金融发展与人民币实际汇率*

范言慧,席 丹,赵家悦
(对外经济贸易大学 金融学院,北京 100029)

摘 要:尽管金融发展对一国经济有诸多有利之处,但文章认为它也可能通过影响物价、全要素生产率等引起货币实际升值。检验结果表明,我国银行对私人部门的信贷和股票市场的发展均可引起人民币实际升值,且主要是通过对物价的直接影响实现的,而通过巴拉萨—萨缪尔森效应仅产生有限的影响,人民币名义汇率则不是金融发展影响人民币实际汇率的主要渠道。因此,金融发展带给经济的可能并不全是福音,应充分认识金融发展通过人民币实际升值而可能产生的不利影响。

关键词:金融发展;人民币实际汇率;巴拉萨—萨缪尔森效应;荷兰病

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)03-0111-10

一、引 言

金融部门对于一国经济增长和发展有着重要作用。Levine(1997)列举了金融发展的一系列好处:金融体系可使交易便捷、提供对冲和分散风险功能、分配资源、监督管理者、动员储蓄等。Schumpeter(1912)认为,功能完善的金融体系可促进技术创新。King 和 Levine(1993)认为,发达的金融体系可通过提高生产率来刺激经济增长。很多实证研究(King 和 Levine,1993;Levine 等,2000;Arestis 等,2001;Christopoulos 和 Tsionas,2004)都证实金融发展可促进经济增长。国内很多研究也证实了金融发展对实体经济具有重要的协同促进作用(袁云峰和曹旭华,2007;赵振全等,2007;赵勇和雷达,2010)。

与金融发展和经济增长关系的研究相比,探讨金融发展(包括股票市场发展)与实际汇率关系的文献却很少。但这并不表明金融发展对实际汇率的影响不重要,Fujiwara 和 Teranishi(2011)就指出,金融市场发展是理解实际汇率动态的重要因素。Mercereau(2006)在一个包含股票市场的两国模型中分析了居民利用金融工具最大化预期跨期效用下的实际汇率决定问题,认为若一国拥有发达的金融市场,就能为其他国家提供有价值的风险资产,那么该国将由此获得更多的收益和产生更多的贸易品消费,进而引起货币实际升值。不过,他对于金融市场未完全开放的发展中国家是否也有类似的关系却未能兼顾。对此,Larrain(2010)在股票市场发展与相对价格关系的实证研究中发现,在股票市场不发达的国家,股票市值与价格水平(工资)正相关。这意味着在股票市场不发达的国家,股票市场发展也可引起货币实际升值。尽管有理论和经验研究直接或间接指出了金融发展对实际汇率的影响,

收稿日期:2014-03-31
基金项目:教育部人文社科研究青年基金项目(14YJC790135)
作者简介:范言慧(1978—),男,山东青岛人,对外经济贸易大学金融学院副教授,经济学博士;
席 丹(1983—),女,河北保定人,对外经济贸易大学金融学院讲师,经济学博士;
赵家悦(1988—),男,河北邢台人,对外经济贸易大学金融学院博士研究生。

但没有对此进行实证研究。

近些年，我国金融部门大幅扩张，而人民币也出现较大幅度的实际升值。如果金融发展对人民币实际升值的确存在影响，那么这意味着对于像我国这样的出口导向型经济体，金融部门的发展可能通过实际汇率对开放经济部门产生结构性影响，这种影响或许比我们以往认识到的更加多元化。因此，探讨金融发展对人民币实际汇率的影响，对于深入认识金融发展的作用具有重要意义。

本文认为，尽管金融发展可借助金融市场来便利资源配置，提高相关产业的生产效率，但同时也使信贷和资本市场市值增加，进而通过货币扩张和财富效应引起物价上涨，推动本币实际升值。此外，虽然金融发展可促进技术创新和生产率提高，帮助依赖外部融资的贸易部门建立比较优势，但根据巴拉萨－萨缪尔森效应，这又会进一步推动本币实际升值。

