
汇率制度、实际汇率与服务业发展： 基于跨国面板数据的分析

林 念 徐建国 黄益平*

内容提要 本文基于对 123 个国家 1980~2007 年的面板数据分析,发现实际汇率变动与服务业发展之间的关系受汇率制度的影响。在固定汇率制度下,实际汇率升值与服务业发展速度之间存在显著的正相关关系。但在浮动汇率制度下,二者的关系并不显著。静态面板数据和动态面板数据的计量模型设定均得到了相同的结论。这一现象背后的原因,在于不同汇率制度下实际汇率的变动规律不同,对产业结构的影响也不同。

关键词 汇率制度 实际汇率 服务业发展 经济结构调整

一 引言

服务业占 GDP 比重随经济发展而不断上升是一个普遍规律,得到了许多经验事实的反复验证。中国服务业的发展就体现了这一规律。但是与其他国家相比,中国服务业发展的总体水平严重偏低。图 1 显示,1980 年中国服务业增加值占国内生产总值的比重为 21.6%;到 2010 年,这一数字上升到 43.1%。尽管如此,43.1% 的服务业占比仍远低于同期其他同等收入的国家(如印度为 55%),甚至低于低收入国家 49% 的平均水平。

* 林念(通讯作者):北京大学国家发展研究院中国经济研究中心 100081 电子信箱:lannynian@gmail.com;徐建国:北京大学国家发展研究院 电子信箱:jgxu@ccer.edu.cn;黄益平:北京大学国家发展研究院 电子信箱:yhuang@ccer.edu.cn。

作者在此特别感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵建议和意见,感谢与张斌和张明的讨论。当然,文中的错误和不准确之处由作者完全负责。

与此同时,中国经济的开放程度已经达到了较高水平。^①这意味着中国国内的产业结构变动、服务业发展会受到开放宏观变量的显著影响。在这些开放宏观变量中,最重要的就是实际汇率。一般而言,实际汇率贬值或者长期被压低,会增强一国可贸易品部门的国际市场竞争力,使国内更多的生产要素流入这些部门,更少地流入服务业等不可贸易品部门,从而阻碍服务业的发展。^②反之,实际汇率升值,则很可能引起可贸易品部门的一些生产要素投入到服务业的生产活动当中,进而刺激服务业的发展。^③

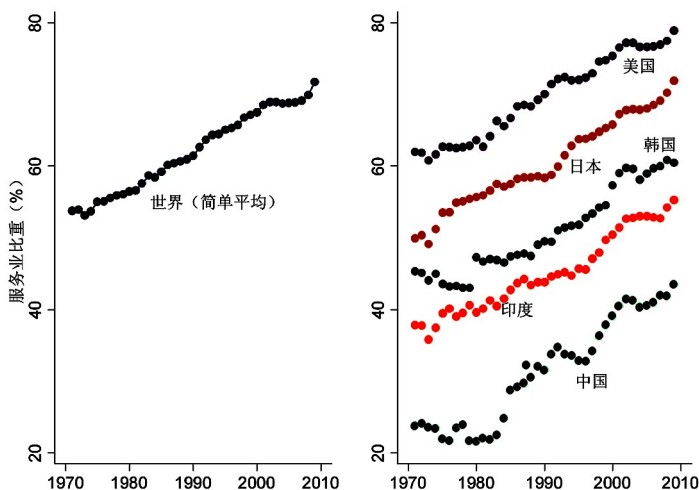


图1 各国服务业比重变化趋势:1980~2010年

数据来源:世界银行世界发展指数(WDI)数据库。

① 例如,2010年中国的进出口总额达到GDP的55%。作为比较,同年美国的进出口总额占比为29%,日本为29%,英国为63%,法国为53%,德国为88%。可见,中国的外贸依存度与欧洲主要经济体整体相当,远高于美国和日本。

② 当本国不具备国际市场定价能力时,一国实际汇率的贬值可以通过两个渠道实现:一是名义汇率贬值,二是国内物价水平下降,后者除非发生通货紧缩,否则不会发生。通货膨胀的调整往往滞后,因而名义汇率贬值会导致实际汇率贬值。由于可贸易品价格由国际市场确定,在可贸易品国际货币价格不变的情况下,本国名义汇率贬值会造成可贸易品国内价格上升。给定国内不可贸易品价格相对稳定,那么,不可贸易品价格对可贸易品的相对价格就会下降。所以,不可贸易品相对价格和实际汇率之间存在同向变动的趋势。实际上,在理论讨论中,实际汇率常常被直接定义为不可贸易品对可贸易品的相对价格,例如Rodrik(2008)。结合服务业发展,由于实际汇率贬值意味着不可贸易品相对价格下降,这将降低不可贸易品部门的利润率,导致流入不可贸易品部门的生产要素减少,从而阻碍不可贸易品部门的发展。

