

---

---

# 结构转型与巴拉萨 - 萨缪尔森效应

王泽填 姚 洋\*

---

**内容提要** 本文旨在研究发展中经济体在结构转型中如何削弱巴拉萨 - 萨缪尔森效应的作用。本研究表明,结构转型抑制了工资水平和不可贸易品价格随可贸易品部门生产率提高而上涨的幅度,从而削弱了巴拉萨 - 萨缪尔森效应。我们用 184 个经济体 1974 ~ 2004 年的年度面板数据对此进行了检验。研究发现,农村人口比重越大,实际汇率随相对人均收入提高的幅度越小;经济发展水平越低,农村人口比重对巴拉萨 - 萨缪尔森效应的削弱程度越强。我们的稳健性检验(包括对农村人口比重做内生化处理)进一步证实了这些结论。

**关键词** 巴拉萨 - 萨缪尔森效应 结构转型 工资 实际汇率

---

## 一 引言

根据巴拉萨 - 萨缪尔森效应(简称为“B - S效应”),如果本国可贸易品部门和不可贸易品部门生产率的比率的快速增长速度快于外国,那么本国的实际汇率就会相对于外国升值。因为可贸易品部门生产率增长速度通常高于不可贸易品部门,因此根据这一理论,一国在经济赶超过程中会伴随着实际汇率升值。在已有的文献中,很多发达经济被证明遵循了 B - S 效应,其中最为典型的案例是战后的日本(Canzoneri et al, 1999; Alexius and Nilsson, 2000; Faria and Leon - Ledesma, 2003)。然而,已有的文献也发现,B - S效应对发展中经济体实际汇率走势的解释力要弱一些,特别是经济发展水平较低的经济体,它们在经济赶超过程中伴随的往往不是实际汇率的升值,而是相反(Ito et al, 1997; Wagner, 2005; Gente, 2006; Petkovski, 2006)。图 1 清楚地反映了这一点。在图 1 中,相对人均收入指的是用购买力平价计算的各个经济体与美国的人均收入的比率,相对人均收入提高,说明该经济体经济增长速度比美国快;实际汇率指的是各个经济体的货币对美元的双边实际汇率,实际汇率上升,表明该经济体货币升值(具体介绍见本文第三节)。图 1 所列经济体的特点是经济增长较快且相对人均收入与实际汇率相关性较高。从图 1 可以看出,那些经济增长较快且明显伴随着实际汇率升值的基本上都是比较发达的经济体,而那些经济增长较快且明显伴随着实际汇率贬值的基本上都是比较落后的经济体。

---

\* 王泽填、姚洋:北京大学国家发展研究院、中国经济研究中心 100871 电子信箱:wangzetian@163.com(王泽填);yyao@ccer.edu.cn(姚洋)。

