

---

---

# 两国相对生产率与巴拉萨-萨缪尔森效应： 一个经验检验

王雪珂 姚 洋\*

---

**内容提要** 本文采用1980~2008年91个经济体的面板数据,通过构造更能代表巴拉萨-萨缪尔森效应(B-S效应)的“两国相对生产率”指标,对B-S效应进行了重新检验;同时,我们也重新检验了王泽填和姚洋(2009)关于结构转型抑制B-S效应的结论。研究发现采用两国相对生产率指标计算的B-S效应仍然成立;而使用农村人口比重表征结构转型阶段的研究还表明,一个经济体越处于结构转型的初期,B-S效应对其实际汇率的作用越小。这些结论对模型设定、样本选择和部门分类等都具有高度稳健性。进一步检验还表明,劳动力自由流动受限会抑制实际汇率升值,即使选择相对固定的汇率制度也无法维持实际汇率被长期低估。

**关键词** 巴拉萨-萨缪尔森效应 实际汇率 两国相对生产率 结构转型

---

## 一 引言

根据巴拉萨-萨缪尔森效应(简称B-S效应),如果相对其他国家而言,一国的可贸易部门比不可贸易部门的相对生产率增长得更快,那么这个国家会发生实际汇率(*RER*)升值。该理论在许多发达国家得到验证,如战后的日本和德国(Ito等,1997; Alexius和Nilsson,2000)。然而同样引起关注的是,其在解释发展中国家实际汇率时

---

\* 王雪珂、姚洋:北京大学国家发展研究院 100871 电子信箱:wangxk117@gmail.com(王雪珂);yyao@ccer.edu.cn(姚洋)。

作者感谢匿名审稿人对本文提出的建设性意见,文责自负。

却不太有效(Ito等,1997;Wagner,2005;Gente,2006)。但是,以往的多数研究没有直接使用两国相对生产率来衡量B-S效应,而是使用相对人均收入对其进行检验(Balassa,1964;Rogoff,1996;Cheung等,2007;王泽填和姚洋,2009),这不仅会曲解真正的B-S效应,还会涵盖其他影响实际汇率的因素。在考虑相对生产率的文献中(Marston,1989;Canzoneri等,1999;王苍峰和岳咬兴,2006;卢锋和刘鑒,2007),大部分文献仅采用时间序列数据考察单一国家的实际汇率,或者仅局限于研究发达国家实际汇率决定。因此,已有文献一方面缺乏在世界范围内对B-S效应的研究;另一方面缺乏发展中国家与发达国家的比较研究,本文意在弥补这些缺陷。我们使用1980~2008年91个经济体包含两国相对生产率的长时段的面板数据,重新估计B-S效应。本研究的另一个目的是试图解释B-S效应为什么在发展中国家作用有限。王泽填和姚洋(2009)使用相对人均收入检验了结构转型阶段对B-S效应的抵消作用,而本文使用两国相对生产率进行研究,并进行了多种稳健性检验,进一步完善了王泽填和姚洋(2009)的工作。本文的贡献体现在以下三方面。第一,构建更能代表B-S效应中“相对相对生产率”概念的两国相对生产率指标,运用跨国数据检验B-S效应的有效性;第二,基于“两国相对生产率”指标,较为系统地验证以剩余劳动力转移为特征的结构转型对B-S效应的抑制作用,解释发展中国家实际汇率普遍被“低估”的合理性;第三,从模型设定、样本选择和部门分类等角度验证结论的稳健性。

本文余下部分安排为:第二节简要回顾文献;第三节介绍本文的计量模型、变量选择及数据来源;第四节基于两国相对生产率检验B-S效应是否成立;第五节检验结构转型对B-S效应的影响;第六节进行稳健性检验;第七节总结全文。

## 二 文献回顾

探讨B-S效应为何在发展中国家解释力较弱,需要分析其暗含的假设。我们假设劳动是唯一生产要素,<sup>①</sup>B-S效应成立基于以下三个环节:

1. 可贸易品相对不可贸易品生产率的上升导致整体工资水平上升。该环节基于的假设有:充分就业、要素市场完全竞争和劳动力在国内跨部门自由流动。所以当存

<sup>①</sup> 尽管中国的资本项目尚未完全开放,但是作为经济增速较快的新兴国家,中国的资本项目开放更可能伴随着资本的流入(Ito等,1997;俞萌,2001;Walsh和Yu,2010)。而与此同时,中国对资本的流入尤其是直接投资流入方面的限制相对较小,所以资本自由流动的假设与现实情况没有特别严重的差别。相较而言,本文更强调劳动要素的现实与B-S效应理论前提的违背,而且部门生产率指标通常也采用劳动生产率来衡量,所以考虑劳动是唯一生产要素具有一定合理性。

在剩余劳动力、工资管制或劳动力流动限制时，<sup>①</sup>整体工资水平的上升幅度会相应减小从而削弱 B-S 效应。

2. 工资水平上升导致不可贸易品相对可贸易品价格上升。主要基于商品市场完全竞争假设，当存在商品价格管制时，<sup>②</sup>相对价格也会相应扭曲。

3. 不可贸易品相对可贸易品价格上升导致物价指数（通常用 CPI 计算实际汇率）和实际汇率上升。该环节基于的重要假设是可贸易品价格符合购买力平价定律<sup>③</sup>（简称 PPP），相对购买力平价定律即可。另外，物价水平核算中可贸易品与不可贸易品的权重变化应不大。<sup>④</sup>

该思路可用下式表述：

$$\frac{A_T}{A_N} \uparrow \xrightarrow{(1)} \frac{W_T = W_N}{W} \uparrow \xrightarrow{(2)} \frac{P_N}{P_T} \uparrow \xrightarrow{(3)} \text{CPI} \uparrow, e \uparrow \quad (1)$$

其中， $A$ 、 $W$  和  $P$  分别代表生产率、名义工资水平和价格水平，下标  $T$  和  $N$  分别代表可贸易部门和不可贸易部门， $PPP$  表示购买力平价，物价指数用  $CPI$  表示， $e$  表示间接标价的实际汇率，上升即代表实际汇率升值。

除假设不成立以外，还有一系列文献批评 B-S 效应只考虑供给面，而忽略了需求变化对实际汇率的影响。通常人均 GDP 较高国家的服务业比重也较高，Dornbusch 等（1998）基于这一现象提出收入效应会导致微观层面更偏好服务业（不可贸易部门）的消费，从而改变物价指数的组成。Rogoff（1992）与 Coricelli 和 Jazbec（2004）均提出，由于政府偏好消费不可贸易品，实际汇率决定应考虑政府支出的改变。Rogoff（1992）与 De Gregorio 和 Wolf（1994）的研究表明，只要放宽完全竞争、可贸易品符合一价定律或资本可完全自由流动等假设，那么需求因素就会影响实际汇率。