③ 传统上,服务业一般被认为是不可贸易品部门。尽管交通、运输和电信技术的迅猛发展增强了部分服务商品的贸易程度,但就目前而言,服务业所涵盖的绝大多数行业仍然可以视为不可贸易。

那么,实际汇率变动是否会对服务业发展产生影响?本文通过对1980~2007年120多个国家的面板数据分析发现,实际汇率升值与服务业发展速度之间的关系并不显著。这一结果似乎与上面的推测不符。然而,进一步的研究发现,二者之间的关系与汇率制度密切相关。在固定汇率下,实际汇率升值与服务业发展速度之间存在显著的正相关关系,但是在浮动汇率下,这一关系并不显著。

这种差异之所以产生,可能与不同汇率制度下实际汇率的变化规律有关。Mussa(1986)较早地提出了汇率制度的非中性,即由于价格黏性等原因,实际汇率的短期波动很大程度上取决于名义汇率的变动。Yougbare(2011)、Holtemöller和Mallick(2009)的研究发现,汇率制度越固定,实际汇率偏离均衡汇率的程度就越高。Kubota(2011)在分析不同汇率制度国家实际汇率的扭曲程度时认为,实际汇率在浮动汇率制度下会更快地向均值回归。这表明浮动汇率下的实际汇率更真实地体现了经济基本面的变化。

汇率调整的上述差异,会对服务业发展产生显著影响。在固定汇率制度下,受名义汇率固定的约束,一国的实际汇率调整需求只能通过通货膨胀或者通货紧缩来实现。倘若通货膨胀(或紧缩)不充分(比如政府往往利用各种手段,包括货币和其他宏观调控手段应对通货膨胀),实际汇率的调整也就不充分,从而容易造成实际汇率的扭曲。在产业结构上,这将导致可贸易品部门和不可贸易品部门相对比例的不协调。由于在固定汇率制度下,实际汇率与产业结构的扭曲程度可能均较大,因而从数据上就会更容易地发现二者之间的相关关系。相反,在浮动汇率制度下,实际汇率的调整比较及时、充分,扭曲不容易发生,即便发生,程度也较小。在这种情况下,实际汇率的变动就较为平稳,产业结构的扭曲程度也相对较轻,导致实际汇率与产业结构变化之间在统计上也难以发现显著的相关性。简言之,在控制住主要的宏观经济变量之后,汇率变动对服务业发展的影响在固定汇率制度下应该较为明显,而在浮动汇率下应该很小,甚至没有影响。

本文的研究对于从汇率角度理解中国服务业发展具有现实意义。亚洲金融危机以来,中国一直实行以钉住美元为主的汇率政策。名义价格黏性和中央银行对通货膨胀的控制,制约了人民币实际汇率的调整,尤其是抵制了实际汇率的升值。实际汇率升值途径的不畅通,造成了中国服务业发展的相对滞后。尽管2005年以来中国启动了新一轮的人民币汇率改革,但目前人民币汇率参考的一篮子货币中美元的权重依然很大,汇率调整仍不够灵活。为此,我们认为,进一步改革人民币的汇率形成机制,形成更为市场化的实际汇率价格信号,有助于减少实际汇率扭曲,促进中国服务业的健

康发展,有利于中国经济结构的调整和改善。

下文结构安排如下:第二部分回顾已有相关文献;第三部分介绍计量模型设定、数据来源及其描述性统计;第四部分按照汇率制度的划分讨论实际汇率升贬值对服务业发展速度的影响;最后一部分对全文进行小结。

二 文献回顾

关于服务业发展的讨论,最早出现在对产业结构变动的研究文献中。基于经验观察,配第-克拉克定律^①指出,一国就业人口从事的主要产业,将先后经历由农业转向工业、再由工业转至服务业的过程。Kuznets(1957)较早关注了服务业占国民收入比重的变化。与Kuznets得到的人均收入水平提高并未显著影响服务业占比的结论不同,近来的一些研究发现,服务业占比与人均收入水平之间存在显著的正相关关系(Buera和Kaboski,2009、2012)。目前,这一点已作为经验事实被人们广泛接受。Eichengreen和Gupta(2009)对此做了进一步补充,指出服务业占比与人均收入水平之间的正相关性并不是简单的线性关系。^②