作者感谢两位匿名审稿人对本文提出的修改意见,文责自负。受篇幅限制,本文略去所有证明过程,如有需要者,可与作者联系。

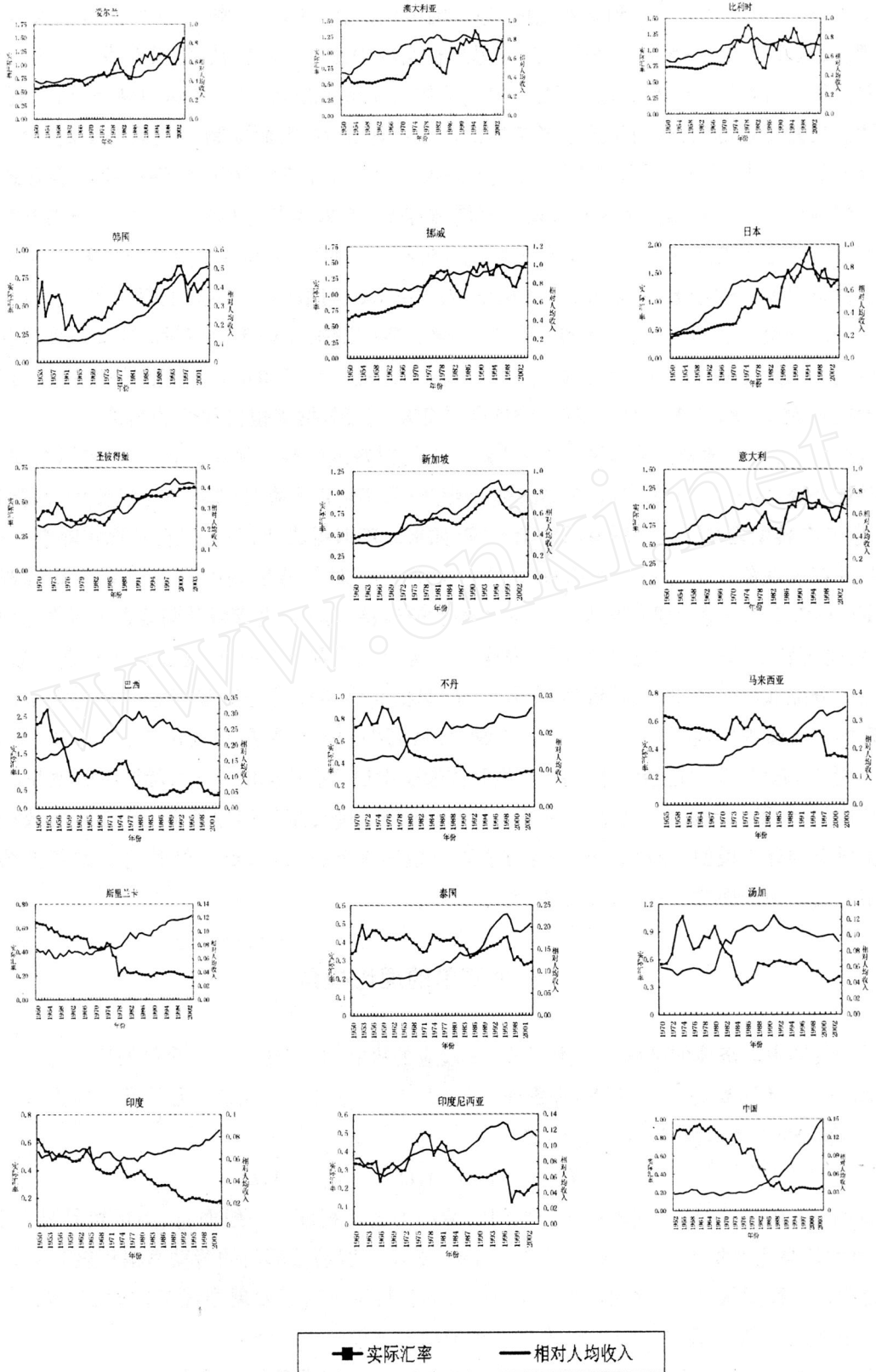


图 1 若干经济体的相对人均收入和实际汇率的变动

本文的目的就是试图解释这一现象。我们的核心思想是,发展中经济体正在经历结构转型,从农村出来的劳动力,被源源不断地输送到工业领域,当一国可贸易品部门生产率提高时,农村工人的进入会抑制工资的增长,从而导致 B - S 效应减弱。这一思想在文献中已经有所提及,但没有得到认真的理论研究和经验检验。例如, Ito 等人 (1997) 认为,发展中经济体在工业化阶段,大量劳动力从劳动力剩余部门逐渐流向迅猛发展的工业部门,削弱了这些经济体的通货膨胀压力,因而抑制了实际汇率的升值。其他学者,如关志雄 (2005)、胡援成和曾超 (2004) 也认为发展中经济体普遍存在的隐性失业可能导致 B - S 效应失效。虽然他们发现了发达经济体与欠发达经济体在 B - S 效应传导机制中一个具有根本性的差异,但是他们都没有进行系统的研究,也不曾提出系统的证据。杨长江 (2002) 在劳动力无限供给以及工资不变的假设条件下对 B - S 模型进行了拓展,并得出劳动生产率长期增长而实际汇率长期贬值这一与 B - S 效应截然相反的结论。然而,正如卢锋和韩晓亚 (2006) 所指出的,工资不变假设与中国现实差距较大,因此有理由质疑劳动力无限供给这一假设的合理性。本文通过一个简单的理论模型说明结构转型如何减缓 B - S 效应,并利用 184 个经济体 1974 ~ 2004 年的年度面板数据来检验我们的结论。

我们也注意到,一些学者也曾试图为 B - S 效应不能很好地解释发展中经济体的实际汇率走势这一现象寻找其他解释。Ito 等人 (1997) 认为,很多转型经济的实际汇率在计划经济时期被严重高估,为启动经济发展,它们在转型之初往往采取货币贬值政策,如果改革取得成功,那么就会出现实际汇率贬值与经济快速增长并存的现象。但是这种理论只适用于转型经济,对其他发展中经济体并不具有普遍意义。Devereux (1999) 建立了一个三部门模型以解释一些亚洲经济体经济快速增长与实际汇率贬值并存的现象,三个部门是可贸易部门、不可贸易部门以及生产作为可贸易品部门中间投入而又不直接参与国际贸易的服务品的分配部门。他发现,可贸易品部门生产率提高会增加对分配部门服务品的需求,而分配部门生产规模的扩大将内生地提高该部门的生产效率,从而抑制不可贸易品的价格,削弱 B - S 效应。然而,这一模型也应该适用于发达经济体,而发达经济体较少出现经济快速增长与实际汇率贬值并存的现象。

本文结构如下:第二节提出一个简单的理论模型,解释结构转型如何导致 B - S 效应失效;第三节简要介绍经验研究的计量模型、变量选择、估计方法以及数据来源;第四节给出经验研究的基准结果;第五节对这些结果进行稳健性检验;第六节为结论。

## 二 一个简单的理论模型

为了揭示发展中经济体的结构转型削弱 B - S 效应的机制,我们建立一个简单的模型,这个模型包含可贸易品部门 (T)、不可贸易品部门 (N) 和农业部门 (A) 三个部门。假设劳动力是惟一的投入,且边际产出递减,三个部门的生产函数采取 (1) 式形式。

$$Y_A = A_A L_A^\mu \quad Y_T = A_T L_T \quad Y_N = A_N L_N \quad (1)$$

其中,  $0 < \mu < 1$ , 它们分别表示各个部门的劳动力密集程度。一般而言,不可贸易品主要集中于服务品,而可贸易品主要集中于制造业产品或工业品,故不可贸易品部门的劳动密集程度相对较高,而农业部门的劳动密集程度从总体上看不会低于服务业部门,特别是对于发展中经济体而言,因此有  $0 < \mu < 1$ 。  $Y_i$ 、 $A_i$  和  $L_i$  分别表示部门  $i$  的产出、生产率和劳动力规模。

假设劳动力可以在各个部门间自由流动,并且企业在自身技术条件下追求利润最大化,则各个部门的名义工资水平 (下文简称“工资”) 应该相等且等于这些部门的边际劳动产出:

$$W = \mu P_A A_A L_A^{\mu-1} = P_T A_T L_T^{-1} = P_N A_N L_N^{-1} \quad (2)$$

对上式求对数,可得:  $w = \ln\mu + a_A + p_A - (1 - \mu) \ln L_A$  (3)

$w = \ln + a_T + p_T - (1 - ) \ln L_T$  (4)

$w = \ln + a_N + p_N - (1 - ) \ln L_N$  (5)

其中,  $w$  为工资  $W$  的对数,  $a_i$  为  $A_i$  的对数,  $p_i$  为部门  $i$  的产品的价格水平  $P_i$  的对数。假设农产品和可贸易品符合一价定律,则农产品价格和可贸易品价格均为常数,从而一个经济体的价格总水平即实际汇率,只取决于不可贸易品的价格  $p_N$ 。