本文的贡献在于：以往研究大多侧重于探讨金融发展对经济的积极作用，而本文则为审视金融发展的影响提供了另一视角，从而丰富了人们对于金融发展与实体经济之间关联渠道的认识。在实际汇率的决定因素中，金融发展的作用不可忽视。就政策意义而言，本文说明金融发展带来的可能并不全是福音，因为人民币实际升值将对在对外贸易中面临激烈市场竞争的出口部门产生不利影响。尤其是在当前金融业和制造业的走势似乎发生背离的情况下，[①]认识到这一影响显得尤为重要。因此，在推动金融自由化改革时须认识到金融发展的这一影响，平行地处理好制造业企业的结构调整和升级问题。

二、金融发展对实际汇率的影响：文献回顾与逻辑梳理

金融发展有利于经济增长的一个重要原因是其能够促进生产效率提高。Levine(1997)指出，金融机构和金融市场可以降低获取信息和市场交易的成本，从而提高资源跨时空的分配效率，促进资本积累和技术创新。Saint-Paul(1992)指出，金融发展能够促进分工和专业化，从而对生产率的提高有积极作用。King 和 Levine(1993)则强调金融体系有助于评估企业家和好项目、调动资源、分散风险、揭示创新回报等，从而提高生产率。但若延续这一逻辑，那么根据巴拉萨－萨缪尔森效应，生产率的提高尤其是贸易部门生产率的提高可引起非贸易部门工资上涨和本币实际升值。

对此，Larrain(2010)提供了一个佐证。他发现，在股票市场不发达的国家，股票市场市值与价格(工资)之间呈现正相关关系。他的解释是：股票市场的发展可产生类似于巴拉萨－萨缪尔森效应的影响，推动价格上涨，而且这种影响在股票市场不发达的国家会超过其通过促进贸易部门内资本密集型行业发展和降低劳动力需求而对工资和商品价格产生的负向影响。这表明，在股票市场不发达的国家，股票市场发展可能对该国货币的实际升值存在影响。

此外，探讨金融发展与贸易比较优势关系的相关文献认为，金融发展可成为国际贸易比较优势的一个来源，因此在金融部门发达的国家，依赖外部融资的行业的发展相对更快(Kletzer 和 Bardhan，1987；Beck，2002，2003)。尤其是规模大、研发和资本投入高、附加值高的制造业企业更依赖外部融资(Demir 和 Dahi，2011)，这就意味着金融发展可促进这些部门的生产率提高，那么同样根据巴拉萨－萨缪尔森效应，这也会带动非贸易品价格上涨和本币实际升值。此外，金融发展对出口的积极影响也可能通过本币名义汇率而推动本币实

①根据 2014 年 9 月发布的《中国企业 500 强发展报告》，入选的制造业企业数量和利润连年下滑，入选的 260 家制造业企业的利润占全部 500 强的比重已不足 20%，而入选的 25 家金融业企业则贡献了净利润的 53%。

际升值。因此,上述分析表明,如果金融发展有利于提高生产率和构建贸易比较优势,那么本币实际升值亦可成为由此衍生而来的另一个副产物。

事实上,金融发展不仅意味着效率的提高,还体现为金融市场和产品交易规模的扩大,股票市场的市值增长和金融中介的信贷扩张便是两个重要表现,而这也会影响实际汇率。股票市场市值增长往往伴随着股价上涨和金融资产增值,这又往往可产生财富效应,从而推动物价上涨,促使本币实际升值。Funke(2004)、Cho(2006)、Peltonen 等(2012)以及胡永刚和郭长林(2012)对新兴市场经济国家的分析均证实了股市存在财富效应。Peltonen 等(2012)还发现,在股票市场较发达的国家,股票的财富效应也相对较大。这表明股票市场的规模扩大具有影响实际汇率的潜在渠道。

另一些研究发现,股票市场繁荣与股票价格上涨可引起货币需求增加,提高利率,这又会吸引资本流入并推动本币实际升值。Mercereau(2006)认为,一国若能为其他国家提供有价值的风险资产,那么该国将由此获得更多收益和换取更多资源,由此可引起货币实际升值。一些实证研究也发现股票价格上涨与货币实际升值密切相关(Phylaktis 和 Ravazzolo,2005;Zhao,2012;Moore 和 Wang,2013)。

