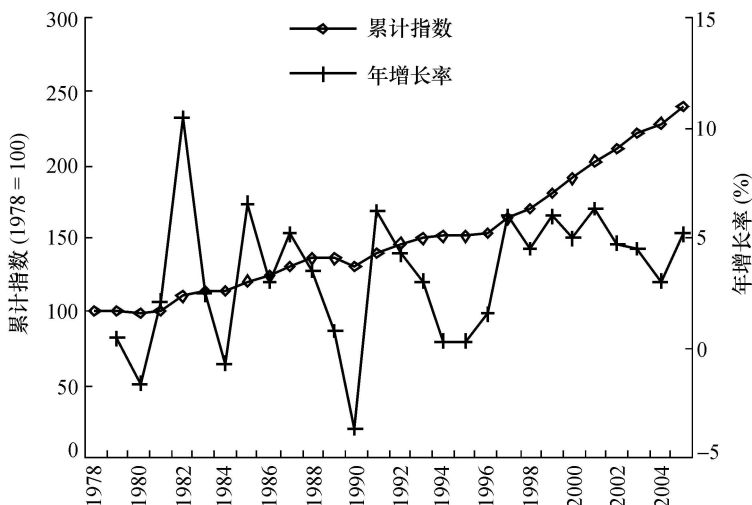


图 14 中国相对若干 OECD 国家服务业劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源: 用中国与 13 个 OECD 国家服务业劳动生产率数据计算。中国服务业劳动生产率数据见图 3, OECD 服务业劳动生产率数据见图 8。

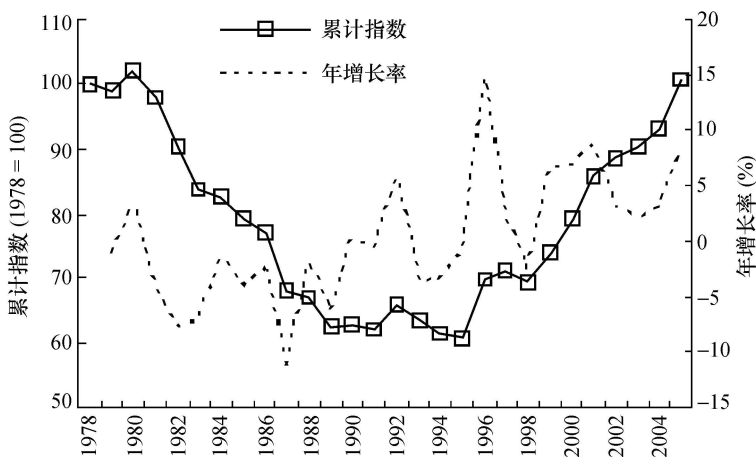


图 15 中国与美国“相对相对”劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源: 用中国与美国两部门相对劳动生产率数据计算。中国数据见图 4, 美国数据见图 9。

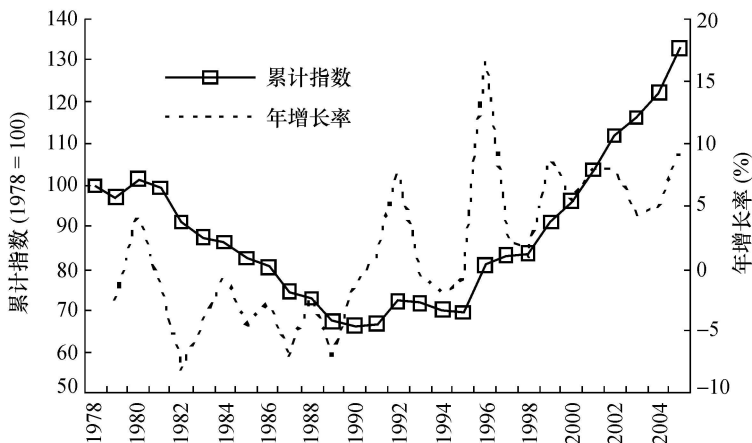


图 16 中国与若干 OECD 国家“相对相对”劳动生产率增长 (1978—2005)