我们以农村人口比重代表一个经济体结构转型的阶段,农村人口比重高,代表经济转型处于初级阶段。基于这个前提,令  $M$  表示从农村中转移出去的劳动力数量,这部分劳动力可能只是季节性转移,他们在非农部门劳动力需求增加时从农业部门转移出去,在非农部门劳动力需求减少时又回到农村从事农业生产。因此,留在农村从事农业生产的劳动力数量是:

$L_A = rPO - M$  (6)

其中  $r$  为农村人口比重,  $PO$  为人口总数,  $r$  为农村劳动力占农村人口的比重。(6)式的一个关键性假设是,农村劳动力存在隐性失业问题;农业不是自主地选择其劳动力雇佣数量,而是被动地接受非农业不能接受的所有劳动力。这个假设符合多数发展中国家的现实。我们还假设总人口和农村劳动力占农村人口的比重为常数,只关注农村人口比重  $r$  的变化。在劳动力总数不变的假设条件下,  $M$  的增量等于城市部门就业需求  $(L_T + L_N)$  的增量:

$M = (L_T + L_N)$  (7)

令  $C_A$ 、 $C_T$  和  $C_N$  分别代表消费者对农产品、可贸易品和不可贸易品的消费量,假设消费者效用函数采取如下形式:

$U(C_A, C_T, C_N) = C_A C_T C_N^{1-\mu}$  (8)

根据上式,我们可以得出消费者对不可贸易品的需求函数为(推导过程略,备索):

$c_N = \ln(1 - ) + \ln I - p_N$  (9)

其中,  $c_N$  是  $C_N$  的对数,  $I$  表示消费者的收入。由于  $I = (P_A A_A L_A^\mu + P_T A_T L_T + P_N A_N L_N)$ , 根据式(2),  $I$  可以表示成如下形式:

$I = \frac{WL_A}{\mu} + \frac{WL_T}{\mu} + \frac{WL_N}{\mu}$  (10)

因为不可贸易品的需求必然等于供给,根据(1)式,下式成立:  $c_N = a_N + \ln L_N$  (11)

我们将式(5)两边对  $a_T$  求导可得:  $\frac{\partial p_N}{\partial a_T} = \frac{\partial w}{\partial a_T} + \frac{1 - }{L_N} \frac{\partial c_N}{\partial a_T}$  (12)

式(12)以及式(3)~(11)的相互关系说明,可贸易品部门生产率提高可以通过两个效应来影响不可贸易品价格:一是工资效应,即(12)式的第一项,其机制为“可贸易品部门生产率提高 可贸易品部门工资提高 不可贸易品部门工资随之提高 不可贸易品价格上涨”;二是财富效应,即(12)式的第二项,其机制为“可贸易品部门生产率提高 总收入增加 消费者对不可贸易品的需求增加 不可贸易品价格上涨”。具体过程参见图2。财富效应可以进一步表示为(过程略,备索):

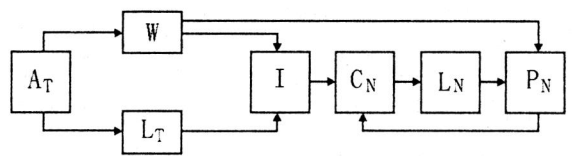


图2 可贸易品部门生产率提高对不可贸易品价格的作用机制

备索):  $\frac{1 - }{L_N} \frac{\partial c_N}{\partial a_T} = \frac{1 - }{1 - } \frac{\mu}{L_A / L_T + \mu} - B \frac{\partial w}{\partial a_T}$  (13)

$B = \frac{(1 - ) (1 - ) L_A / L_T + \mu (1 - \mu) / (1 - )}{(1 - ) (1 - \mu) ( L_A / L_T + \mu)}$

(13)式说明,工资效应越大,财富效应就越小。可以证明,财富效应一定为正(证明过程略,备索)。

可以证明 (过程略, 备索): 
$$\frac{\partial p_N}{\partial a_T} = (\partial v / \partial a_T) - (1 - \mu) L_T / (1 - \mu) L_N \quad (14)$$

其中,  $D = ((1 - \mu) L_A / (1 - \mu) L_N + (1 - \mu) L_T / (1 - \mu) L_N + 1)$ , 显然  $D > 0$ , 这就说明工资上涨幅度越大, 不可贸易品价格上涨幅度也就越大 (因为财富效应以及工资效应都大于零, 因此  $\partial p_N / \partial a_T > 0$ )。这一结论与标准 B - S 效应模型的结论是一致的, 不同的是, 在我们的模型中, 不可贸易品价格对可贸易品部门生产率的弹性不再是一个常数, 且它比标准 B - S 效应模型小。可以证明 (过程略, 备索):

$$\frac{\partial v}{\partial a_T} = \frac{(1 - \mu) (L_T + L_N)}{(1 - \mu) (rPO - M) + (1 - \mu) (L_T + L_N)} \quad (15)$$

显然,  $\frac{\partial v}{\partial a_T}$  大于零, 而财富效应也大于零, 因此  $\frac{\partial p_N}{\partial a_T}$  也大于零。容易证明, 农村人口比重越大,  $\frac{\partial v}{\partial a_T}$  就越小。这是因为农村人口比重越大, 隐性失业就越严重, 农业部门边际产出就越低, 从农业部门向外转移相同数量劳动力所引起的工资上涨幅度就越小。因此, 农村人口比重越大,  $\frac{\partial p_N}{\partial a_T}$  就越小。

此外, 我们还可以证明:  $\frac{\partial p_N}{\partial a_N} = -1$  (过程略, 备索)。不可贸易品部门生产率提高, 则不可贸易品价格下降, 且下降幅度在边际上是一个常数。这就是说, 可贸易品部门生产率提高, 则不可贸易品价格就上涨; 不可贸易品部门生产率提高, 则不可贸易品价格就降低, 这一结论与标准 B - S 效应模型的结论也是一致的。此外, 由于农村人口比重越大,  $\frac{\partial p_N}{\partial a_T}$  越小, 而  $\frac{\partial p_N}{\partial a_N}$  不受影响, 因此, 我们有如下命题:

命题: 一个经济体的农村人口比重越高, 即一个经济体越是处于结构转型的初期, B - S 效应就越弱。

### 三 计量模型、变量选择和数据

#### (一) 计量模型

国际经济学界已经对 B - S 效应进行了大量的检验, 而用于检验 B - S 效应的计量模型也在不断演化。在早期研究 B - S 效应的文献中, 多数用人均收入作为可贸易品部门和不可贸易品部门生产率比率的代理变量, 例如 Balassa (1964)、Clague 与 Tanzi (1972)、David (1973) 等。近几年来, 一些研究采用部门分解数据来计算两个部门生产率的比率, 然而由于部门分解数据的可得性及准确性等原因, 仍有很多研究将人均收入或单位劳动力产出作为两个部门生产率比率的代理变量 (Rogoff, 1996; Bergin et al., 2004; Tica and Družić, 2006)。为了检验结构转型对 B - S 效应的影响, 我们在这一基本模型的基础上加入了农村人口比重与相对人均收入对数的交叉项 (简称“交叉项”) 以及其他控制变量。考虑到布雷顿森林体系解体可能会引起结构性变化, 我们用 1974 ~ 2004 年 184 个经济体的年度面板数据进行检验。我们的

Rogoff (1992) 首先在一般均衡框架推导出 B - S 效应, 根据其模型, 不可贸易品价格对可贸易品部门生产率的弹性为  $\frac{\partial p_N}{\partial a_T}$ 。

可能有人担心, 虽然多数经济体经济增长确实主要由工业 (或制造业) 部门生产率提高所驱动, 但是也有像中国香港这样的经济体在经济起飞阶段服务业 (特别是金融业) 生产率提高相当快, 导致人均产出与两个部门生产率比率相差甚远。然而对于很多服务品来说, 虽然它们没有直接地参与国际贸易, 但是它们可能作为工业 (或制造业) 产品的中间投入间接地参与了国际竞争, 因此其价格对工业 (或制造业) 产品的最终价格具有很大影响, 进而影响了工业 (或制造业) 产品的需求, 而这又反过来影响作为中间投入的服务品的需求。从这个意义上讲, 这些服务品实际上也是可贸易品。Burstein 等 (2000) 用美国的数据进行分解, 发现农产品的最终价格中高达 47% 左右的比例来自于服务部门 (如批发零售部门), 而制造业产品这一指标也高达 42% 左右。另外, 一些欠发达经济体在经济起飞阶段, 其出口产品中有很大部分是为外国企业加工的产品, 这种加工部门实际上更像是服务部门而非制造业部门, 它们出口的实际上是服务品而非工业品。考虑到这样的现实, 我们用人均收入来代替两个部门生产率的比率应该是合适的。

计量模型是：
$$\ln RER_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 (\ln Y_{it} \times RURAL_{it}) + Z_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (16)$$

其中， $i$ 表示第  $i$ 个经济体； $t$ 表示第  $t$ 年； $Z$ 表示一组控制变量； $u_i$ 表示第  $i$ 个经济体的特定效应； $\epsilon_{it}$ 表示残差项； $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 和  $\epsilon_{it}$ 为待估计的参数。

$RER$ 为第  $i$ 个经济体的货币对美元的双边实际汇率,其计算公式是:

$$RER_{it} = P_{it} / E_{it} P_i^* \quad (17)$$

其中  $E_{it}$ 是名义汇率,它表示 1美元可以换到的第  $i$ 种货币的数量, $P$ 和  $P_i^*$ 分别表示第  $i$ 个经济体和美国用本币表示的物价总水平,那么  $P_i / P^*$ 就表示第  $i$ 个经济体的货币与美元相比的购买力平价。

$RY_i$ 为相对人均收入,即用购买力平价计算的第  $i$ 个经济体与美国的人均收入的比率。这个变量的系数  $\beta_1$ 是检验 B - S效应的核心,根据我们对  $RER_{it}$ 的定义,B - S效应存在意味着该系数应显著为正。

$RURAL_i$ 为第  $i$ 个经济体的农村人口比重。它和  $\ln RY_i$ 的交叉项的系数  $\beta_2$ 是本文最为关心的,根据我们理论部分的命题,它应该为显著的负数。因为  $\beta_2$ 为负,那就意味着农村人口比重越大,  $(\beta_1 + \beta_2 RURAL_i)$ 就越小,也就是说,B - S效应越小。

## (二)控制变量

一些研究认为 B - S效应的假设过于严格,于是放宽其中一些假设,从而将其他的解释变量引入了 B - S效应基本模型。我们在这些研究的基础上,将开放度、政府支出比重、投资率、石油进口占 GDP比重、贸易条件、劳动力流动自由度等变量加入模型,下面对各个变量分别加以介绍。

(1)开放度 ( $OPEN$ ):一般来讲,限制自由贸易的政策(主要是限制进口)将导致一国进口产品价格提高,并在某种程度上导致非贸易品价格上涨,因此开放度越高则实际汇率越低。和其他研究一样,我们用现价进出口总额占 GDP的比率表示开放度。

(2)政府支出比重 ( $CG$ ):即现价政府支出占 GDP的比率。根据 Rogoff(1992)和 De Gregorio等(1994)的模型,政府支出比重越大,实际汇率越高。

(3)投资率 ( $CI$ ):即现价投资总额占 GDP的比率。对于欠发达经济体来讲,投资品的进口倾向更强,投资率增加可能会恶化这些经济体的经常账户,导致实际汇率贬值。从另一个角度看,资本劳动力比率越高的经济体,劳动力工资水平也越高,因而实际汇率也就越高(Kravis and Lipsey, 1983; Bhagwati, 1984)。