与此同时,另一些学者则尝试从理论上对上述经验发现做出解释。一般认为,服务需求的收入弹性大于有形商品,是造成服务业比重上升的原因之一。基于这种认识,Kongsamut等(2001)通过引入非位次的效用函数来构建理论模型,并由此推导出—国服务业规模随经济发展而不断扩大等一系列经济结构变化的基本事实。Ngai和Pissarides(2007)则沿用Baumol(1967)的思路,在两部门模型的框架下,从技术进步的角度,很好地解释了一国产业结构的变化。该模型的基本思路是,在经济发展过程中,工业部门相对于服务业部门更快的技术进步,使得工业部门雇用越来越少的劳动力。在工资平价的作用下,这将导致服务业就业和产值的相对规模不断上升。此外,还有学者认为,经济发展所伴随的专业化分工,将在统计意义上扩大服务业所涵盖的经济活动,从而形成服务业比重的增加(Fuchs,1968)。

这些经典研究主要是从经济发展阶段的角度看待服务业发展。因而,它们无法回

① 基于英国当时的经济发展状况,威廉·配第于1691年指出,一国劳动力将经历由农业向工业的转移,最后集中于商业(服务业)。之后,经济学家克拉克比较了不同收入水平下,劳动力份额在三次产业的变动,验证了配第的结论。

② 通过跨国比较,Eichengreen和Gupta(2009)发现服务业经历了两次大发展:第一次是传统服务业(如餐饮美容等)的发展,发生在人均GDP低于1800美元(2000年不变价美元,下同)的阶段;第二次是现代服务业(如金融、电信等)的发展,大致发生于人均GDP达到4000美元的时期。

答:为什么相同或类似经济发展水平的国家,会有明显不同的服务业发展水平。为了弥补这一缺陷,不少学者开始关注城市化率、人口密度等因素对一国服务业发展的影响(江小涓和李辉,2004)。而汪德华等(2007)通过跨国横截面数据的回归分析,强调了政府规模和法治环境对一国服务业发展的重要性。尽管如此,这些研究仍主要是在一国内部寻找影响服务业发展的原因。

结合中国经济发展的特征,张斌和何帆(2006)在开放宏观的理论框架下讨论了外生实际汇率对一国产业结构的影响。该文指出,实际汇率低估所引起的对不可贸易品价格的压低、对不可贸易品部门利润的挤占,是导致中国服务业发展滞后的一个重要原因。Rodrik(2008)的理论模型也体现了类似的想法。在经验研究方面,徐建国(2011)通过时间序列分析方法,验证了中国服务业发展速度与人民币实际有效汇率变动之间的关系,并最终得出人民币实际汇率贬值是导致中国服务业发展出现两次“停滞”的重要原因。^①

本文将继续从服务业发展变化速度的角度,分析服务业发展与实际汇率之间的关系。现有文献中的绝大多数都是从绝对数值角度看待服务业发展,而本文采用的以服务业发展速度为因变量的经验分析,不仅丰富了服务业发展的研究视角,而且能够避免因时间维度较长而导致的数据非平稳性问题。与徐建国(2011)相比,本文借助了面板数据分析,同时充分利用各国汇率制度的信息,能够更好地厘清实际汇率变动与服务业发展速度之间的关系,也更为清晰地指出了汇率制度在研究服务业发展与实际汇率二者关系时的重要性。

三 计量模型和数据

(一) 计量模型

为了考察实际汇率变动与服务业发展速度之间的相关关系,本文首先设定如下回归方程:

$$growth_{it}^{SD} = \alpha_0 + \alpha_1 growth_{i,t-1}^{RER} + \theta X_{it} + f_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $growth_{it}^{SD}$ 表示第*i*个国家在*t*年的服务业发展速度。 $growth_{it}^{SD}$ 越大,表明服务业发展速度越快。

^① 徐建国(2011)指出,上世纪90年代以来,中国服务业占GDP比重经历了两次停滞。第一次是1992~1996年,在此期间服务业占比由34.8%下降到32.8%。第二次是2002~2008年,这段时间服务业比重从41.5%下降到40%。

$growth_{i,t-1}^{RER}$ 代表 i 国第 $t-1$ 年的实际汇率变动率。本文使用滞后一期的汇率变动, 是因为假定人们对汇率变动做出反应存在时滞。 $growth_{i,t-1}^{RER}$ 上升, 表示实际汇率升值加快。实际汇率升值, 意味着不可贸易品相对价格上升, 在这种情况下, 更多的资源要素流入服务业部门, 从而推动服务业相对规模的扩张。所以, 我们预计 $growth_{i,t-1}^{RER}$ 前系数 α_1 的符号为正。

X_{it} 表示一组控制变量, 具体包括一国人均 GDP 增长速度、出口增长速度、城市化率、贸易开放程度以及政府消费。其中, 一国人均 GDP 增长速度被用来控制经济发展阶段可能对服务业发展速度产生的影响。出口增长速度则考虑了一国经济发展策略, 如大力发展可贸易品部门对服务业发展速度的影响。城市化率、贸易开放程度和政府消费被用来刻画一些重要的可随时间变动的国家特征, 如一国的人口密度等。