数据来源：用中国与 OECD 两部门相对劳动生产率数据计算。中国数据见图 4，13 个 OECD 国家数据见图 10。

六、巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率关系的重新考察

本文从解释人民币实际汇率的视角观察我国两部门劳动生产率的追赶轨迹。以往从巴拉萨-萨缪尔森效应角度研究人民币实际汇率的文献，大都用人均或劳均产出增长作为对巴拉萨-萨缪尔森效应生产率的度量指标，进而分析这一理论假说与人民币实际汇率的关系。问题在于，人均或劳均产出等总量性生产率指标与巴拉萨-萨缪尔森效应推论要求的结构性生产率指标可能存在显著差异，因而需要利用我国可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”的度量结果，观察检验上述总量性和结构性生产率变量是否一致，从而对巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率的关系给以重新考察。

图 17 报告了人民币对美元的实际汇率以及反映我国劳动生产率变动的两类指标数据。其中，我国相对美国劳均产出增长率指数与我国人均 GDP 相对发达国家增长率等指标类似，是以往有关研究假设可以作为检验巴拉萨-萨缪尔森效应假说对人民币实际汇率解释能力的总量性相对生产率度量指标。另一个可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”指数是结构性生产率相对变动指标。图中人民币实际汇率采取类似于直接标示法的度量方法，其数值上升表示升值，反之亦然。依据巴拉萨-萨缪尔森效应假说，生产率相对增长应派生人民币实际汇率升值趋势，因而基于理论假说推测，相对劳动生产率增长指标与人民币实际汇率应存在反向关系。

图 17 显示我国劳均产出相对增长这个总量性生产率指标在过去二十多年大体呈现上升趋势，与人民币实际汇率走势总体呈现同向变动关系，不符合

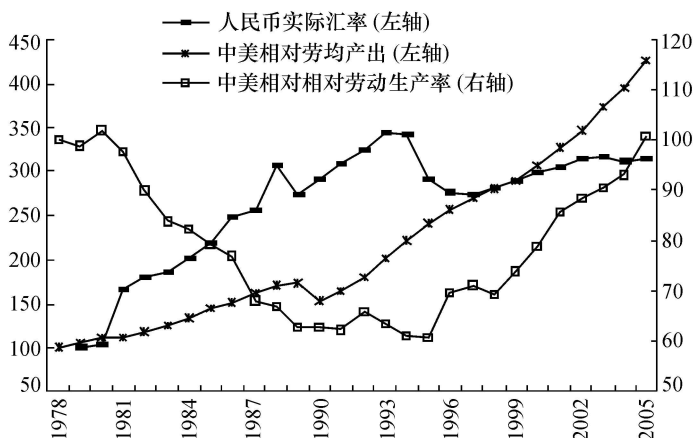


图 17 人民币实际汇率与不同增长指标关系 (1978—2005, 1978=100)

数据来源: 实际汇率由人民币美元名义汇率和中美 CPI 计算。劳均产出 = 实际 GDP / 就业人数。中国实际 GDP、就业人数、CPI 来自历年《中国统计年鉴》。美国实际 GDP 来自美国经济分析局 (Bureau of Economic Analysis, BEA), 就业人数和 CPI 来自美国劳动统计局 (Bureau of Labor Statistics, BLS)。1978—2004 年名义汇率来自卢锋 (2006a) 图 2, 2005 年名义汇率来自《中国统计年鉴 (2006)》。中美相对相对劳动生产率来自本文图 15。

巴拉萨-萨缪尔森效应假说预测关系。用我国人均 GDP 及其国际比较增长率等指标 (没有在图形中报告) 也会得到类似结果。这一简单观察对理解有关文献的研究结果很有意义。由于总量性生产率指标与人民币实际汇率的经验关系与理论假说不一致, 有关人民币均衡实际汇率时间序列数据计量模型大都舍弃巴拉萨-萨缪尔森效应变量¹⁵; 有的研究人员提出巴拉萨-萨缪尔森效应不适用于解释人民币实际汇率, 大体也与上述解释困难存在联系; 即便是肯定巴拉萨-萨缪尔森效应对人民币实际汇率具有理论解释作用的研究文献, 也很少利用相关时间系列数据对这一关系加以检验。