(4)贸易条件 ( $TOT$ ):贸易条件是指一国出口价格指数与进口价格指数之比,该比率提高,则称贸易条件改善。贸易条件改善对实际汇率存在两方面的效应:一是收入效应,即当贸易条件改善时,私人支出增加会导致不可贸易品相对价格提高,从而引起实际汇率升值;二是替代效应,即当贸易条件改善时,进口产品相对价格降低,进而减少对不可贸易品的需求,从而引起实际汇率贬值。如果收入效应大于替代效应,则贸易条件的改善将引起实际汇率升值。

(5)石油净进口占 GDP比重 ( $OL$ ):具体定义是石油净进口量与石油平均价格的乘积除以以美元表示的名义 GDP总量。虽然 Rogoff(1992)和 DeLoach(2001)均指出石油价格是影响实际汇率的一个重要因素,但是,石油价格对实际汇率的影响却是双向的:一方面,石油价格上涨将导致石油进口经济体外汇储备减少,从而导致这些经济体货币贬值;另一方面,石油价格上涨将全面提高石油进口经济体的生产成本,从而导致通货膨胀率的上升和货币的升值。因此,石油价格对实际汇率的影响依不同的经济结构而

例如,Edison与 Klovland(1987)放宽可贸易品符合一价定律的假设,引入了“贸易条件”;Clague(1986)引入“开放度”;Rogoff(1992)认为石油价格变动作为一种供给冲击将对实际汇率产生重要的影响,同时,他还假设政府消费偏好不可贸易品从而引入了“政府消费”这一变量;De Gregorio与 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。

有所不同,特别是依各个经济体石油进口依赖度的不同而不同,因此我们用石油进口占 GDP比重而非石油价格加入到模型中。

(6)劳动力流动自由度(LF):一个经济体的农村人口比重可能受到该经济体劳动力流动自由度的影响,一般来讲,劳动力流动自由度越低,则农村人口比重越高。因此,如果不控制劳动力流动的自由度,则农村劳动力流动自由度较低可能对B-S效应造成削弱作用。由于这个问题比较重要,我们把劳动力流动自由度放在稳健性检验一节里单独予以考虑。它的具体定义见数据来源一节。

### (三)数据来源

人均收入、名义汇率、购买力平价、开放度、政府支出比重和投资率等变量的数据均来源于宾夕法尼亚大学国际比较中心发布的《宾州大学世界表6.2版》(Heston et al, 2006)。农村人口比重数据来自于世界资源研究所。上述数据的时间跨度均为1974~2004年。

由于我们无法获得石油净进口量的数据,因此我们用能源净进口量来代替,其单位是“千吨石油等价物”,GDP的单位是“万美元”,两者的数据均来自联合国统计司网站。石油平均价格来自环球能源网。另外,用于计算贸易条件的出口价格指数和进口价格指数也来自于联合国统计司网站。能源净进口和贸易条件的数据比较少,因此我们只在部分回归里加入这两个变量。

我们用农业部门和工业部门单位劳动力增加值的比率作为劳动力流动自由度的代理变量。一般而言,工业部门单位劳动力增加值要高于农业部门,工业部门的工资也要高于农业部门。因此,如果劳动力流动自由度越高,农业部门和工业部门单位劳动力增加值之比就越大,越接近于1;反之,如果劳动力流动自由度越小,则农业部门和工业部门单位劳动力增加值之比就越小。计算该指标的相关数据来自于联合国统计司网站,其时间跨度为1980~2000年,同时我们剔除了阿根廷等特殊国家的数据,这些国家的农业部门单位劳动力增加值都数倍于工业部门单位劳动力增加值。

## 四 基准结果

由于多数变量的取值范围在1980~2004年,我们首先用1980~2004年的数据对(16)式进行估计,估计方法是标准的固定效应模型。作为对比,我们先不加入农村人口比重和相对人均收入的交叉项,只估计B-S效应的一个标准模型,表1报告了几种加入不同控制变量的估计结果。从表1可以看出,不管加入什么控制变量,相对人均收入的系数符号均显著为正,证明B-S效应是存在的。根据表1的估计,这个效应的弹性最高为0.42(模型2),最低为0.32(模型7)。开放度的系数显著为负,与理论预期一致。投资率的系数显著为正,这可能意味着投资率提高主要通过提高工资水平这一渠道来影响实际汇率。石油进口占GDP比重这一变量的系数在包括它们的模型(5)和(7)中都为负,不过在样本覆盖148个经济体的模型(5)中该系数统计上并不显著,说明这一变量对不同经济体的影响可能存在较大的差异,但从总体上看存在一种倾向,即对石油进口(出口)经济体而言,石油进口量增加或石油价格上涨将导致实际汇率贬值(升值)。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,没有证据支持政府支出比重越高实际汇率就越高这样的假设,这意味着各国的政府支出并不一定是倾向于不可贸易品。

<http://earthtrends.wri.org/>

<http://unstats.un.org/unsd/default.htm>

[http://www.worldenergy.com.cn/Statistics/Data/2007/0425/content\\_16709.htm](http://www.worldenergy.com.cn/Statistics/Data/2007/0425/content_16709.htm)

表 1 B - S效应基准模型估计结果

自变量	因变量 $\ln(RER)$						
	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(RY)$	0.411*** (0.026)	0.422*** (0.026)	0.411*** (0.025)	0.358*** (0.026)	0.377*** (0.029)	0.392*** (0.053)	0.324*** (0.056)
$OPEN$		-0.246*** (0.028)					-0.158*** (0.039)
$CG$			0.072 (0.109)				-0.286 (0.282)
$CI$				1.386*** (0.122)			1.141*** (0.002)
$OL$					-0.013 (0.033)		-0.552*** (0.090)
$TOT$						0.253*** (0.052)	0.171*** (0.052)
横截面	184	184	184	184	148	50	46
样本点	4050	4050	4050	4050	3032	994	959
调整后的 $R^2$	0.73	0.73	0.73	0.73	0.76	0.90	0.90
F值	60	61	59	62	67	170	177