在误差项的设定上, 我们引入双向固定效应。具体而言, f_i 用于控制不随国家改变的时间维度的经济冲击; u_i 表示国家固定效应, 用于控制不随时间变化但影响一国服务业发展的国别因素, 如法治环境等; ε_{it} 代表特定异质效应, 假设其服从正态分布, 即 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

进一步, 我们将考察汇率制度是否会对实际汇率与服务业发展之间的关系产生影响。为此, 我们设定以下回归式:

$$\begin{aligned}
 growth_{it}^{SD} = & \beta_0 + \beta_1 growth_{i,t-1}^{RER} + \sum_{j=1}^k \delta_j \times ER_{jit} \\
 & + \sum_{j=1}^k \rho_j \times growth_{i,t-1}^{RER} \times ER_{jit} + \theta X_{it} + f_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中, ER_{jit} 表示 i 国第 t 年是否属于 j 类汇率制度类型的虚拟变量。如果一国实行 j 类型汇率制度, 则该变量取值为 1, 否则为 0。 $growth_{i,t-1}^{RER} \times ER_{jit}$ 为实际汇率变动与汇率制度虚拟变量的交叉项。

考虑到当期服务业发展速度与上期发展速度之间很可能存在相关性, 我们还将引入动态面板数据模型框架, 即在回归式 (2) 的右边加入上期服务业发展速度 $growth_{i,t-1}^{SD}$ 。由于一国服务业发展速度在时间序列上很可能出现一定的收敛性, $growth_{i,t-1}^{SD}$ 前系数符号预期为负。

此计量模型的具体形式为:

$$\begin{aligned}
 growth_{it}^{SD} = & \gamma_0 + \gamma_1 growth_{i,t-1}^{SD} + \gamma_2 growth_{i,t-1}^{RER} + \sum_{j=1}^k \varphi_j \times ER_{jit} \\
 & + \sum_{j=1}^k \tau_j \times growth_{i,t-1}^{RER} \times ER_{jit} + \partial X_{it} + f_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)
 \end{aligned}$$

(二) 数据

本文选取 1980 ~ 2007 年国家层面的年度数据,研究服务业发展速度与实际汇率变动之间的关系。^① 以 1980 年为起点,是因为国际货币体系在 20 世纪 70 年代发生了巨大变化,同时发展中国家的经济发展政策在 1980 年前后也有较大改变,而这些变化很可能给本文的经验分析带来极大的噪音干扰。时间终点的选择是由部分变量数据可得性决定的。

根据已有的经验研究,我们使用“服务业占 GDP 的比重”作为衡量一国服务业发展水平的指标,并以其变动率代表服务业发展速度。^② 这一数据取自世界银行发展指标(World Development Indicator, 简称 WDI)数据库。对于本文的另一关键变量——实际汇率,我们以经济学家情报部(Economist Intelligence Unit, 简称 EIU)数据库所提供的实际有效汇率表示。^③

对于汇率制度的划分,我们采用 Reinhart 和 Rogoff(2004)的分类体系(以下简称为 R-R)。^④ R-R 是依据各国汇率制度的实际情况而非官方所宣称的信息,将世界各国的汇率制度分为 14 类,从 1 至 14;数值越高,表明该汇率制度越浮动。为了研究方便,本文按照 Chinn 和 Wei(2008)的汇总方式,将 R-R 的 14 类汇率制度归纳为 3 类。^⑤ 第一类是浮动汇率制度,对应于 R-R 中的 12(管理浮动)到 14(自由跌落);第二类是中间汇率制度,对应于 R-R 中的 5(事先宣布的爬行浮动带,带宽不超出 $[-2\%, 2\%]$)到 11(移动浮动带,带宽不超出 $[-2\%, 2\%]$);第三类是固定汇率制度,对应于 R-R 中的 1(无独立法定货币的汇率安排)到 4(事实上的钉住汇率)。

① 由于需要计算服务业发展速度,回归中本文的数据实际区间为 1981 ~ 2007 年。

② 准确地说,该指标反映的是一国服务业的相对规模,但由于缺少更好的衡量服务业发展程度的指标,本文采用了这一被广泛使用的指标。

③ EIU 数据库中关于各国实际有效汇率的数据比 WDI 数据丰富。不过二者的实际有效汇率高度相关。

④ Reinhart 和 Rogoff(2004)所构建的 R-R 分类方法的主要特点是:其一,利用平行和双重市场汇率的数据;其二,借助各国汇率制度安排及相关情形变化的详细年谱,对名义上的汇率制度和事实上的汇率制度进行区分。具体而言,这 14 类汇率制度分别为无独立法定货币的汇率安排、事先宣布的钉住汇率或货币局制度、事先宣布的水平浮动带(带宽不超出 $[-2\%, 2\%]$)、事实上的钉住汇率、事先宣布的爬行钉住、事先宣布的爬行浮动带(带宽不超出 $[-2\%, 2\%]$)、事实上的爬行钉住、事实上的爬行浮动带(带宽不超出 $[-2\%, 2\%]$)、事先宣布的爬行浮动带($>\pm 2\%$)、事实上的爬行浮动带(带宽不超出 $[-5\%, 5\%]$)、移动浮动带(带宽不超出 $[-2\%, 2\%]$)、管理浮动、自由浮动和自由跌落。