与总量性生产率指标单调上升表现不同, 我国可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”这一结构性生产率指标在我国改革开放时期呈现先下降后上升的走势。虽然我国整体经济持续高速增长, 可贸易部门“相对相对”劳动生产率在改革开放最初十多年不仅没有上升反而大幅下降; 依据巴拉萨-萨缪尔森效应假说作简单推测, 这一因素应使人民币实际汇率显著贬值, 与这一时期实际汇率大幅贬值的走势在方向上具有一致性。从整个时期看, “相对相对”劳动生产率先降后升, 人民币实际汇率前期大幅贬值, 后期则是显著升值和温和贬值并存, 总体来看扭转了前期大幅贬值局面, 二者的动态联系方式与理论预测关系较为一致。

¹⁵ 参见卢锋 (2006a, 第五节) 有关这类研究的评述内容。

为评估上述直观判断是否具有统计显著性，我们分别估计了上述生产率增长指标对人民币实际汇率的简单线性方程。表1报告的估计结果显示，人民币实际汇率（LnRER）对中国劳均产出增长（LnYPLC）和中美相对劳均产出增长（LnYPLCU）、中国人均GDP增长（LnYPCC）以及中美相对人均GDP增长（LnYPCCU）等总量性生产率指标的估计系数都是正数，并且 t 值大都在5.64—6.63，说明用这类指标检验巴拉萨-萨缪尔森效应假说，必然得到该理论不适用于人民币实际汇率的结论。然而劳动生产率“相对相对增长”（LnRRPRO）变量估计系数为-1.32，符号与理论推测关系相一致；估计系数 t 值为4.12，拟合度 R^2 值为0.4，说明人民币实际汇率的部分变动能在统计显著意义上被结构性生产率因素所解释。这个单变量方程不是全面解释人民币实际汇率的计量模型¹⁶，然而它传达了本文的基本观点：考查巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币汇率关系需要直接度量我国结构性生产率相对增长指标，采用劳均产出等总量性生产率指标所得出的理论假说与经验证据不一致的结论，根源在于理论变量与度量指标匹配失当。

表1 巴拉萨-萨缪尔森效应若干度量指标与人民币实际汇率关系(1979—2005)

被解释变量：人民币实际汇率（LnRER）			
若干经济追赶指标	估计系数	t 值	R^2
中国劳均产出增长（LnYPLC）	0.48	5.64	0.55
中美相对劳均产出增长（LnYPLCU）	0.62	5.65	0.55
中国人均实际GDP指数（LnYPCC）	0.42	6.36	0.61
中美相对人均实际GDP指数（LnYPCCU）	0.56	6.34	0.61
中国劳动生产率“相对相对增长”（LnRRPRO）	-1.32	-4.12	0.40

数据来源：实际汇率、中美相对劳均产出、中美相对相对劳动生产率来自图17；中国劳均GDP、中国人均实际GDP来自《中国统计年鉴（2006）》；美国人均实际GDP来自美国经济分析局（Bureau of Economic Analysis, BEA）；采用对数模型估计，包括截距项但没有报告估计系数。

七、总结性评论

依据巴拉萨-萨缪尔森效应假说的经典表述，一国经济追赶过程伴随的可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”会通过可贸易部门工资与生产率同比例增长以及不可贸易部门工资超过本部门生产率增长等传导机制，派生出本币实际汇率升值趋势。依据对这一理论的拓展表述，如果可贸易部门工资增长速度低于劳动生产率增长，生产率“相对相对增长”仍会通过国际收支平衡约束作用及名义汇率变动，实现本币实际汇率升值要求。可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”是巴拉萨-萨缪尔森效应假说发生作用的前提条件。从理论上研究我国经济追赶背景下人民币实际汇率的长期趋势，关键是要度量我国结构性生

¹⁶ 人民币实际汇率还受到其他因素影响，如计划经济时期汇率高估扭曲需要逐步消化，这一因素对改革开放最初十多年汇率走势产生影响等（参见卢锋，2006c）。

产率相对增长。

借鉴参考学术界有关研究成果,整理考察国内外相关统计数据,本文第一次对改革开放整个时期我国两部门劳动生产率各自增长、相对增长、国际比较增长等指标进行了系统估测,从而对我国可贸易部门“相对相对”劳动生产率增长提出初步度量。虽如本文相关部分说明,由于我国统计体系仍处在转型过程中,相关领域研究成果积累还比较有限,准确度量劳动生产率长期变动还存在一些有待深入探讨的问题,然而重要的是现有数据资源和研究成果毕竟为系统定量描述我国生产率追赶提供了现实可能性。本文对我国两部门劳动生产率追赶基本态势和阶段特点的观察和讨论,对理解我国经济开放成长进程以及人民币实际汇率问题具有重要认识价值。