银行信贷扩张对实际汇率的影响也十分重要,尤其对存在汇率干预的国家来说更是如此。Cottani 等(1990)指出,大部分发展中国家通常通过各种制度控制名义汇率,同时通过扩张国内信贷来为财政赤字融资或增加对私人部门的贷款,在本币贬值之前,扩张性货币政策会导致本币实际升值。长期以来,中国国际收支的持续双顺差在外汇市场上对人民币名义汇率产生了直接的升值压力,同时随着央行外汇干预下的外汇资产积累,大量基础货币进入银行的信贷系统,从而对通货膨胀产生了推动作用,这也是促使人民币实际升值的一个重要渠道。潘敏和缪海斌(2010)、傅强等(2011)以及李连发和辛晓岱(2012)均证实了这一点。

综上所述,金融发展对实际汇率的影响可概括为以下渠道:首先,通过促进经济增长和生产率提高,借助巴拉萨—萨缪尔森效应引起本币实际升值;其次,通过股票的财富效应以及信贷扩张对需求进而对通货膨胀的影响引起本币实际升值;最后,股票价格的上涨可进一步吸引资本流入,对本币产生直接的影响,而金融发展对出口和顺差的影响也会推动本币升值。

三、数据与检验方法

本文以 2000—2012 年的季度数据作为研究对象,探讨金融发展对人民币实际汇率的影响。近 10 余年来,我国金融部门有了很大的发展。2012 年底,我国金融机构的人民币贷款较 2000 年初增长了 530%,股票市场市值则增长了 657%。非金融企业的债券余额也从 2000 年第一季度的 238 亿元人民币增加到 2012 年底的 5 万多亿元。在金融部门大发展的情况下对其与实际汇率的关系进行考察更具典型意义。

本文将从银行信贷和股票市场两方面考察金融部门发展对人民币实际汇率的影响。这主要是考虑到我国银行信贷在社会融资总额中一直占据过半的比重,而股票市场的规模较大,其财富效应也较为明显。对于银行信贷,Beck(2002)认为流入更有效率的私人部门的信贷能够较好地反映金融部门动员储蓄的能力,但由于从我国现有统计资料中无法获得向私人部门授信的数据,我们借鉴了赵勇和雷达(2010)的方法,假定金融机构分配给国有企业的贷款与国有企业的固定资产投资成正比,以此来反向推断金融机构提供给私人部门的信贷。本文使用以此方式衡量的非公有部门信贷与 GDP 的比值(取对数后表示为 lpc)来反映私人信贷规模。

我们分别使用股票市场市值和股票市场成交额与 *GDP* 的比值(取对数后分别以 *lstmv* 和 *lsttv* 表示)来反映股票市场发展情况。Levine 和 Zervos(1998)认为股票市场市值与 *GDP* 的比值可衡量股票市场发展情况,相当于假定股票市场的规模与其动员资本和分散风险的能力正相关。同时,他们也使用股票市场交易额与 *GDP* 的比值来反映股票市场的流动性。

本文以国际清算银行公布的人民币实际有效汇率指数来表示人民币实际汇率(*lreer*,以 2000 年为基期并取对数)。在分析中我们控制了贸易条件、贸易开放度、过度货币增长以及汇率灵活度等对人民币实际汇率的影响。① 贸易条件(取对数后以 *ltot* 表示)表示为本国出口商品价格与进口商品价格的比值。② Jongwanich 和 Kohpaiboon(2013)指出,贸易条件改善可产生收入效应和替代效应,前者能增加国内需求,为恢复内外均衡,非贸易品相对于贸易品的价格将上涨,从而引起本币实际升值;替代效应则会使本国需求转向贸易品,这又会促使本币发生实际贬值。因此,贸易条件对实际汇率的影响不确定。

贸易开放度(以季度商品进出口总额与 *GDP* 的比值来衡量,取对数后以 *lopen* 表示)是衡量贸易自由化程度的替代指标。贸易自由化可导致进口品价格下降和贸易条件改善。这一方面会使人们增加对所有商品的需求,导致非贸易品价格上涨,引起本币升值;但另一方面也会使人们转向进口的贸易品,降低对非贸易品的需求,促使本币实际贬值。Edwards 和 Van Wijnbergen(1987)认为贸易开放度提高将使本币实际贬值。