⑤ 与 Chinn 和 Wei(2008)稍有不同的是,本文将 R-R 体系中第 14 类(自由跌落)也列为浮动汇率制度的范围,以增加观测值数。事实上,即使将第 14 类剔除,本文关于不同汇率制度下实际汇率变动与服务业发展之间关系的基本结论也不会改变。

表 1 描述性统计及数据来源

变量	样本量	均值	标准差	来源	备注
服务业发展速度	2284	0.60	6.45	WDI	服务业占 GDP 比重变动率(%)
实际汇率变动率	2284	0.20	15.05	EIU	实际有效汇率的变化率(%)
人均 GDP 增长速度	2284	2.47	4.36	WDI	一国人均 GDP(PPP)增长速度(%)
出口增长速度	2284	6.34	9.72	WDI	出口额变动率(%)
城市化率	2284	57.20	22.93	WDI	城市人口占总人口比重(%)
贸易开放程度	2284	80.44	52.36	WDI	进出口总额占 GDP 比重(%)
政府消费	2284	15.68	5.56	WDI	政府最终消费占 GDP 的比重(%)

表 1 给出了回归中主要变量的来源及定义方式,并总结了各变量的描述性统计情况。表 2 则列出了回归中各类汇率制度的分布情况。

表 2 汇率制度分布情况

汇率制度类型	观察值数	百分比(%)
浮动汇率	496	21.72
中间汇率	1072	46.94
固定汇率	716	31.35

四 检验结果

(一)基本回归结果

对于回归式(1)和(2),本文首先采用混合最小二乘法(POLS)进行估计,然后又利用国家层面的面板数据固定效应估计方法(FE)估计了上述回归方程。表 3 给出了初步的回归结果。

从表 3 的回归(1)和(2)可以看到,使用固定效应估计方法和混合最小二乘法得到的主要结论非常接近,即实际汇率升值与服务业发展之间没有显著的相关关系。而控制变量前参数的回归结果则表明:第一,与以服务业比重的水平值为因变量的研究不同,贸易开放程度、城市化率对服务业发展速度的影响并不显著。同时,一国经济增长快慢对服务业发展速度的影响也不显著。第二,给定实际汇率变动等其他因素不变,一国出口增长越迅速,其服务业发展速度相对越慢。第三,政府消费占比越大的国家,服务业发展速度越快。前两点发现并不需要特别解释。关于第三点发现,我们认为这很可能是因为政府消费的很大一部分被用于服务类商品的购买(Galstyan 和

Lane, 2009)。^①

表 3 实际汇率变动对服务业发展速度的影响

	因变量:服务业发展速度			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	FE	POLS	FE
实际汇率变动率(-1)	0.003 (0.030)	0.012 (0.017)	-0.034 (0.054)	-0.015 (0.027)
实际汇率变动率(-1)×中间汇率			0.066 (0.052)	0.045 (0.028)
实际汇率变动率(-1)×固定汇率			0.113 ** (0.054)	0.087 ** (0.039)
人均 GDP 增速	0.048 (0.092)	-0.025 (0.069)	0.030 (0.082)	-0.028 (0.069)
出口增速	-0.071 ** (0.035)	-0.079 (0.050)	-0.068 ** (0.034)	-0.076 (0.049)
贸易开放程度	-0.003 (0.003)	-0.016 (0.010)	-0.001 (0.004)	-0.016 (0.010)
城市化率	0.001 (0.008)	-0.011 (0.044)	-0.002 (0.009)	-0.009 (0.042)
政府消费	0.084 ** (0.039)	0.367 *** (0.105)	0.093 ** (0.039)	0.374 *** (0.106)
汇率制度虚拟变量			是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
国家虚拟变量		是		是
观测值数	2284	2284	2284	2284
R ²	0.039	0.118	0.049	0.123
国家数	123	123	123	123

说明:括号内为稳健性标准差。*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。下表同。

不难发现,回归(1)和(2)的主要结论与前述逻辑推断并不一致。按照前述逻辑,

① 需要明确的是,这与汪德华等(2007)得到的政府规模与服务业发展之间存在反向关系的结论并不完全矛盾。首先,政府消费规模越大并不必然意味着大政府。其次,两篇文章关心的被解释变量不同,本文关心服务业发展速度,而汪德华等考察的是服务业发展水平。最后,汪德华等在解释政府规模越大,服务业占比越低时,其中的一条逻辑是政府规模越大的国家很可能采取的是出口导向的产业政策,而这一点与本文出口增速前的系数符号一致。

实际汇率升值将提高服务业的相对价格,引发资源更多地向服务业流动,从而加速服务业相对规模的扩张。那么,回归(1)和(2)的结果是否表明实际汇率变动与服务业发展之间理论上的正相关关系并不存在?