以往对 B-S 效应局限性的研究为本文奠定了基础，本文依据上述分析对可能影响 B-S 效应的因素加以控制并从 B-S 效应的第一环节出发，认为发展中国家与发达国家的显著区别在于，发展中国家通常经历着结构转型，表现为农村存在着大量剩余

① 由于劳动力在不同部门之间并非完全替代，不同部门劳动力的工资水平不尽相同，这会导致 B-S 效应没有理论推导的那么显著，因而本文对于这种情况不予讨论。

② 商品价格扭曲会通过 CPI 传导到实际汇率上。Dumitru 和 Jianu（2009）的研究表明，罗马尼亚的 CPI 核算中高达 21% 的价格被政府管制（集中在不可贸易品），导致不可贸易品价格的提高低于市场价格应有的提高。

③ Ito 等（1997）将实际汇率分解为名义汇率、可贸易品的相对价格、不可贸易品的比重、不可贸易品相对可贸易品的价格等因素，研究 1973 ~ 1992 年的数据发现，除韩国以外的大部分亚洲国家可贸易品并不服从 PPP。

④ Égert 等（2003）对中东欧各国的研究表明，生产率对通货膨胀的作用很大程度上取决于 CPI 的组成。一方面，当不可贸易品比重较低时，不可贸易品相对可贸易品的价格提高对整体通货膨胀影响甚微；另一方面，在中东欧各国的物价核算中，受管制的价格不仅比重较大而且变化频繁，B-S 效应的分析过程可能受到 CPI 的误导。

劳动力,随着工业部门(可贸易部门)生产率的提高,劳动力从农村部门向工业部门转移,从而抑制了工业部门乃至整体工资水平和不可贸易品的相对价格,最终抑制实际汇率的升值。Ito 等(1997)、胡援成和曾超(2004)以及关志雄(2005)均表述了类似的观点,然而他们没有进行系统研究,也没有给出经验证据。王泽填和姚洋(2009)通过构建一个三部门静态模型说明结构转型如何减缓 B-S 效应,并运用跨国面板数据较为系统地验证了上述观点。然而,与已有研究一样,他们使用人均收入表示可贸易品相对不可贸易品的生产率,但该指标并不能从真正意义上表达 B-S 效应。

B-S 效应的分析逻辑是先比较一国可贸易部门相对不可贸易部门的生产率,进而比较该国两部门“相对生产率”相对其他国家的变化,是“相对相对生产率”的概念(本文均用“两国相对生产率”指代)。根据 B-S 效应的推导,实际汇率的表达式为:

$$q = \frac{(A_T/A_N)^{1-\alpha}}{(A_T^*/A_N^*)^{1-\alpha^*}} \quad (2)$$

其中,  $\alpha$  和  $1-\alpha$  分别代表本国物价指数中可贸易品和不可贸易品的权重,\*号表示相应的国外变量,即 B-S 效应的结论为,当本国可贸易品相对不可贸易品的生产率  $A_T/A_N$  (下文简称为“相对生产率”)相对国外“相对生产率”  $A_T^*/A_N^*$  提高时,实际汇率升值。由于相对生产率的提高往往表现为经济的高速发展,再加上数据的局限性,以往的研究一般使用相对人均收入衡量“两国相对生产率”。但是,采用该变量的假设前提是一个国家的经济增长主要由可贸易品的技术进步驱动,但这并不适用于新加坡、中国香港这类服务业(如旅游业、金融业)更发达的经济体。其除了会扭曲 B-S 效应的含义外,如此估计其实是对 PENN 效应<sup>①</sup>(Samuelson, 1994)的检验,而 B-S 效应只是产生 PENN 效应的一种原因,相对人均收入还可能涵盖了其他影响实际汇率的因素,如消费偏好和储蓄倾向。数据的局限性逐渐引起学者的关注,Ito 等(1997)提出 B-S 效应在许多亚洲国家不成立,或许是因为没有足够的数据和较好的变量来表示 B-S 效应的真正含义。少数学者尝试构建衡量两国相对生产率的指标以检验 B-S 效应的有效性,指标构建的关键之处有两点:一是可贸易部门和不可贸易部门如何划分;二是生产率如何衡量。如 Marston(1989)对行业进行细分,将制造业和农业等作为可贸易部门,将批发和零售业、住宿和餐饮业、交通运输仓储和通讯业、金融业等作为不可贸易部门,将劳动平均产量作为部门的生产率指标对 1973~1983 年的日元实际汇率进行了分析。Canzoneri 等(1999)沿用 Marston(1989)的行业分类和指标设定,并对主要 OECD 成员国

① 所谓 PENN 效应是指人均 GDP 较高的国家物价水平相对较高,从而名义汇率经物价调整后的实际汇率也较高,表现为人均 GDP 与实际汇率的正向关系。

的数据进行经验分析。王苍峰与岳咬兴(2006)用制造业和服务业分别表示可贸易部门和不可贸易部门,通过差分回归模型和协整分析来检验人民币实际汇率是否符合 B-S 效应;卢锋和刘镛(2007)用服务业作为不可贸易部门,制造业作为可贸易部门,服务业劳动生产率用该部门 GDP 与其就业人数之比表示,制造业劳动生产率用 Szirmai 等(2001)提供的数据经调整得到,通过图表说明 B-S 效应在中国成立。然而,这些研究没有对 B-S 效应进行世界范围的检验,也没有对发展中国家及其与发达国家的区别进行研究。而本文以此为切入点,采用部门增加值与部门就业人数之比衡量部门的生产率,用可贸易部门的生产率与不可贸易部门的生产率之比构造“相对生产率”指标,再用各国“相对生产率”指标与美国“相对生产率”指标之比表示 B-S 效应。

### 三 计量模型与数据来源

#### (一)计量模型

王泽填和姚洋(2009)的理论模型表明,农村人口的比重代表一个经济体结构转型的阶段,农村人口比重越高,经济越处于转型的初级阶段,B-S 效应相应就越弱。基于他们的研究,本文在实际汇率估计模型中加入农村人口比重与两国相对生产率的交叉项,用以考察结构转型对 B-S 效应的影响。计量模型设定为:

$$\ln RER_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln rprod_{i,t} + \beta_2 (Rural_{i,t} \times \ln rprod_{i,t}) + Z_{i,t} \Gamma + \alpha_i + u_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,下标  $i$  指代经济体, $t$  指代年份, $Z$  指一系列控制变量, $\alpha_i$  是经济体  $i$  的个体效应, $u_t$  是时间效应, $\varepsilon_{i,t}$  是残差项, $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\Gamma$  是待定系数,F 检验和 Hausman 检验表明模型为控制个体固定效应和时间固定效应的双向固定效应模型。