考虑到在样本期间我国曾出现流动性过剩的现象,同时也为控制贸易顺差、资本流入等因素对国内物价和人民币实际汇率的影响,本文借鉴了 Athukorala 和 Rajapatirana(2003)的做法,选取过度货币增长(*exmg*)作为控制变量。该指标以 *M*2 同比增长率减去同期 *GDP* 同比增长率得到,它与实际汇率的预期关系为正。

此外,根据上文分析,汇率的灵活程度也会对基础货币投放,进而对通货膨胀产生影响。因此,本文借鉴 Combes 等(2011)的做法,构造了汇率灵活度指标,即美元兑人民币汇率变动率的绝对值除以美元兑人民币汇率变动率与央行外汇占款变动率的绝对值之和。如果名义汇率趋于固定,那么央行的市场干预必然会带来外汇资产的累积,该指标将接近于 0;如果汇率趋于浮动,则央行不会累积外汇资产以维持汇率稳定,它将接近于 1。因此,该指标与实际汇率应负相关。

为了进一步探讨金融发展通过何种渠道影响人民币实际汇率,我们还分析了金融发展各指标对物价水平、全要素生产率以及人民币名义汇率的影响。在对物价影响的分析中,我们选取了消费物价指数(*CPI*)作为被解释变量(以 2000 年为基期并取对数),以全要素生产率(*TFP*)③(反映巴拉萨—萨缪尔森效应对物价的影响)、*M*2 以及进口价格指数作为控制变量(取对数后分别表示为 *ltfp*、*lm* 和 *limp*)。在对金融发展是否引起了巴拉萨—萨缪尔森效应的考察中,控制变量选取了固定资产投资与 *GDP* 的比值、贸易开放度、人力资本(以全国高校在校生人数与就业人数的比值来表示)以及 *FDI* 与 *GDP* 的比值(取对数后分别

①本文也考虑了将国内外劳动生产率差异和政府支出作为控制变量的情况,但由于前者与私人信贷的相关系数达到 0.93,后者与私人信贷的相关系数也达到 0.82,产生了严重的多重共线性,故未使用。

②该指标是根据《海关统计》提供的进出口商品数量和单价数据以及《中国对外贸易指数》提供的进出口价格指数同比变动数据计算得到的。

③全要素生产率用(实际 *GDP*/就业)对(实际资本存量/就业)与(人力资本/就业)回归后的残差来衡量,其中人力资本以全国高等院校在校生人数来衡量。

表示为 lk、$lopen$、lh 和 $lfdi$）。在对人民币名义汇率决定因素的分析中，我们选取了国内外货币差异（dlm，以我国 $M2$ 与美、日、欧加权平均的 $M2$（以双边贸易份额为权重）之间的对数差来表示）、国内外产出差异（$dlgdp$，以我国与美、日、欧加权平均的实际 GDP 之间的对数差来表示）、国内外利差（doi，以我国与美、日、欧平均的三个月银行间利率之差来表示）以及人民币汇率预期（$lndf$，以 1 年期美元兑人民币无本金交割远期汇率来衡量）作为控制变量。①

在检验方法上，本文采用 Pesaran 等（2001）提出的边限协整检验方法（检验所用软件为 *Microfit*4.0），主要是考虑到其在解决内生性问题上具有优势。Pesaran 和 Shin（1998）已经证明，对自回归分布滞后（*ARDL*）模型的滞后期进行适当设定可以同时纠正残差的序列相关和变量的内生性问题。此外，相对于传统的 *Johansen* 或 *EG* 两步法，边限协整检验方法允许被检验变量可为非同阶的（平稳（I（0））或者一阶单整（I（1）），而且该方法在小样本数据分析中更加高效。

四、检验结果与分析

我们将分别从银行信贷和股票市场两方面运用边限协整检验方法来分析金融发展对人民币实际汇率的影响。该方法允许各变量在平稳或一阶单整的情况下进行协整检验。单位根检验结果显示，除过度货币增长和人民币汇率预期外，其他变量均为一阶单整的，满足边限协整检验的要求。