回归(3)和回归(4)给出的答案是,实际汇率变动与服务业发展之间的作用机制还与汇率制度密切相关。回归中,我们以浮动汇率制度国家为参照组,可以看到,在浮动汇率下,仍然没能发现实际汇率变动与服务业发展速度之间存在显著的相关关系。但在固定汇率下,这种正相关关系得到了经验证据的支持。具体地,根据回归(4)的估计结果,给定其他条件不变,实际汇率升值10%,固定汇率制度国家的服务业发展速度将提高约0.9%。

表 4 汇率制度、实际汇率与服务业发展:静态面板

	因变量:服务业发展速度(最小二乘法)		
	(1)FE	(2)FE	(3)FE
	浮动汇率制度	中间汇率制度	固定汇率制度
实际汇率变动率(-1)	-0.049 (0.044)	0.034 ** (0.017)	0.084 ** (0.034)
人均 GDP 增速	0.129 (0.135)	-0.149 ** (0.075)	0.035 (0.116)
出口增速	-0.158 (0.201)	-0.035 (0.024)	-0.064 * (0.033)
贸易开放程度	-0.010 (0.066)	0.004 (0.012)	-0.024 (0.016)
城市化率	-0.555 (0.385)	0.062 (0.063)	-0.034 (0.079)
政府消费	1.097 ** (0.476)	0.196 ** (0.077)	0.429 *** (0.154)
年份虚拟变量	是	是	是
国家虚拟变量	是	是	是
观测值数	496	1072	716
R ²	0.206	0.189	0.176
国家数	54	86	59

为了进一步认识并验证不同汇率制度下实际汇率对产业结构变动的影响,我们将汇率制度分类做了子样本回归。从表4可以看到,汇率制度越固定,实际汇率变动与

服务业发展速度之间的正相关程度越高。这一结果支持了全样本回归得出的结论。另外,从控制变量前系数的对比中可以得出,不同汇率制度下控制变量对服务业发展速度的作用大小存在差异。

表 5 汇率制度、实际汇率与服务业发展:动态面板

	因变量:服务业发展速度			
	(1)系统 GMM	(2)系统 GMM	(3)系统 GMM	(4)系统 GMM
	全样本	浮动汇率制度	中间汇率制度	固定汇率制度
实际汇率变动率(-1)	0.000 (0.019)	0.022 (0.040)	0.033 (0.042)	0.091*** (0.027)
实际汇率变动率(-1)×中间汇率	0.028 (0.021)			
实际汇率变动率(-1)×固定汇率	0.083** (0.037)			
服务业发展速度(-1)	-0.098* (0.051)	0.080 (0.142)	0.047 (0.064)	-0.173*** (0.065)
人均 GDP 增速	-0.037 (0.060)	-0.360 (0.232)	-0.148* (0.087)	0.023 (0.085)
出口增速	-0.052** (0.025)	0.072 (0.093)	-0.055*** (0.021)	-0.065*** (0.025)
贸易开放程度	0.001 (0.002)	0.043* (0.025)	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)
城市化率	-0.003 (0.007)	-0.043 (0.037)	-0.010 (0.011)	0.006 (0.008)
政府消费	0.089*** (0.031)	0.535* (0.320)	0.067*** (0.024)	0.084* (0.046)
年份虚拟变量	是	是	是	是
国家虚拟变量	是	是	是	是
观测值数	2284	496	1072	716
国家数	123	54	86	59
AR(1)P 值	0.000	0.069	0.000	0.005
AR(2)P 值	0.589	0.894	0.110	0.179
Sargan 检验 P 值	0.758	1.000	0.260	0.101
Hansen 检验 P 值	1.000	1.000	1.000	1.000

上述回归结果均基于静态面板的模型设定。表 5 给出了动态面板模型即(3)式

的回归结果。值得注意的是,在(3)式中,由于出现了滞后一期的被解释变量,该计量模型不可避免地要面对内生性问题。为了保证估计值的一致性,本文采用由 Blundell 和 Bond (1998) 发展出的一步系统 GMM 估计方法。^① 在具体的回归操作中,我们将所有解释变量视为内生变量,并以这些变量的滞后项作为工具变量,对模型进行估计。^②