国际劳动生产率差距是反映给定时点、国别物质生活水平差异的基本指标,劳动生产率相对增长则是描述特定时期一国经济追赶的基本指标。如果把后进国家经济追赶看成是人均收入和产业结构向发达国家长期逼近和收敛的过程,那么劳动生产率在国际比较意义上持续相对增长,则是这一追赶进程展开和实现的必要和充分条件。从本文初步估测结果看,我国当代经济成长存在一个突出特点,就是在改革开放最初十多年间,可贸易部门劳动生产率增长速度很慢,提示这一时期整体经济高速增长的动力结构存在阶段性特点。¹⁷然而经济持续成长以劳动生产率追赶作为必要条件这一普遍规律对我国经济发展进程的影响,进入20世纪90年代后,特别是在近十余年,鲜明地显现出来。对两部门劳动生产率变动的观察分析,有助于认识我国经济成长道路特点和具体规律。

与本文主题直接相联系,度量我国两部门劳动生产率对重新考察巴拉萨-萨缪尔森效应与人民币实际汇率的关系具有两点启示意义。

一是为反思和评估这一领域已有研究文献提供了新的视角和经验证据。以往从巴拉萨-萨缪尔森效应角度研究人民币实际汇率的文献,一般假设巴拉萨-萨缪尔森效应有关生产率相对增长的前提条件在我国改革开放经济高速增长时期一直具备和满足,并在此基础上从人均、劳均产出之类总量性生产率变动的角度考察巴拉萨-萨缪尔森效应对人民币实际汇率影响。本文直接度量我国两部门劳动生产率及其国际比较结果,对上述研究暗含的前提性判断提出批评。

二是对考察人民币实际汇率长期走势和相关政策调整提出新的分析思路。我国可贸易部门劳动生产率“相对相对增长”指标与人民币实际汇率走势在定性意义上具有与巴拉萨-萨缪尔森效应理论的预测大体一致的关系,并且这一定性关系在简单计量分析中显示出统计显著性。这一发现使我们有可能会在

¹⁷ 初步研究表明,在传统计划体制扭曲结构背景下,改革政策推动出现资源跨部门流动重组,人口结构变动导致就业人数占总人口比重上升,这些变动与部门劳动生产率增长因素一起构成这一时期整体经济增长的供给面主要动力来源。笔者将另文讨论这一问题。

与现代经济学标准理论以及经济发展普遍规律相一致的基础上，把人民币实际汇率变动与中国经济成长过程中劳动生产率追赶的动态图景联系起来观察思考。这对我们从理论上探讨人民币实际汇率演变的内在规律、对在人民币汇率政策争论中寻求学理层面的共识基础，都应具有认识、借鉴意义。

附录 1998—2005 年我国制造业劳动生产率估算

1998—2005 年我国制造业劳动生产率根据规模以上制造业企业增加值和从业人数计算。《中国统计年鉴》(1999—2006 年) 报告了规模以上工业企业 1998—2005 年分行业从业人数以及 1998—2003 年与 2005 年分行业增加值，利用其中制造业行业的数据可计算制造业劳动生产率。然而 2004 年数据存在两点问题，本文用下述方法处理调整。

一是 2004 年制造业增加值的估算问题。官方统计部门没有公布 2004 年分行业工业增加值，只报告了全部规模以上工业企业增加值总额。规模以上工业企业增加值中制造业所占比例在 2003 年和 2005 年两年平均值为 80.2%，利用这一比例值以及 2004 年全部规模以上工业企业增加值 54805 亿元数据，估算出 2004 年制造业企业增加值为 43968 亿元。

二是 1998—2004 年制造业从业人数的调整问题。历年《中国统计年鉴》公布前一年分行业工业从业人数。《中国统计年鉴(2006)》对规模以上工业企业 2005 年统计数据采用了新的统计口径，并且调整了规模以上工业企业 2004 年的企业单位数、总产值、从业人数等主要经济指标，将 2004 年规模以上工业企业从业人数由《中国统计年鉴(2005)》报告的 6098 万人增加至 6622 万人，上调了 8.6%。但是《中国统计年鉴(2006)》没有报告上述数据分行业调整结果，因此无法直接获得调整后的 2004 年制造业就业人数。本文采用 2004 年工业就业人数的调整比例，将制造业就业人数由 5220 万人上调为 5668 万人。