$RER_{i,t}$  是国家  $i$  相对美元的双边实际汇率,具体表示为:  $RER_{i,t} = E_{i,t} P_{i,t} / P_t^*$ , 其中  $E_{i,t}$  是本币相对美元的名义汇率, $P_{i,t}$  和  $P_t^*$  分别表示国家  $i$  和美国在第  $t$  年的物价水平(用相应的货币表示)。所以,  $P_{i,t} / P_t^*$  表示国家  $i$  相对美国的购买力平价水平。

$rprod_{i,t}$  表示“两国相对生产率”,用本国相对生产率与美国相对生产率之比衡量。为了更好地衡量 B-S 效应中的“相对生产率”,即可贸易部门相对不可贸易部门的生产率,本文采用部门增加值与该部门就业人数之比表示部门生产率。以往研究表明制造业属于典型的可贸易品部门,服务业属于不可贸易部门,<sup>①</sup>然而由于数据的局限性,

① 农业部门属于可贸易还是不可贸易部门存在争议,以往研究中,一部分将农业部门作为可贸易部门进行分析,如 Marston(1989)、De Gregorio 等(1994)以及 Canzoneri 等(1999);另一部分则不对其进行分析,如王苍峰和岳咬兴(2006)与卢锋和刘镛(2007)。本文先不对其进行分析,在稳健性检验部分将考虑农业部门为可贸易部门做进一步研究。

我们无法获得制造业的相关数据,只能细化到工业部门,考虑到工业部门主要由制造业组成,<sup>①</sup>本文设定的“相对生产率”为:

$$\text{相对生产率} = \frac{\text{工业增加值}/\text{工业就业人数}}{\text{服务业增加值}/\text{服务业就业人数}} \quad (4)$$

如果 B-S 效应成立,其系数显著为正。 $Rural_{i,t}$  是第  $t$  年经济体  $i$  的农村人口比重,交叉项  $Rural_{i,t} \times \ln rrrprod_{i,t}$  是检验结构转型对 B-S 效应影响的重要变量。当经济体处于结构转型的初期,农村人口比重相对较高时, B-S 效应相对削弱,故系数  $\beta_2$  显著为负。

## (二) 控制变量

控制变量的选择是否适合会显著影响回归结果,并且通常没有固定选择,要依据所研究国家的特点而具有一定灵活性,这也是构建均衡汇率模型的难点所在。Montiel (1999) 在构建均衡汇率理论模型的基础上,将起长期决定作用的基本因素分为 4 类: (1) 国内供给因素,主要是 B-S 效应; (2) 财政政策,如政府支出; (3) 国际经济环境,包括贸易条件、实际利率; (4) 经济自由化政策,如贸易依存度。在人民币均衡汇率相关研究上,林伯强 (2002)、施建淮和余海丰 (2005)、吴丽华和王锋 (2006) 以及 Jongwanich (2009) 等基本沿用他们的模型。另外,根据转型国家的特征增加变量,如施建淮和余海丰 (2005) 还考虑了政府债务,吴丽华和王锋 (2006) 考虑了资本流动管制。关于转型国家的特征,本文最关心的是农村剩余劳动力对 B-S 效应的影响,所以本文在以上文献的基础上主要控制了被广泛验证在长期中影响实际汇率的变量,<sup>②</sup>包括对外开放度 (*Openness*)、政府支出 (*GOV*)、贸易条件 (*Terms of Trade*, 简称 *TOT*)、国外净资产 (*Net Foreign Asset*, 简称 *NFA*) 和抚养比 (*Dependency Ratio*, *DepR*)。

对外开放度用外贸依存度,即进出口额与 GDP 之比衡量。当一国对外贸易不够开放时,政策上常见的是对进口品征收关税或进口配额,这将导致进口品的价格偏高

① 各国的统计部门和国际机构一般不直接公布可贸易部门和不可贸易部门的相应指标,跨国的行业细分数据又难以获得,本文所需的各国各部门增加值和就业人数数据,只能细化到三大产业:农业、工业和服务业,数据来自 2012 年的世界发展指标 (WDI),该数据集的分行业数据根据国际产业分类标准 (ISIC) 的第三版进行分类。农业对应 ISIC 第 1~5 类别,主要包括农林牧渔业;工业对应第 10~45 类别,包括采矿业、制造业 (ISIC 第 15~37 类别)、建筑业、电力等公用事业;服务业对应于第 50~99 类,包括交通运输仓储和邮政业、批发和零售业、住宿和餐饮业、金融业、房地产业等。

② 其中,实际利差通常被认为是中期变量,在后文的稳健性检验中将进一步讨论;有部分文献考虑资本项目管制对实际汇率的影响,如储幼阳 (2004)、吴丽华和王锋 (2006)、Cheung 等 (2007) 等,但储幼阳 (2004)、吴丽华和王锋 (2006) 均采用国外净资产 (*NFA*) 作为资本项目管制的代理变量,而该变量也被广泛认为在长期中影响实际汇率波动,所以本文也对其加以控制。

从而提高不可贸易品的相对需求和价格,实际汇率会随之升值。

政府支出用政府最终消费支出占 GDP 之比衡量。B-S 效应只考虑供给面而忽略了需求变动对实际汇率的影响,Rogoff (1992) 与 Coricelli 和 Jazbec (2004) 的研究表明政府支出偏好消费不可贸易品,所以政府支出占 GDP 之比提高会导致实际汇率升值。

贸易条件用价格贸易条件来衡量,即出口价格指数  $Price^{EX}$  与进口价格指数  $Price^{IM}$  之比,其中出口价格指数用出口价值指标  $Value^{EX}$  与出口物量指标  $Volume^{EX}$  之比衡量;进口价格指数用进口价值指标  $Value^{IM}$  与进口物量指标之比衡量  $Volume^{IM}$  :

$$TOT = \frac{Price^{EX}}{Price^{IM}} = \frac{Value^{EX}/Volume^{EX}}{Value^{IM}/Volume^{IM}} \quad (5)$$

贸易条件提升从两方面影响实际汇率:一方面是收入效应,它会促使私人部门更多地消费不可贸易品,从而提升不可贸易品的相对价格和实际汇率;另一方面是替代效应,贸易条件改善会使进口品相对便宜时,可降低对不可贸易品的需求,所以其系数的符号取决于哪种影响更大。

国外净资产用国外净资产<sup>①</sup>与名义 GDP 的比重衡量。Jongwanich (2009) 与 Meza 和 Urrutia (2011) 等研究表明国外净资产的比重越高,一个国家就越富裕,国内需求的提高通常更多消费在不可贸易品上,表现为不可贸易品价格相对提高和实际汇率升值。