表 1—表 3 报告了金融发展及其他因素对人民币实际汇率的影响结果。模型的各项统计推断说明协整关系是稳定的。F 值大于 1% 显著性水平上的上限临界值，LM 检验值低于 5% 显著性水平上的临界值，说明模型不存在序列相关；$RESET$ 检验值低于 5% 显著性水平上的临界值，说明设定合理；ECM 系数显著为负，说明得到的长期均衡关系是稳定的。此外，根据 Brown 等（1975）提出的对最优误差修正模型残差的 $CUSUM$ 和 $CUSUM^2$ 检验，②我们所估计的误差修正模型也是稳定的（以 S 标示）。

表 1　银行私人信贷对人民币实际汇率的影响

短期系数	滞后期	$\Delta lreer$	$\Delta ltot$	$\Delta lopen$	$\Delta exmg$	Δemp	Δlpc
	0		-0.240^{***}	-0.515^{***}	-0.099	0.009	0.138^{***}
	1	0.451^{***}				-0.078^{***}	
长期系数	ECM_{t-1}	C	$ltot$	$lopen$	$exmg$	emp	lpc
	-1.16^{***}	4.182^{***}	-0.206^{***}	-0.441^{***}	-0.085	0.129^{***}	0.119^{***}
统计推断		F	LM	$RESET$	$CUSUM$	$CUSUM^2$	$Adj.R^2$
		4.46	0.93	0.02	S	S	0.63

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；F 检验在 1% 显著性水平上的上限临界值是 3.61、下限临界值是 2.41，在 5% 显著性水平上的上限临界值是 3.01、下限临界值是 1.98，临界值来自 Pesaran 等（2001）；LM 是拉格朗日乘数检验值，检验是否存在序列相关，在 5% 显著性水平上的临界值是 9.48，大于该值表明存在序列相关性；$RESET$ 是指 *Ramsey* 的模型设定检验，在 5% 显著性水平上的临界值是 3.84，大于该值表明模型设定不合理。下表同。

① 人民币实际有效汇率指数和美元兑人民币无本金交割远期汇率分别来自国际清算银行和彭博数据库，其他数据来自中经网统计数据库。

② 根据该检验，如果模型的所有估计系数是稳定的，那么迭代残差的累积和将处于 5% 显著性水平上的临界值之内。

表 2　股票市场市值对人民币实际汇率的影响

	滞后期	$\Delta lreer$	$\Delta ltot$	$\Delta lopen$	$\Delta exmg$	Δemp	$\Delta lstmv$
短期系数	0		0.085	-0.398^{***}	-0.109	0.040^{**}	0.033^{***}
	1		0.282^{***}		-0.461^{**}	-0.106^{***}	
	2		0.304^{***}				
长期系数	ECM_{t-1}	C	$ltot$	$lopen$	$exmg$	emp	$lstmv$
	-0.952^{***}	4.255^{***}	-0.336^{***}	-0.398^{***}	0.251^{**}	0.222^{***}	0.014^{**}
统计推断		F	LM	$RESET$	$CUSUM$	$CUSUM^2$	$Adj.R^2$
		6.43	6.47	0.48	S	S	0.67

表 3　股票市场成交额对人民币实际汇率的影响

	滞后期	$\Delta lreer$	$\Delta ltot$	$\Delta lopen$	$\Delta exmg$	Δemp	$\Delta lsttv$
短期系数	0		0.167	-0.323^{***}	-0.260	0.039^{*}	0.012^{**}
	1	0.197	0.255	0.128^{**}		-0.071^{**}	-0.013^{*}
	2		0.352^{**}	0.085^{***}			
	3		-0.325^{*}	-0.187^{*}			
长期系数	ECM_{t-1}	C	$ltot$	$lopen$	$exmg$	emp	$lsttv$
	-0.880^{***}	4.293^{***}	-0.390^{***}	-0.316^{***}	0.105	0.187^{***}	0.016^{**}
统计推断		F	LM	$RESET$	$CUSUM$	$CUSUM^2$	$Adj.R^2$
		4.35	8.70	0.18	S	S	0.68