由于 2004 年制造业就业人数上调，利用上述数据计算劳动生产率会低估 2004 年制造业劳动生产率增长。经济普查更新数据通常是对此前一段时期的数据误差进行调整，为避免这一因素对 2004 年一年劳动生产率估计结果产生过大扭曲影响，本文把该年就业人数上调数按各年从业人数比例分摊到 1998—2004 年间，最后利用上述制造业从业人数和增加值计算 1998—2005 年制造业劳动生产率，表 2 报告了有关数据及制造业劳动生产率的估算结果。

表 2 我国制造业劳动生产率估算(1998—2005)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
增加值								
工业(亿元)	19422	21565	25395	28329	32995	41990	54805	72187
制造业(亿元)	15008	16575	19397	21971	25924	34089	43968	57231
制造业占工业比例(%)	77.3	76.9	76.4	77.6	78.6	81.2	80.2	79.3
从业人数								
工业(万人)	6196	5805	5559	5441	5521	5749	6098 6622*	6896
制造业(万人)	4950	4619	4462	4416	4474	4884	5220	5935
制造业人数上调比例(%)	1.2	2.5	3.7	4.9	6.1	7.4	8.6	
制造业调整后人数(万人)	5011	4733	4626	4632	4748	5243	5668	5935
工业品出厂价格指数								
同比指数(上年=100)	95.9	97.6	102.8	98.7	97.8	102.3	106.1	104.9
定基指数(2000年=100)	99.7	97.3	100.0	98.7	96.5	98.7	104.8	109.9

(续表)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
制造业劳动生产率(元/人)								
名义劳动生产率	29951	35024	41932	47429	54600	65016	77577	96426
2000年不变价劳动生产率	30051	36004	41932	48053	56564	65839	74044	87735
劳动生产率增长率(%)		19.8	16.5	14.6	17.7	16.4	12.5	18.5

*《中国统计年鉴(2005)》表14-5报告2004年工业从业人数为6098万,《中国统计年鉴(2006)》表14-6将2004年工业就业人数调整为6622万。

说明和数据来源:劳动生产率=增加值/从业人数。工业增加值和从业人数来自历年《中国统计年鉴》“规模以上工业企业主要指标”。制造业增加值和从业人数由制造业分行业数据加总,制造业分行业增加值和从业人数来自历年《中国统计年鉴》“按行业分规模以上工业企业主要指标”。1998—2002年制造业分部门包括“食品加工业、食品制造业、饮料制造业、烟草加工业、纺织业、服装及其他纤维制品制造业、皮革毛皮羽绒及其制品业、木材加工及竹藤棕草制品业、家具制造业、造纸及纸制品业、印刷业记录媒介的复制、文教体育用品制造业、石油加工及炼焦业、化学原料及制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶制品业、塑料制品业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、普通机械制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、电子及通信设备制造业、仪器仪表文化办公用机械”等28个部门,2003—2005年增加“工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业”两个部门,变成30个部门。工业品出厂价格指数来自《中国统计年鉴(2006)》,利用工业品出厂价格指数把名义劳动生产率调整为不变价劳动生产率。