说明:样本时间跨度为 1980~2004年。括号中的数字为参数估计的标准差。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,下同。

表 2 农村人口比重对 B - S效应的影响

自变量	因变量 $\ln(RER)$						
	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(RY)$	0.818*** (0.033)	0.805*** (0.033)	0.818*** (0.033)	0.750*** (0.033)	0.785*** (0.038)	0.625*** (0.062)	0.565*** (0.062)
$RURAL \times \ln(RY)$	-0.994*** (0.053)	-0.944*** (0.053)	-0.994*** (0.053)	-0.935*** (0.053)	-1.079*** (0.066)	-0.753*** (0.110)	-0.939*** (0.114)
$OPEN$		-0.174*** (0.028)					-0.061* (0.035)
$CG$			0.077 (0.104)				-0.026 (0.274)
$CI$				1.147*** (0.118)			1.393*** (0.187)
$OL$					-0.00005 (0.032)		-0.776*** (0.091)
$TOT$						0.292*** (0.052)	0.194*** (0.051)
横截面	184	184	184	184	148	50	46
样本点	4050	4050	4050	4050	3060	994	959
调整后的 $R^2$	0.75	0.75	0.75	0.76	0.78	0.90	0.91
F值	67	67	66	68	74	177	188

在表 1所示的基准结果基础上,我们检验农村人口比重对 B - S效应的影响,即在表 1的各个模型中加入相对人均收入对数和农村人口比重的交叉项,再进行回归,结果如表 2所示。对表 1和表 2进行比较可以看出,加入“交叉项”后所有变量的系数符号和统计上显著性都没有改变,而“交叉项”的系数在所有模型中都显著为负,即越处于结构转型早期的经济体,B - S效应越弱,从而证实了我们在理论部分提出的命题。另外,所有的模型都显示,相对人均收入的系数与交叉项的系数的绝对值之比基本上都在 0.8左右,这意味着,一个经济体的农村人口比重达到 80%以上,其 B - S效应就完全消失,甚至会出现相反的情况。这或许可以解释为什么一些发展中经济体的实际汇率随收入增加而下降的情况。



由于发达经济体的结构转型业已完成,我们有必要对发展中经济体和发达经济体分别进行考察。我们根据两个标准来对样本经济体分组:一是 MF在 1999年发布的《世界经济展望》中的标准,将所有 184个经济体分为 28个先进经济体 (advanced economies) 与 156个非先进经济体 (emerging market and developing economies, 新兴市场和发展中经济体);二是世界银行发布的《世界发展报告 (1999/2000)》中的标准,将所有

表 3 根据 MF分组的估计结果

自变量	因变量 $\ln(RER)$			
	非先进经济		先进经济	
$\ln(RY)$	0.187** (0.073)	0.251*** (0.077)	0.785*** (0.028)	0.671*** (0.028)
$RURAL \times \ln(RY)$	0.130 (0.130)	0.048 (0.130)	-1.056*** (0.044)	-0.885*** (0.045)
$OPEN$		-0.124*** (0.035)		-0.288*** (0.029)
$CG$		-0.682** (0.277)		0.043 (0.097)
$CI$		-0.140 (0.142)		1.657*** (0.121)
横截面	28	28	156	156
样本点	852	852	4087	4087
调整后的 $R^2$	0.68	0.68	0.64	0.66
F值	67	57	47	50

说明:样本时间跨度为 1974~2004。下表同。

经济体按收入水平分为四组,即高收入组、中高收入组、中低收入组和低收入组,它们所包含的经济体个数分别是 36、32、55和 61。在对各组进行检验时,我们将样本点较少的两个变量:石油进口占 GDP比重和贸易条件排除在模型之外,这样可以使我们有将数据的起点延伸到 1974年。表 3和表 4分别报告了两种分类下各组的估计结果,每组有两个回归,一个不包括控制变量,一个包括控制变量。

表 4 根据世界银行分类的估计结果

自变量	因变量 $\ln(RER)$							
	高收入组		中等偏高收入组		中等偏低收入组		低收入组	
$\ln(RY)$	0.014 (0.042)	-0.004 (0.043)	0.697*** (0.045)	0.497*** (0.047)	0.679*** (0.059)	0.520*** (0.059)	1.011*** (0.044)	0.904*** (0.046)
$RURAL \times \ln(RY)$	0.306*** (0.129)	0.346*** (0.128)	-0.763*** (0.071)	-0.520*** (0.070)	-0.733*** (0.085)	-0.555*** (0.084)	-1.417*** (0.069)	-1.181*** (0.071)
$OPEN$		-0.107*** (0.026)		-0.174*** (0.035)		-0.064 (0.052)		-0.551*** (0.058)
$CG$		-0.463*** (0.161)		-0.057 (0.156)		0.971*** (0.189)		-0.331** (0.155)
$CI$		0.108 (0.115)		1.647*** (0.152)		1.949*** (0.201)		1.156*** (0.249)
横截面	36	36	33	33	55	55	61	61
样本点	1091	109	184	184	11392	1392	1615	1615
调整后的 $R^2$	0.71	0.72	0.58	0.63	0.59	0.62	0.56	0.60
F值	73	70	36	42	37	40	36	38

从表 3和表 4的估计结果看,“先进经济”和“高收入组”这两组中的“交叉项”的系数要么不显著,要么是显著的正数,而其他组的系数都显著为负。这进一步证明了我们在理论部分得到的结论,即只有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被削弱。此外,从分组估计结果可以发现,“交叉项”的系数呈现出随收入水平降低而绝对值增大的趋势,说明经济发展水平越低,农村人口比重对 B-S效应的削弱程度越大。这个结果也加强了我们的结论。

从表 4低收入组的两个估计结果看,相对收入的系数和交叉项的系数绝对值之比分别是 0.71和 0.77,而这一组的农村人口比重在 1980年平均为 75%,到 2000年,也只下降到 67%,因此,对于这一组