抚养比<sup>②</sup>是被抚养人口(15 岁以下或 64 岁以上人口)与劳动年龄人口(15 ~ 64 岁人口)之比。一方面,根据生命周期假说,劳动力人口比非劳动力人口的储蓄率高,抚养比较低,则经济体中劳动人口的比重相对较高,经济体整体储蓄率也相对高,导致出口国经常项目盈余,从而实际汇率升值;另一方面,劳动人口比重高意味着劳动总供给提高,收入效应提高国内需求,尤其是对不可贸易品的需求,从而实际汇率升值。

### (三)数据来源

由于分行业就业人数的数据难以获得,本文基于 1980 ~ 2008 年 91 个经济体的面板数据进行分析。<sup>③</sup> 其中,名义汇率、购买力平价、进出口额(占 GDP 的比重)等数据来自自由宾夕法尼亚大学国际比较中心(Center for International Comparisons)汇编的 Penn World Table 7.0(简称 PWT);工业增加值、工业就业人数、服务业增加值、服务

① 国外净资产是一国持有的外国资产总量,减去由外国持有的国内资产总量(与资本净流出不同,其是存量的概念)。

② Cheung 等(2007)强调人口结构对实际汇率的影响,验证了人口抚养比上升导致实际汇率升值。

③ 本文的全样本覆盖 91 个经济体,时间跨度为 1980 ~ 2008 年,但是由于部分数据缺失,该面板数据为非平衡面板数据(unbalanced panel data)。另一方面,由于控制变量数据有限,部分回归所利用的经济体和样本点会相应减少,具体样本数将在回归列表中标注。

业就业人数、农村人口(占总人口的百分比)、政府支出(占GDP的比重)、进口价值指标、出口价值指标、进口物量指标、出口物量指标、国外净资产、抚养比等数据均来自世界发展指标(World Development Indicators, 简称WDI)。

#### 四 B-S效应的再检验

有文献指出B-S效应对发展中国家的实际汇率解释力较低,可能仅仅是由于数据缺陷造成的。我们在检验结构转型对B-S效应的影响之前,首先对实际汇率估计的基本模型进行回归,即式(3)去掉交叉项,用两国相对生产率指标检验B-S效应对实际汇率的解释力,回归结果如表1回归(1)和(2)所示。 $\ln rprod$ 的系数显著为正,证明整体来看B-S效应是成立的。根据回归(2)的估计,实际汇率对B-S效应的弹性为0.0445,即当一国可贸易品相对不可贸易品生产率的比相对美国每提高10%,实际汇率升值0.4%。作为对比,我们还用“相对人均收入”<sup>①</sup>(其对数形式用 $\ln gdp\_US$ 表示)作为B-S效应的代理变量进行回归。结果表明,系数的符号与显著性基本不变,但系数明显大于两国相对生产率的系数。这意味着,采用“相对人均收入”作为B-S效应的代理变量很可能夸大B-S效应对实际汇率的作用。开放度和抚养比的系数显著为负,政府支出的系数显著为正,这些均与理论预期一致。贸易条件的系数显著为正,说明贸易条件改善所引起的收入效应大于替代效应。然而,没有证据支持国外净资产比重越高,实际汇率就越高。

根据引言中的分析,B-S效应对发达国家和发展中国家的作用机制或许不同,我们根据两个标准对表1中的回归(2)进行分组检验。一是根据国际货币基金组织(IMF)1999年发布的《世界经济展望》中的标准,把横截面的81个经济体分为24个先进经济体与57个非先进经济体;二是根据世界银行发布的《世界发展报告(1999/2000)》中的标准,将经济体按收入水平分为高收入组、中高收入组、中低收入组和低收入组,由于数据有限,我们将高收入与中高收入归为一组,将中低收入和低收入归为一组,两组分别包含44和37个经济体。如回归(5)~(8)所示,B-S效应在“先进经济”组、“高或中高收入”组均显著为正,然而在非先进经济组、低或中低收入组均不显著,反映B-S效应对欠发达国家实际汇率变动的解释力较弱,接下来我们着重验证发展中国家伴随结构转型如何抑制了其实际汇率的升值。

① 相对人均收入用购买力平价计算的人均收入与美国人均收入之比衡量,数据来自PWT7.0。



表 1 “两国相对生产率”对 B-S 效应的再检验

自变量	因变量 ln $NER$							
	两国相对生产率		相对收入		先进经济	非先进经济	高或中高收入	低或中低收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln $rprod$	0.0806 <sup>***</sup> (0.0269)	0.0445 <sup>*</sup> (0.0262)			0.0919 <sup>*</sup> (0.0477)	0.0277 (0.0331)	0.0793 <sup>*</sup> (0.0465)	0.0336 (0.0339)
ln $gdp_{US}$			0.202 <sup>***</sup> (0.0390)	0.222 <sup>***</sup> (0.0340)				
$Openness$		-0.351 <sup>***</sup> (0.0321)		-0.368 <sup>***</sup> (0.0317)	-0.353 <sup>***</sup> (0.0315)	-0.363 <sup>***</sup> (0.0483)	-0.418 <sup>***</sup> (0.0373)	-0.202 <sup>***</sup> (0.0610)
$GOV/GDP$		1.706 <sup>***</sup> (0.225)		1.799 <sup>***</sup> (0.221)	0.971 <sup>**</sup> (0.379)	1.724 <sup>***</sup> (0.286)	1.467 <sup>***</sup> (0.311)	1.669 <sup>***</sup> (0.339)
$TOT$		0.0800 <sup>***</sup> (0.0251)		0.0692 <sup>***</sup> (0.0243)	0.0756 (0.0471)	0.0648 <sup>**</sup> (0.0316)	0.0170 (0.0346)	0.133 <sup>***</sup> (0.0393)
$NFA/GDP$		-0.00896 (0.0333)		0.00542 (0.0328)	-0.0171 (0.0303)	0.0372 (0.0556)	-0.0216 (0.0362)	-0.000416 (0.0746)
$DepR$		-0.309 <sup>**</sup> (0.120)		-0.197 <sup>*</sup> (0.119)	-0.792 <sup>***</sup> (0.218)	-0.648 <sup>***</sup> (0.247)	-0.232 (0.169)	-0.196 (0.314)
常数项	-0.585 <sup>***</sup> (0.0271)	-0.445 <sup>***</sup> (0.0964)	-0.297 <sup>***</sup> (0.0589)	-0.188 <sup>*</sup> (0.102)	0.309 <sup>*</sup> (0.160)	-0.383 <sup>**</sup> (0.189)	-0.0963 (0.130)	-0.980 <sup>***</sup> (0.236)
样本点	1536	1234	1536	1234	447	787	726	508
R <sup>2</sup>	0.214	0.447	0.224	0.466	0.684	0.422	0.473	0.480
横截面	91	81	91	81	24	57	44	37

说明:样本时间跨度为 1980~2008 年,由于部分数据缺失,该面板数据为非平衡面板数据(unbalanced panel data)。括号中的数字为参数估计的标准差,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的水平下显著。下同。