容易看到,动态面板模型设定的引入,不仅没有改变前面的结论,而且还再次证明了实际汇率变动对服务业发展速度的作用机制与汇率制度有关这一结论。此外,在全样本的回归中我们还看到,服务业发展速度具有一定的收敛性,即上期服务业发展速度越快,本期发展速度会越慢。不过在子样本回归中,这一收敛性只在固定汇率组出现。

(二) 稳健性检验

为了保证回归结果的可靠性,本文做了以下稳健性检验。由于不同收入水平国家的服务业发展可能存在差异,如果高收入国家的样本点过多,将导致本文的检验结论很可能不适用于中低收入的国家。为此,我们将样本范围缩小至中低收入国家。同时考虑到中国和印度两个发展中大国的特殊性,回归样本也排除了这两个国家。表 6 报告了相应的回归结果。与前述结果类似,在固定汇率下,实际汇率变动与服务业发展存在显著的正相关关系,而在浮动汇率制度下,这种相关关系并不显著,甚至不表现为正相关。

考虑到实际汇率和服务业发展速度之间的关系很可能受到系统性冲击如经济危机等影响,为避免此类特殊情形对本文检验结论带来的噪音,我们剔除了样本中实际汇率变动超过 50% 的观察值。从表 7 的回归中可以看到,对样本做出的这一限制并没有改变本文的基本结论。

需要注意的是,本文所言的服务业发展,实质是服务业的相对发展,而非服务业的绝对发展。^③ 一个自然的疑问便是,服务业绝对增长速度与实际汇率升值之间的关系是否也受到汇率制度的影响? 表 8 的回归结果表明,与服务业相对发展一样,实际汇率升值对服务业绝对发展速度的正向影响也仅出现在固定汇率制度国家的样本中。

① 简单而言,系统 GMM 估计方法将内生变量的滞后水平作为一阶差分的工具变量,同时又将一阶差分作为水平变量的工具变量。由此将水平回归方程和差分回归方程结合起来进行估计。与一阶差分 GMM 估计方法相比,此方法能够减轻因弱工具变量而带来估计偏误。

② 在应用系统 GMM 方法估计时,一般需要满足 AR(1)、AR(2) 和 Sargan 检验。因此,不同样本所选择的滞后期数并不相同。以下使用系统 GMM 估计方法的回归均是如此。

③ 服务业相对发展是指服务业在国民经济中相对比重的变化,而服务业的绝对发展是指服务业自身在时间维度上的增长。

表 6

稳健性检验一

	因变量:服务业发展速度					
	FE			系统 GMM		
	浮动汇率	中间汇率	固定汇率	浮动汇率	中间汇率	固定汇率
实际汇率变动率(-1)	-0.074 (0.050)	0.034 ** (0.016)	0.093 ** (0.044)	-0.054 (0.058)	0.035 (0.043)	0.079 ** (0.034)
服务业发展速度(-1)				0.042 (0.162)	0.027 (0.082)	-0.192 *** (0.061)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
国家虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	286	709	428	286	709	428
国家数	40	57	36	40	57	36
R ²	0.254	0.189	0.183			
AR(1)P 值				0.099	0.001	0.005
AR(2)P 值				0.791	0.147	0.195
Sargan 检验 P 值				1.000	0.142	0.100
Hansen 检验 P 值				1.000	1.000	1.000

说明:其他控制变量包括人均 GDP 增速、出口增速、贸易开放程度、城市化率以及政府消费。系统 GMM 估计中控制了国家虚拟变量。下表同。

表 7

稳健性检验二

	因变量:服务业发展速度					
	FE			系统 GMM		
	浮动汇率	中间汇率	固定汇率	浮动汇率	中间汇率	固定汇率
实际汇率变动率(-1)	0.020 (0.040)	0.070 ** (0.033)	0.081 ** (0.035)	0.041 (0.031)	0.062 ** (0.026)	0.056 * (0.032)
服务业发展速度(-1)				0.053 (0.131)	0.078 * (0.045)	-0.186 ** (0.083)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
国家虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	478	1065	714	478	1065	714
国家数	52	86	59	52	86	59
R ²	0.245	0.203	0.175			
AR(1)P 值				0.092	0.000	0.003
AR(2)P 值				0.424	0.187	0.115
Sargan 检验 P 值				0.999	0.829	0.105
Hansen 检验 P 值				1.000	1.000	1.000

表 8

稳健性检验三

	因变量:服务业绝对增长速度					
	FE			系统 GMM		
	浮动汇率	中间汇率	固定汇率	浮动汇率	中间汇率	固定汇率
实际汇率变动率(-1)	-0.012 (0.017)	0.003 (0.012)	0.049** (0.020)	-0.035** (0.016)	0.044 (0.028)	0.104*** (0.031)
服务业绝对增长 速度(-1)				0.210* (0.115)	0.115 (0.082)	0.212 (0.161)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
国家虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	448	991	681	415	835	647
国家数	46	84	57	44	78	56
R ²	0.398	0.392	0.312			
AR(1)P 值				0.095	0.000	0.000
AR(2)P 值				0.300	0.222	0.303
Sargan 检验 P 值				1.000	0.995	0.104
Hansen 检验 P 值				1.000	1.000	1.000