的多数经济体而言,它们在经济发展初始阶段可能伴随的不是实际汇率的升值,而是贬值。

## 五 稳健性检验

### (一)考虑劳动力流动自由度的影响

劳动力流动自由度较低的经济体,农村人口比重较高,因此,不控制劳动力流动自由度,农村人口对 B - S效应的削弱作用可能来自于对劳动力流动的限制,而不是结构转型。为此,我们将劳动力流动自由度的代理变量  $LF$  加入到模型中,用 1980 ~ 2004 年数据进行回归,结果见表 5。我们做了四个回归,模型

(1)和(3)没有加入  $LF$ ,主要是为了和加入  $LF$  的模型(2)和(4)的结果进行比较。从这四个模型中,我们得到两个有意义的结论。首先, $LF$  的系数为显著的正数。这符合我们的直觉,劳动力流动越自由,各个部门的工资就越趋于一致,可贸易品部门劳动生产率提高就越容易引致工资在整个经济体的普遍上涨。其次,比较模型(1)、(3)以及模型(2)、(4)的估计结果,加入了劳动力流动自由度的代理变量后,农村人口比重和相对收入交叉项的系数仍然显著为负,且该系数的绝对值与相对人均

表 5 考虑劳动力市场自由度的检验结果

自变量	因变量 $\ln(RER)$			
	(4)	(1)	(2)	(3)
$\ln(RY)$	0.522*** (0.070)	0.510*** (0.071)	0.346*** (0.066)	0.334*** (0.066)
$RURAL \times \ln(RY)$	-0.772*** (0.107)	-0.758*** (0.107)	-0.658*** (0.097)	-0.643*** (0.097)
$LF$		0.012* (0.007)		0.013* (0.007)
$OPEN$			-0.474*** (0.039)	-0.474*** (0.039)
$CG$			0.172 (0.238)	0.199 (0.238)
$CI$			2.009*** 0.159	2.014*** 0.158
横截面	111	111	111	111
样本点	1368	1368	1368	1368
调整后的 $R^2$	0.90	0.90	0.92	0.92
F值	95	94	118	117

说明:样本时间跨度为 1980 ~ 2004 年。

收入的系数的比率有所提高。这个结果也与直觉一致:劳动力流动自由性越高,可贸易品部门生产率提高所引起的农村人口比重下降速度越快,同时其本身加强了 B - S效应,因此,当劳动力流动自由度的影响被剥离之后,农村人口比重对 B - S效应的削弱效应就变得更加显著。

### (二)基于两阶段最小二乘法的估计

对于欠发达经济体而言,实际汇率冲击可能会影响其结构转型速度。例如,当一国调低名义汇率时,实际汇率也随着降低,这样的政策可能在短期内有利于该经济体制造业的发展,从而加快城市化进程,降低农村人口比重。因此,回归中的“交叉项”可能是内生的,如果是这样,那么用最小二乘法(LS)得到的估计结果将是有偏且非一致的。本节采用两阶段最小二乘法(2SLS)来校正农村人口比重变量可能存在的内生性问题。

我们用人口出生率( $BD$ )作为农村人口比重的工具变量。采用这一工具变量的原因有两个:第一,农村人口比重与出生率相关性很强,一般来讲,农村出生率要高于城市出生率。因此,一个经济体的农村人口比重越高,出生率也越高,与之相对应,出生率越高,农村人口比重也越高。实际上,根据我们的数据,农村人口比重和出生率的相关系数高达 0.68。第二,实际汇率波动较大,而出生率变动较小。因此,实际汇率不太可能影响出生率,即使有影响,也是非常微弱的;反过来,出生率也不会直接影响实际汇率,即使有影响,也要通过结构转型、劳动力供给等媒介实施。人口出生率数据来自于联合国统计司网站。我

们使用表 3和表 4所包括的变量,数据跨度为 1974 ~ 2004年。

表 6 基于 2SLS的 B - S效应扩展模型估计结果

自变量	因变量 $\ln(RER)$						
	所有经济	先进经济	非先进经济	高收入	中等偏高收入	中等偏低收入	低收入
$\ln(RY)$	0.895*** (0.037)	-0.222** (0.108)	0.880*** (0.042)	-2.338* (1.255)	0.291*** (0.058)	0.520*** (0.078)	1.539*** (0.095)
$RURAL \times \ln(RY)$	-1.424*** (0.076)	1.058*** (0.206)	-1.418*** (0.085)	9.456* (4.868)	-0.106 (0.101)	-0.634*** (0.132)	-2.525*** (0.203)
$OPEN$	-0.201*** (0.027)	-0.082** (0.037)	-0.231*** (0.032)	-0.113* (0.064)	-0.185*** (0.038)	-0.052 (0.054)	-0.312*** (0.071)
$CG$	0.053 (0.094)	-0.598** (0.287)	0.080 (0.102)	-1.503** (0.691)	0.020 (0.174)	1.022*** (0.201)	-0.109 (0.171)
$CI$	1.160*** (0.112)	-0.176 (0.148)	1.396*** (0.135)	0.135* (0.283)	2.000*** (0.174)	1.975*** (0.211)	0.622** (0.302)
横截面	176	28	148	35	29	52	60
观察点	4761	852	3909	1061	780	1318	1602
调整后的 $R^2$	0.73	0.66	0.63	-0.72	0.62	0.63	0.54
F值	73	60	46	69	38	39	36
内生性检验	72.10	54.18	59.46	24.27	40.06	2.07	59.10
$^2(1)$	(p=0)	(p=0)	(p=0)	(p=0)	(p=0)	(p=0.15)	(p=0)

说明:样本时间跨度为 1974 ~ 2004年。

在实际回归中,我们直接用人口出生率和相对收入对数的乘积(以下简称工具变量)作为农村人口比重和相对收入对数的乘积(以下简称内生变量)的工具变量。我们进行了七个回归,一个用全部经济体的数据,两个用 MF的收入两分组的数据,四个用世界银行的收入四分组的数据,结果如表 6所示。我们对每个回归进行了内生变量的内生性检验,除世界银行收入分组中的中等偏低收入组之外,其他回归的检验都表明,我们不能排除选定内生变量的内生性,因此,多数情况下,2SLS比 LS得到的结果要好。