### 五 结构转型对 B-S 效应的影响

我们对式(3)进行回归,即在表 1 回归(2)中加入农村人口比重和对数形式的两国相对生产率的交叉项,以检验农村人口比重对 B-S 效应的影响。结果如表 2 回归(1)所示。本文对两个模型结果进行比较,发现加入“交叉项”后,B-S 效应仍然显著为正且显著性提高,其他解释变量系数的符号和显著性都没有改变,而“交叉项”的系数显著为负,这验证了我们的理论分析,即一个经济体农村人口比重越高,越处于经济

转型初期, B-S 效应就越弱。两国相对生产率的系数与交叉项系数的绝对值之比约为 0.5。这意味着, 一个经济体的农村人口比重达到 50% 以上时, B-S 效应就完全消失, 甚至会出现相反的情况。根据 WDI 和 PWT 的数据, 1980 ~ 2010 年中国相对生产率增长 58%, 相对人均收入增长 580%, 但同一时期中国平均农村人口比重为 68%, 从我们的回归结果可以理解为何中国的实际汇率不升反降。

表 2 结构转型对 B-S 效应的影响

自变量	结构转型 (1)	因变量 $\ln RER$			
		先进经济 (2)	非先进经济 (3)	高或中高收入 (4)	低或中低收入 (5)
$\ln rrrprod$	0.209*** (0.0528)	0.0664 (0.0715)	0.264*** (0.0733)	0.133* (0.0702)	0.365*** (0.0849)
$Rural \times \ln rrrprod$	-0.403*** (0.112)	0.144 (0.302)	-0.528*** (0.146)	-0.141 (0.220)	-0.693*** (0.164)
$Openness$	-0.363*** (0.0321)	-0.351*** (0.0318)	-0.374*** (0.0480)	-0.423*** (0.0381)	-0.188*** (0.0599)
$GOV/GDP$	1.631*** (0.224)	0.953** (0.381)	1.641*** (0.284)	1.446*** (0.313)	1.681*** (0.333)
$TOT$	0.0894*** (0.0251)	0.0800* (0.0480)	0.0716** (0.0314)	0.0149 (0.0348)	0.145*** (0.0387)
$NFA/GDP$	-0.00840 (0.0331)	-0.0167 (0.0304)	0.0586 (0.0555)	-0.0233 (0.0363)	0.00279 (0.0732)
$DepR$	-0.240** (0.121)	-0.767*** (0.224)	-0.599** (0.245)	-0.230 (0.169)	0.000319 (0.312)
常数项	-0.472*** (0.0962)	0.294* (0.163)	-0.395** (0.188)	-0.0869 (0.131)	-1.123*** (0.234)
样本点	1234	447	787	726	508
$R^2$	0.454	0.684	0.433	0.473	0.500
横截面	81	24	57	44	37

由于发达国家的结构转型已经完成, 以农村存在大量剩余劳动力为特征的结构转型是发展中国家所特有的现象, 其对 B-S 效应的抵消作用也应当是发展中国家所特有的现象, 因此有必要对发达国家和发展中国家分组进行检验。同样, 我们按照 IMF 和世界银行的标准对样本进行分组, 再对式 (3) 进行回归, 结果见表 2。“先进经济”

和“高或中高收入”两组中的交叉项系数均不显著,而其他两组的系数都显著为负。这验证了我们的理论,即只有当一个经济体在经历结构转型的时候,B-S效应才会因结构转型的进程而削弱,由于发达经济体的结构转型已经完成,所以农村人口比重不会影响到B-S效应。从WDI中农村人口比重的数据来看,按照IMF和世界银行的分组,平均而言发达国家比发展中国家的农村人口比重重要低20%。其中,先进经济体的农村人口比重平均为24%,非先进经济体的农村人口比重平均为43%,60%的国家在40%以上;高或中高收入经济体的农村人口比重平均为29%,低或中低收入经济体的农村人口比重平均为47%。另外,“非先进经济”和“低或中低收入”两组作为子样本的研究结果,说明在发展中国家,本文结构转型关于B-S效应影响的结论对样本不敏感,下一部分我们将进一步检验结论的稳健性。

## 六 结构转型影响 B-S 效应的稳健性检验

以往研究表明,B-S效应的结果受模型设定、样本选择和部门分类等影响非常大(Dunaway等,2009),上一部分的分组检验在一定程度上检验了本文对样本选择的稳健性。本部分从5个方面全面检验结构转型对B-S效应影响的稳健性:一是检验劳动力流动限制对B-S效应和农村人口比重的影响;二是通过控制贸易成本检验可贸易品不符合购买力平价定律对B-S效应的影响;三是增加控制变量以检验结果对解释变量选择的敏感性;四是用1994年之后的样本进行回归,控制计划经济和进口替代对实际汇率的影响,检验结果对时间跨度选择的敏感性;五是把农业部门看作可贸易部门重新核算“两国相对生产率”指标,检验结果对部门分类的敏感性。

### (一) 劳动力流动自由度的影响

根据B-S效应的推导和假设,劳动力流动自由度越低,越不利于可贸易部门相对生产率的提高及其向整体工资水平的传递,这直接抑制了B-S效应和实际汇率升值;另外,劳动力流动的自由程度会影响农村人口的比重,一般而言,自由度越低,农村人口比重越高。所以,农村人口比重对B-S效应的抑制作用,有可能是劳动力不能自由流动导致的,我们在原模型中加入衡量劳动力流动自由度的指标LM,以及该指标与对数形式的两国相对生产率的交叉项 $LM \times \ln rprod$ ,检验劳动力流动自由度对B-S效应和实际汇率的影响。

劳动力流动自由度的指标采用《世界经济自由》2011年年度报告(Economic Free-

dom of the World; 2011 Annual Report) 所给出的“劳动力市场管制”指标,<sup>①</sup>该指标最高为 10 分,最低为 0 分,分数越高表示政府对劳动力市场的干预越小。回归结果如表 3 回归(1)所示,劳动力流动自由度的系数显著为正,意味着当劳动力自由流动受限时,会抑制实际汇率升值;劳动力流动自由度与两国相对生产率交叉项的系数显著为负,意味着劳动力自由流动对 B-S 效应有抵消作用,这与预期不太一致,可能的解释是劳动力自由流动通过促进农村人口向工业部门转移抑制了 B-S 效应的作用。结构转型交叉项的系数仍然显著为负,与表 2 的回归(1)相比,其绝对值与“两国相对生产率”系数的绝对值之比大幅减少,表明农村人口比重的确会抵消 B-S 效应,控制政府对劳动力市场的管制之后,其对 B-S 效应的抵消作用有所下降。