以上检验结果表明,实际汇率变动对服务业发展的影响机制仅在非浮动汇率制度下存在。我们推测这其中的原因是,在浮动汇率下,灵活的汇价调整使得汇率扭曲不能显著、持续存在,因而汇率扭曲不是不同产业比例不协调的主要原因,市场中的汇率调整也不会导致产业结构的显著变化。而在固定汇率下,实际汇率变动的外生成分较强,从而对产业结构变动造成的影响也更加显著。

五 小结

Riddle(1986)指出,国民经济增长的原动力来自服务业的发展。随着服务业在经济中占比的不断上升,厘清服务业发展的影响因素,对推动中国国民经济的发展不仅重要,而且愈发必要。本文的经验研究发现:实际汇率变动会对服务业发展产生一定影响,但这种作用机制与汇率制度密切相关。在固定汇率制度下,实际汇率升值加速会促进服务业发展;而在浮动汇率制度下,尚无充分的证据表明实际汇率变动与服务业发展速度之间存在显著的相关关系。

需要指出的是,本文针对实际汇率变动与服务业发展之间关系的讨论仍较为粗糙。与其他研究服务业的文献类似,本文所指的服务业是除工农业以外的所有产业。这种从三次产业角度看待产业发展的研究,能够在宏观上对经济结构和经济增长有一

定把握,但要真正了解服务业的发展,获取更深入的见地,还需要对服务业的不同行业进行区分,研究不同类别服务行业各自的发展规律,以增进对服务业发展的认识。

参考文献:

- 江小涓、李辉(2004):《服务业与中国经济:相关性与加快增长的潜力》,《经济研究》第1期。
- 徐建国(2011):《人民币贬值与服务业停滞》,《世界经济》第3期。
- 汪德华、张再金、白重恩(2007):《政府规模、法治水平与服务业发展》,《经济研究》第6期。
- 张斌、何帆(2006):《货币升值的后果》,《经济研究》第5期。
- Baumol, William. "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review*, 1967, pp.415-426.
- Blundell, R. and Bond, S. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 1998, pp.115-143.
- Buera, J. and Kaboski, P. "The Rise of the Service Economy." *NBER Working Paper* No.14822, 2009.
- Buera, J. and Kaboski, P. "Scale and the Origins of Structural Change." *Journal of Economic Theory*, 2012, pp.684-712.
- Chinn, D. and Wei, Shang-Jin. "A Faith-based Initiative Meets the Evidence: Does a Flexible Exchange Rate Regime Really Facilitate Current Account Adjustment?" *NBER Working Paper* No. 14420, 2008.
- Eichengreen, Barry and Gupta, Poonam. "The Two Waves of Service Sector Growth." *NBER Working Paper* No. 14968, 2009.
- Fuchs, Victor. *The Service Economy*. New York: Columbia University Press, 1968.
- Galstyan, Vahagn and Lane, R. "The Composition of Government Spending and the Real Exchange Rate." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2009, pp.1233-1249.
- Holtemöller, Oliver and Mallick, Sushanta. "Exchange Rate Regime, Real Misalignment and Currency Crises." Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1344049>, 2009.
- Kongsamut, Piyabha; Xie, Danyang and Rebelo, Sergio. "Beyond Balanced Growth." *IMF Working Papers* 01/85, 2001.
- Kuznets, Simon. "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force." *Economic Development and Cultural Change*, 1957, pp.1-112.
- Kubota, Megumi. "Assessing Real Exchange Rate Misalignments." World Bank policy research working paper No.5925, 2011.
- Mussa, Michael. "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications," in Karl Brunner and Alan Meltzer, eds., *Real Business Cycles, Real Exchange Rates and Actual Policies*. Amsterdam: North Holland, 1986.
- Ngai, Rachel and Pissarides, Christopher. "Structural Change in a Multi-Sector Model of Growth." *American Economic Review*, 2007, pp.429-443.
- Reinhart, C. and Rogoff, K. "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation." *Quarterly Journal of Economics*, 2004, pp.1-48.
- Riddle, D. *Service-led Growth: The Role of the Service Sector*. New York: Praeger, 1986.
- Rodrik, Dani. "The Real Exchange Rate and Economic Growth." *Brookings papers on economic activity*, 2008.
- Yougbaré, Lassana. "Exchange Rate Arrangements and Misalignments: Contrasting Words and Deeds." MPRA Paper 32362, 2011.

(截稿:2012年12月 责任编辑:李元玉)