参考文献

- [1] Abramovitz, M., “Resource and Output Trends in the United States Since 1870”, *American Economic Review*, 1956, 46, (2), 5—23.
- [2] Ark, B. V., “Issues in Measurement and International Comparison Issues of Productivity, An Overview”, GGDC Working Papers, GD-28, Groningen Growth and Development Centre, Faculty of Economics, University of Groningen, The Netherlands, 1996.
- [3] Balassa, B., “The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy*, 1964, 72, (6), 584—596.
- [4] Edwards, S., *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge: The MIT Press, 1989.
- [5] Frankel, J., “On the Renminbi: The Choice between Adjustment under A Fixed Exchange Rate and Adjustment under A Flexible Rate”, Paper presented at “The High-Level Seminar on Foreign Exchange System” held in Dalian, China, May 26—27, 2004.
- [6] 关志雄, “中国GDP何日更上一层楼”, 发表于2002年2月20日, 载关志雄《做好中国自己的事——“中国威胁论”引发的思考》。北京:中国商务出版社, 2005年, 第151—154页。
- [7] 关志雄, “为什么人民币需要升值——中国才是真正的受益者”, 2003年7月, 引自该作者RIETI主页文章, 该文结尾注明“来源《比较》, 第七辑, 2003年7月”。
- [8] 胡援成、曾超, “中国汇率制度的现实选择及调控”, 《金融研究》, 2004年第12期, 第59—74页。
- [9] Hulten, C., “Total Factor Productivity: A Short Biography”, Mimeo, University of Maryland and National Bureau of Economic Research, August 2000.
- [10] 卢锋, “产品内分工”, 《经济学(季刊)》, 2004年第4卷第1期, 第55—82页。
- [11] 卢锋, “人民币实际汇率之谜(1979—2005)——基于事实比较和文献述评的观察”, 《经济学(季刊)》, 2006年第5卷第3期, 第635—674页。

- [12] 卢锋 b, “我国劳动生产率增长及国际比较(1978—2004)——人民币实际汇率长期走势研究之一”, 北京大学中国经济研究中心《中文讨论稿》, No. C2006004, 2006年4月3日。
- [13] 卢锋 c, “体制转型与汇率演变——人民币实际汇率长期走势研究之三”, 北京大学中国经济研究中心《中文讨论稿》, No. C2006009, 2006年4月20日。
- [14] 卢锋、韩晓亚, “长期经济增长与实际汇率演变”, 《经济研究》, 2006年第7期, 第4—14页。
- [15] Peacock, A., “Liberalism and Economic Growth”, in Szirmai, A., B. V. Ark, and D. Pilat (eds.), *Explaining Economic Growth: Essays in Honor of Angus Maddison*, Amsterdam: North-Holland, 1993, 413—428.
- [16] 任若恩, “关于中国制造业国际竞争力的进一步研究”, 《经济研究》, 1998年第2期, 第3—13页。
- [17] Sachs, J. D. and F. B. Larrain, *Macroeconomics in the Global Economy*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall, New Jersey, USA., 1992.
- [18] Szirmai, A., M. Bai and R. Ren, “Labor Productivity Trends in Chinese Manufacturing, 1980—1999”, Working Paper 01.10, Eindhoven Centre for Innovation Studies (ECIS), The Netherlands, 2001.
- [19] Szirmai, A., 柏满迎、任若恩, “中国制造业劳动生产率: 1980—1999”, 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第4期, 第863—884页。
- [20] 许宪春, “中国国内生产总值核算”, 载岳希明、张曙光、许宪春主编: 《中国经济增长速度: 研究与争论》。北京: 中信出版社, 2005年。
- [21] Wang Y. and Y. Yao, “Sources of China’s Economic Growth 1952—1999: Incorporating Human Capital Accumulation”, *China Economic Review*, 2003, 14, 32—52.
- [22] Wu, H. X., “The Long-run Comparative Labor Productivity Performance of Chinese and US Manufacturing, 1952—1997”, in Lloyd P. and X. Zhang (eds.), *China in the Global Economy*, London, Edward Elgar Publishing Ltd. 2000a, 86—105.
- [23] Wu, H. X., “Comparative Labor Productivity in the Chinese and US Manufacturing: Could structural changes explain the gap?” Paper prepared for the 26th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, Cracow, Poland, 27 Aug to 2 Sep 2000b.

Measurements of China’s Relative Labor Productivity Growth (1978—2005) —Rethinking the Relationship Between the Balassa-Samuelson Effect and Renminbi Real Exchange Rate

FENG LU LIU LIU
(Peking University)

Abstract Balassa-Samuelson effect in a country is based on the “relative relative catch-up” of

labor productivity for tradable sector. Taking manufacturing and service sectors to represent the tradable and non-tradable sectors respectively, this study measures the relative productivity growth between the two sectors in China during 1978—2005. Using 13 OECD countries as the benchmark countries, it measures China's “relative relative growth” of labor productivity for tradable sector in the period. The evidence has been found to support the linkage between the structural productivity growth and RMB real exchange rate during the period.

JEL Classification F31, F43, O47