## (二) 可贸易品不符合购买力平价定律的影响

根据之前的分析,可贸易品不符合购买力平价定律也会导致 B-S 效应不成立,所以在检验结构转型对 B-S 效应的影响时,有必要对其加以控制;而购买力平价定律不成立的原因之一,是存在贸易成本且贸易成本随时间而改变。<sup>②</sup> 本部分将通过控制贸易成本,检验可贸易品不符合购买力平价定律的情况下,结构转型对 B-S 效应的影响。贸易成本采用许德友等(2010)的公式计算:

$$t_{jk} = 1 - \left[ \frac{EXP_{jk} EXP_{kj}}{s_j (GDP_j - EXP_j) s_k (GDP_k - EXP_k)} \right]^{1/(2\rho-2)} \quad (6)$$

其中,  $GDP_j$  是  $j$  国的总产出,  $EXP_{jk}$  是  $j$  国对  $k$  国的出口,  $EXP_j$  是  $j$  国的总出口,  $\rho$  是替代弹性,  $s_j$  是  $j$  国全部产出中可贸易品的份额,该式的直观含义是当两国的贸易量增加但产出水平不变时,表明两国的贸易成本下降了。由于本文的研究对象是各国相对美元的双边实际汇率,此处将相应控制各国与美国的贸易成本。GDP 数据来自 WDI, 出口数据来自联合国贸易与发展会议,可贸易品份额  $s$  和替代弹性  $\rho$  参照许德友等(2010)分别设定为 0.8 和 8,由于出口数据有限,1995 ~ 2011 年的贸易成本纳入回归。另外,由于贸易成本根据当期出口计算,可能与实际汇率存在内生性问题,为此,除当期贸易成本外,本文还分别采用滞后 2 年的贸易成本 ( $L2.t$ ) 和滞后 3 年平均的贸易成本 ( $avert$ ) 作为控制变量,回归结果如表 3 回归(2) ~ (4) 所示。当期贸易成本

① 《世界经济自由》年度报告由 James Gwartney、Robert Lawshon 及 Joshua Hall 汇编,加拿大公共政策智库菲沙研究所 (Fraser Institute) 发布。其中,劳动力市场管制指标只有 1980、1985、1990、1995 以及 2000 ~ 2009 年的数据,为了和本文的年度数据匹配,我们假设每个 5 年时段中该指标的变动是平稳的,并根据下式计算 1980 ~ 2000 年其他年份的数据:

$$LM_{5i+j} = LM_{5i} + j(LM_{5i+5} - LM_{5i})/5。其中 i 表示第 i 个时段, j 表示第 i 个时段的第 j 年, j=1, 2, 3, 4。$$

② 绝对购买力平价假设不存在贸易成本,相对购买力平价假设贸易成本不随时间改变。

表 3 结构转型影响 B-S 效应的稳健性检验

自变量	lnRER							
	劳动力自由流动 (1)	可贸易部门违背 PPP (2)	可贸易部门违背 PPP (3)	可贸易部门违背 PPP (4)	增加控制变量 (5)	增加控制变量 (6)	增加控制变量 (7)	1994 年之后 (8)
<i>lnrrprod</i>	0.668 *** (0.0905)	0.229 *** (0.0818)	0.334 *** (0.0878)	0.357 *** (0.0887)	0.239 *** (0.0528)	0.223 *** (0.0527)	0.262 *** (0.0534)	0.215 *** (0.0708)
<i>Rural×lnrrprod</i>	-0.300 * (0.162)	-0.332 * (0.196)	-0.627 *** (0.212)	-0.704 *** (0.215)	-0.564 *** (0.113)	-0.528 *** (0.113)	-0.597 *** (0.114)	-0.383 ** (0.163)
<i>Openness</i>	-0.397 *** (0.0327)	-0.476 *** (0.0578)	-0.525 *** (0.0554)	-0.584 *** (0.0613)	-0.381 *** (0.0322)	-0.372 *** (0.0323)	-0.374 *** (0.0341)	-0.380 *** (0.0367)
<i>GOV/GDP</i>	2.122 *** (0.294)	2.424 *** (0.346)	2.175 *** (0.374)	2.219 *** (0.377)	2.222 *** (0.251)	2.225 *** (0.251)	2.392 *** (0.250)	2.468 *** (0.317)
<i>TOT</i>	0.130 *** (0.0263)	0.109 *** (0.0284)	0.109 *** (0.0295)	0.104 *** (0.0298)	0.0887 *** (0.0298)	0.105 *** (0.0299)	0.0724 ** (0.0293)	0.123 *** (0.0272)
<i>NFA/GDP</i>	-0.0506 (0.0316)	-0.0570 (0.0392)	-0.0846 ** (0.0410)	-0.0780 * (0.0414)	0.0795 ** (0.0377)	0.0765 ** (0.0378)	0.0988 *** (0.0374)	-0.0353 (0.0368)
<i>DepR</i>	-0.475 *** (0.157)	-0.211 (0.195)	0.158 (0.233)	0.189 (0.235)	-0.824 *** (0.161)	-0.770 *** (0.161)	-0.929 *** (0.159)	-0.266 (0.177)
<i>LM</i>	0.0413 *** (0.00699)							
<i>LM×lnrrprod</i>	-0.0786 *** (0.0124)							
<i>t</i>		-0.338 (0.312)						
<i>I2.t</i>			-1.059 *** (0.325)					
<i>avert</i>				-3.298 *** (1.074)				
<i>rgdpl</i>					1.91e-05 *** (2.35e-06)	1.92e-05 *** (2.35e-06)	2.48e-05 *** (2.60e-06)	
<i>RID</i>					0.147 *** (0.0476)	0.131 *** (0.0476)	0.163 *** (0.0467)	
<i>ERA_fine</i>					-0.0121 *** (0.00165)			
<i>ERA_coarse</i>						-0.0388 *** (0.00538)		
<i>ERA_IMF</i>							-0.0507 *** (0.00520)	
常数项	-0.589 *** (0.113)	-0.231 (0.229)	-0.00941 (0.236)	2.178 ** (0.910)	-0.275 ** (0.117)	-0.341 *** (0.116)	-0.281 ** (0.117)	-0.524 *** (0.125)
样本量	934	818	734	730	1,041	1,041	1,019	960
R <sup>2</sup>	0.590	0.561	0.578	0.578	0.510	0.509	0.534	0.528
横截面	76	72	72	72	78	78	78	81

不显著,滞后期贸易成本的系数均显著为负,可能的解释是,尽管与美国贸易成本下降会促进双边贸易,但其他国家通过更多地对美出口导致其本国实际汇率升值,美国更多地进口导致其实际汇率贬值。更重要的是,在控制贸易成本的情况下,本文的关键结论没有改变:B-S 效应显著为正,并且结构转型显著抵消 B-S 效应。