比较表(6)和表(1)、(3)、(4)的结果可以发现,虽然系数值有所变化,但主要结果没有发生质的变化。在全部样本回归中,2SLS得到的估计结果仍然表明,农村人口比重和相对收入交叉项的系数显著为负;在分组回归中,仍然存在这样的趋势:收入水平越低的组,农村人口比重对 B - S效应的削弱程度越强。而且,与 LS估计结果相比,在中低收入组及低收入组中,农村人口比重对 B - S效应的影响明显加强,而在中高收入组中,农村人口比重对 B - S效应的影响却变得不显著。这些结果都说明,我们的基准结果具有高度的稳健性。

## 六 结论

本文从理论和经验上证明,以农村人口城市化为特征的结构转型是影响发展中经济体实际汇率的一个重要因素。一个经济体越是处于结构转型的早期,农村人口比重越高,B - S效应就越小;随着结构转型的提高,农村人口比重对 B - S效应的削弱程度降低。这为我们估计发展中经济体的均衡汇率、观察发展中经济体的汇率走势提供了一个新思路。由于发达经济体和欠发达经济体农村人口比重悬殊,而这又是影响实际汇率的一个重要因素,因此用跨国数据来估计发展中经济体的均衡汇率时就必须充分考虑到这一因素,否则将高估欠发达经济体的均衡汇率。这对当前中国关于人民币汇率的争论有很强的意义,我们将为此撰写专文予以论述。

## 参考文献:

- 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。
- 卢锋、韩晓亚 (2006):《人民币实际汇率之谜》,北京大学中国经济研究中心讨论稿 No. C2006003。
- 杨长江 (2002):《人民币实际汇率长期调整趋势研究》,上海:上海财经大学出版社。
- Alexius, Annika and Nilsson, Jonny “Real Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from 15 OECD Countries” *Open Economies Review*, 2000, 11, pp. 383 - 397.
- Balassa, Bela “The Purchasing - Power Parity Doctrine: A Reappraisal” *The Journal of Political Economy*, 1964, 72 (6), pp. 584 - 596.
- Bergin, Paul; Glick, Reuven and Taylor, Alan M. “Productivity, Tradability, and the Long - Run Price Puzzle” *NBER Working Paper No. 10569*, 2004.
- Bhagwati, Agdish “Why Are Services Cheaper in Poor Countries” *The Economic Journal*, 1984, 94 (374), pp. 279 - 286.
- Burstein, Ariel T.; Neves, J. C. and Rebelo, Sergio “Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics during Exchange - Rate - Based - Stabilizations” *NBER Working Paper No. 7862*, 2000.
- Canzoneri, Robert; Cumby, E. and Behzad, Diba “Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for A Panel of OECD.” *Journal of International Economics*, 1999, 47, pp. 245 - 266.
- Clague, Christopher K. and Tanzi, Vito “Human Capital, Natural Resources and the Purchasing - Power Parity Doctrine: Some Empirical Results” *Economia Internazionale*, 1972, 25, pp. 3 - 18.
- Clague, Christopher K. “Determinants of the National Price Level: Some Empirical Results” *Review of Economics and Statistics*, 1986, 68, pp. 320 - 323.
- David, Paul A. “A Reply to Professor Balassa” *The Economic Journal*, 1973, 83 (322), pp. 1267 - 1276.
- De Gregorio, Jose and Wolf, Holger C. “Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate” *NBER Working Paper No. 4807*, 1994.
- DeLoach, Stephen B. “More Evidence in Favor of the Balassa - Samuelson Hypothesis” *Review of International Economics*, 2001, 9 (2), pp. 336 - 342.
- Devereux, Michael B. “Real Exchange Rate Trends and Growth: A Model of East Asia” *Review of International Economics*, 1999, 7 (3), pp. 509 - 521.
- Edison, Hali J. and Klovland, Jan T. “A Quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom.” *Journal of Applied Econometrics*, 1987, 2 (4), pp. 309 - 333.
- Faria, Joao Ricardo and Leon - Ledesma, Miguel “Testing the Balassa - Samuelson Effect: Implications for Growth and the PPP.” *Journal of Macroeconomics*, 2003, 25, pp. 241 - 253.
- Gente, Karine “The Balassa Samuelson Effect in a Developing Country” *Review of Development Economics*, 2006, 10 (4), pp. 683 - 699.
- Heston, Alan; Summers, Robert and Aten, Bettina “Penn World Table Version 6.2” September 2006, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- Ito, Takatoshi; Isard, Peter and Symansky, Steven “Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa - Samuelson Hypothesis” *NBER Working Paper No. 5979*, 1997.
- Kravis, Irving B. and Lipsey, Robert E. “Toward an Explanation of National Price Levels” *Princeton Studies in International Finance*, 1983, 52. Princeton, NJ: International Finance Section, Dept. of Economics, Princeton U.
- Petkovski, Mihail “Real Exchange Rates in Transition Countries” *Transition Studies Review*, 2006, 13 (2), pp. 270 - 279.
- Rogoff, Kenneth “Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate” *NBER Working Paper No. 4119*, 1992.
- “The Purchasing Power Parity Puzzle” *Journal of Economic Literature*, 1996, 34, pp. 647 - 668.
- Tica, Josip and Družić, Ivo “The Harrod - Balassa - Samuelson Effect: A Survey of Empirical Evidence.” *FEB - Working Paper Series*, July 2006.
- Wagner, Martin “The Balassa - Samuelson Effect in ‘East & West’: Differences and Similarities” *Review of Economics*, 2005, 56, pp. 230 - 248.

(截稿: 2008年 12月 责任编辑: 宋志刚)