### (三)估计结果对解释变量的敏感性

这部分通过增加实际利差、人均收入和汇率制度安排三个变量,全面考察本文结论对解释变量的敏感性。第一个变量是实际利差 *RID*,定义为国内的实际利率  $r$  与美国实际利率  $r^*$  之差,数据来自 WDI。根据非抛补利率平价(*uncovered interest parity*),实际利差扩大本国资本回归相应提高,导致本币需求增加和实际汇率升值,所以实际利差与实际汇率正相关。它被认为是对实际汇率具有重要影响的变量,但通常认为实际利率并非实际汇率的长期影响因素。根据第二部分的分析,B-S 效应只考虑供给面而忽略了需求变化对实际汇率的影响。以往的研究更多考虑政府支出对不可贸易品的偏好,这部分加入的第二个变量为人均收入 *rgdpl*,用经购买力调整后的人均 GDP 衡量(来自 PWT),以控制收入效应对可贸易品和不可贸易品相对需求的变化。第三个变量是汇率制度安排 *ERA*,一些发达国家认为发展中国家通过采取固定汇率制度操纵汇率,人为压低汇率来促进出口和经济增长。通过控制汇率制度,我们可以考察较低的实际汇率究竟是来自制度的安排,还是结构转型的自然结果。本文选用 Reinhart 和 Rogoff 汇编的汇率制度安排指标,<sup>①</sup>最高 15 分最低 1 分,分数越低表示汇率制度越固定,标示为 *ERA\_fine*。

结果如表 3 回归(5)~(7)所示,两国相对生产率和交叉项的符号及显著性均不变。实际利差的系数显著为正,与理论预期一致;人均 GDP 系数显著为正,表明一国越富裕,对不可贸易品的需求可能越高,从而导致不可贸易品相对价格上升,实际汇率升值。汇率制度安排的系数显著为负,使用 Reinhart 和 Rogoff 汇编的相对粗糙的汇率制度安排指数 *ERA\_coarse* 和 IMF 公布的汇率制度指数 *ERA\_IMF* 作为控制变量得到的结果相同。这一方面说明,发展中国家通过采取固定汇率制度控制名义汇率升值,从而促进出口和经济增长,实际上会导致实际汇率升值,即汇率制度安排无法保持实际汇率长期处于低估状态;另一方面,即使控制汇率制度安排,结构转型的存在依然会导致均衡汇率低于以往 B-S 效应的预测,发展中国家较低的实际汇率是结构转型的自然结果。

<sup>①</sup> 该指标由 Carmen M. Reinhart 和 Kenneth S. Rogoff 汇编,可在 Carmen M. Reinhart 的主页上获得。

(四) 估计结果对样本的敏感性

第四部分的分组检验从国别(横截面)上检验了本文的结论对样本选择的敏感性,这一部分我们尝试从时间跨度上进行检验。在计划经济时期,名义汇率是政府设定的,通常与国内物价一样保持稳定水平。以中国为例,计划经济时期,没有把汇率作为调节对外交往的工具,外贸盈亏由国家财政负担;在进口替代工业化时期,为降低进口成本,减轻外汇压力,本国货币通常升值,这两个时期都需要加以控制或剔除。1994年之后,样本中的国家都度过了这两个阶段,作为一个粗略的检验,我们选择了1994年之后的子样本对式(3)重新进行回归。1994年之后的数据表明,农村人口比重与“两国相对生产率”交叉项的系数依然显著为负,即在相对市场化和开放的格局中,结构转型的存在也会削弱B-S效应。

(五) 估计结果对部门分类的敏感性

一种商品或劳务的可贸易性是指它可在不同地点出售的性质,可贸易性越强则其不同地点出售的价格越接近,可见产品的可贸易性是一个相对概念。正因为一个部门可贸易与否没有绝对定义,又没有足够细分的部门和产品数据,以往研究表明回归结果对部门分类非常敏感。其中颇具争议的是农业该如何划分,一方面在许多国家农产品的价格并非由市场决定;另一方面即使是在转轨国家中,农产品占出口的比重也相当可观。本文采用工业部门(包括制造业、采掘业、建筑业和公用事业)作为可贸易部门,服务业作为不可贸易部门。但通常认为制造业的可贸易性最强,然后依次为采掘业、农业、建筑业、公用事业,服务业的可贸易性最弱,农业的可贸易性仅次于工业部门中的制造业和采掘业,高于建筑业,如图1所示。

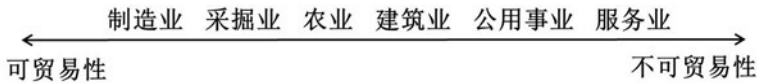


图1 各部门可贸易性比较

这一部分我们把农业加入可贸易部门重新核算“两国相对生产率”指标(用  $rrproda$  标示),以检验结果对部门分类的敏感性。

$$\text{相对生产率} = \frac{(\text{工业增加值} + \text{农业增加值}) / (\text{工业就业人数} + \text{农业就业人数})}{\text{服务业增加值} / \text{服务业就业人数}}$$

回归结果如表4所示。回归(1)为不包含“交叉项”的模型,结果表明B-S效应在跨国数据中成立,对实际汇率的升值有显著性影响;回归(2)为包含“交叉项”的模型,表明结构转型对B-S效应有抵消作用;回归(3)~(6)为分组检验结构转型的稳健

性,表明结构转型对 B-S 效应的抵消作用在发展中国家更为稳健。以上结论均与之前的结论一致,从我们的模型和“两国相对生产率”指数设定上来看,部门分类对于回归结果影响不大。

表 4 估计结果对部门分类的敏感性:农业部门视为可贸易部门

自变量	因变量 $\ln RER$					
	B-S 效应 (1)	结构转型 (2)	先进经济 (3)	非先进经济 (4)	高或中高收入 (5)	低或中低收入 (6)
<i>lnrrprodA</i>	0.0541 *** (0.0184)	0.185 *** (0.0519)	0.0459 (0.0749)	0.203 *** (0.0698)	0.154 ** (0.0709)	0.335 *** (0.0862)
<i>Rural</i> × <i>lnrrprodA</i>		-0.314 *** (0.117)	0.295 (0.287)	-0.377 ** (0.154)	-0.122 (0.208)	-0.638 *** (0.188)
<i>Openness</i>	-0.358 *** (0.0321)	-0.357 *** (0.0320)	-0.348 *** (0.0314)	-0.363 *** (0.0484)	-0.422 *** (0.0375)	-0.173 *** (0.0622)
<i>GOV/GDP</i>	1.765 *** (0.225)	1.674 *** (0.227)	0.839 ** (0.389)	1.654 *** (0.290)	1.434 *** (0.315)	1.596 *** (0.338)
<i>TOT</i>	0.0864 *** (0.0251)	0.0913 *** (0.0251)	0.0813 * (0.0467)	0.0728 ** (0.0316)	0.0285 (0.0355)	0.163 *** (0.0396)
<i>NFA/GDP</i>	-0.00264 (0.0333)	-0.00194 (0.0332)	-0.0190 (0.0303)	0.0527 (0.0556)	-0.0194 (0.0363)	-8.46e-05 (0.0733)
<i>DepR</i>	-0.319 *** (0.120)	-0.335 *** (0.120)	-0.692 *** (0.232)	-0.611 ** (0.245)	-0.154 (0.189)	0.121 (0.318)
常数项	-0.438 *** (0.0961)	-0.431 *** (0.0959)	0.285 * (0.162)	-0.415 ** (0.189)	-0.137 (0.145)	-1.274 *** (0.246)
样本量	1233	1233	446	787	725	508
R <sup>2</sup>	0.450	0.454	0.687	0.429	0.476	0.498
横截面	81	81	24	57	44	37

## 七 结论

以往关于 B-S 效应的研究广泛使用“相对人均收入”来表示“两国相对生产率”这一概念,而这一方面不适用于不可贸易部门相对发达的经济体,从而导致 B-S 效应看似失效;另一方面,“相对人均收入”涵盖了其他影响实际汇率的因素,不是纯粹的 B-S 效应。本文用部门增加值与部门就业人数之比衡量部门的生产率,构造更能代表 B-S 效应的“两国相对生产率”指标,回归结果如下:(1) B-S 效应对全样本数据成立,



但对发展中国家实际汇率的解释力相对有限;(2)用相对人均收入代替两国相对生产率指标,可能夸大实际汇率对 B-S 效应的弹性;(3)进一步研究发现,结构转型是抵消 B-S 效应的重要原因,一个经济体越是处于结构转型的早期,B-S 效应就越小。上述结论不受模型设定、样本选择和部门分类等影响。稳健性检验还表明,在控制政府支出的情况下,收入效应同样会导致实际汇率升值;即使选择相对固定的汇率制度能够暂时压低实际汇率,也无法维持实际汇率的长期低估。进一步放松劳动力自由流动和可贸易品符合 PPP 的假设,本文的结论仍显著成立,这意味着在估算发展中国家实际汇率时,结构转型是不可忽略的因素,否则将高估发展中国家的均衡实际汇率。

### 参考文献:

- 储幼阳(2004):《人民币均衡汇率实证研究》,《国际金融研究》第5期。
- 关志雄(2005):《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。
- 胡援成、曾超(2004):《中国汇率制度的现实选择及调控》,《金融研究》第12期。
- 林伯强(2002):《人民币均衡实际汇率的估计与实际汇率错位的测算》,《经济研究》第12期。
- 卢锋、刘逵(2007):《我国两部门劳动生产率增长及国际比较(1978-2005)》,《经济学(季刊)》第2期。
- 施建淮、余海丰(2005):《人民币均衡汇率与汇率失调:1991-2004》,《经济研究》第4期。
- 王苍峰、岳蛟兴(2006):《人民币实际汇率与中国两部门生产率差异的关系——基于巴拉萨-萨缪尔森效应的实证分析》,《财经研究》第8期。
- 王泽填、姚洋(2009):《结构转型与巴拉萨-萨缪尔森效应》,《世界经济》第4期。
- 吴丽华、王锋(2006):《人民币实际汇率错位的经济效应实证研究》,《经济研究》第7期。
- 许德友、梁琦、张文武(2010):《中国对外贸易成本的测度方法与决定因素》,《世界经济文汇》第6期。
- 俞萌(2001):《人民币汇率的巴拉萨-萨缪尔森效应分析》,《世界经济》第5期。
- Alexius, A. and Nilsson, J. “Real Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from 15 OECD Countries.” *Open Economies Review*, 2000, 11(4), pp.383-397.
- Balassa, B. “The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal” *The Journal of Political Economy*, 1964, 72(6), pp.584-596.
- Canzoneri, M. B.; Cumby, R. E. and Diba, B. “Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries.” *Journal of International Economics*, 1999, 47(2), pp.245-266.
- Cheung, Y. W.; Chinn, M. D. and Fujii, E. “The Overvaluation of Renminbi Undervaluation.” *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26(5), pp.762 - 785.
- Coricelli, F. and Jazbec, B. “Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies.” *Structural Change and Economic Dynamics*, 2004, 15(1), pp.83-100.
- De Gregorio, J. and Wolf, H. C. “Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate.” *NBER Working Paper No. 4807*, 1994.

- Dornbusch, R. ; Favero, C. A. and Giavazzi, F. “The Immediate Challenges for the European Central Bank.” *NBER Working Paper* No. 6369, 1998.
- Dumitru, I. and Jianu, I. “The Balassa-Samuelson Effect in Romania – The Role of Regulated Prices.” *European Journal of Operational Research*, 2009, 194(3), pp.873–887.
- Dunaway, S. V. ; Leigh, L. and Li, X. “How Robust are Estimates of Equilibrium Real Exchange Rates: The Case of China.” *Pacific Economic Review*, 2009, 14(3), pp.361–375.
- Égert, B. ; Drine, I. ; Lommatzsch, K. and Rault, C. “The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?” *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3), pp 552–572.
- Gente, K. “The Balassa-Samuelson Effect in a Developing Country.” *Review of Development Economics*, 2006, 10(4), pp.683–699.
- Ito, T. ; Isard, P. and Symansky, S. “Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis.” *NBER Working Paper*, No. 5979, 1997.
- Jongwanich, J. “Equilibrium Real Exchange Rate, Misalignment, and Export Performance in Developing Asia.” ADB Economics working paper, No. 151, 2009.
- Marston, R. C. “Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan.” *NBER Working Paper* No. 1922, 1989.
- Meza, F. and Urrutia, C. “Financial Liberalization, Structural Change, and Real Exchange Rate Appreciations.” *Journal of International Economics*, 2011, 85(2), pp.317–328.
- Montiel, P. J. “Determinations of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model,” in L. Hinkle and P. J. Montiel eds., *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. Oxford: Oxford University Press, 1999, pp.264–290.
- Rogoff, K. “Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate.” *NBER Working Paper* No. 4119, 1992.
- Rogoff, K. “The Purchasing Power Parity Puzzle.” *Journal of Economic Literature*, 1996, 34(2), pp. 647–668.
- Samuelson, P. A. “Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later.” *Review of International Economics*, 1994, 2(3), pp.201–226.
- Szirmai, A. ; Bai, M. and Ren, R. “Labor Productivity Trends in Chinese Manufacturing, 1980–1999.” *ECIS Working Paper*, 1(10), 2001.
- Wagner, M. “The Balassa-Samuelson Effect in ‘East & West’: Differences and Similarities.” *Review of Economics*, 2005, 56, pp.230–248.
- Walsh, J. P. and Yu, J. “Determinants of Foreign Direct Investment: A Sectoral and Institutional Approach.” *IMF Working Paper* 10/187, 2010.

(截稿:2013年3月 责任编辑:李元玉)