表 1 至表 3 显示，贸易条件无论在长期还是短期与人民币实际汇率均呈现显著的负向关系，这意味着在我国，贸易条件的替代效应大于收入效应。贸易开放度与人民币实际汇率之间的长短期关系总体上也显著为负，这与 Edwards 和 Van Wijnbergen（1987）的判断是一致的。汇率灵活度的估计系数在短期为负而在长期为正，表明短期内人民币汇率灵活度提高抑制了人民币实际升值，但长期却推动了其升值，这可能是因为尽管我国汇率的弹性近些年不断增强，但同时存在人民币升值的预期。此外，过度货币增长仅在表 2 的长期系数中呈现出预期的结果，在其他模型中则不显著，过度货币供给对人民币实际汇率是否存在显著影响尚需再确定。

金融发展各指标呈现出预期的结果，私人信贷、股票市场市值和股票市场成交额的增加无论在长期还是短期均对人民币实际汇率有显著影响。这印证了我们的判断。不过，不同的金融发展指标具体通过哪些渠道影响人民币实际汇率呢？结合上文分析，我们从以下三个方面考察：（1）金融发展是否直接影响了价格水平，进而推动人民币实际升值？（2）很多研究均证实巴拉萨－萨缪尔森效应在中国存在（王苍峰和岳咬兴，2006；唐旭和钱士春，2007；Guo，2010；徐建炜和杨盼盼，2011），那么金融发展是否借助巴拉萨－萨缪尔森效应引起人民币实际升值？（3）金融发展是否引起人民币名义升值，进而推动本币实际升值？

对各影响渠道的估计结果见表 4（限于篇幅，仅报告了长期估计系数）。与上文相同，我们将各模型中每个变量的最大滞后期均设为 4 期。在列（1）－列（3）中，各变量的估计系数结果均符合理论推断，即进口价格指数、货币供给量等与物价之间均呈现出显著为正的关系。全要素生产率与物价之间也存在显著的正向关系，表明巴拉萨－萨缪尔森效应显著存在。私人信贷与物价之间存在显著的非线性关系，说明私人信贷在一定程度上推动了物价上涨；衡量股票市场发展的各指标对物价存在正向的推动作用，表明股票市场发展可通过财富效应等渠道对物价产生直接影响。

表 4　金融发展对物价水平、全要素生产率和人民币名义汇率的影响

lcpi	(1)	(2)	(3)	*ltfp*	(4)	(5)	(6)	*lneer*	(7)	(8)	(9)
C	4.12***	3.02***	3.28***	*C*	−14.13***	−9.67***	−9.59***	*C*	3.33***	0.43	0.27
limp	0.11*	0.22***	0.24***	*lk*	1.73***	0.64**	0.37**	*dlm*	−0.16	0.91**	−1.21***
lm	0.10***	0.09***	0.07***	*lopen*	0.64***	0.74**	0.41**	*dlgdp*	0.89*	1.74***	2.13***
ltfp	0.33***	0.11***	0.16***	*lfdi*	−0.66**	−0.57**	−0.39***	*lndf*	0.62	2.05***	2.23***
lpc	0.39**			*lh*	−2.59***	−1.32***	−1.42***	*doi*	−0.01	0.01*	0.01
lpc_sq	−0.27***			*lpc*	2.79*			*lpc*	−0.48***		
lstmv		0.01***		*lpc_sq*	−2.28**			*lstmv*		0.05*	
lsttv			0.01***	*lstmv*		0.10*		*lsttv*			0.02
				lsttv			0.25				
ECM	−0.74***	−1.38***	−0.45***	*ECM*	−0.18***	−0.11***	−0.21***	*ECM*	−0.24***	−0.25***	−0.27***
F	5.21	11.05	16.77	*F*	5.76	4.73	6.50	*F*	2.83	3.41	3.34
LM	2.29	3.65	3.55	*LM*	9.66	0.80	0.94	*LM*	2.70	8.97	8.89
RESET	0.58	4.94	0.61	*RESET*	3.92	0.03	0.35	*RESET*	0.47	0.93	0.03
CUSUM	*S*	*S*	*S*	*CUSUM*	*S*	*S*	*S*	*CUSUM*	*S*	*S*	*S*
$CUSUM^2$	*S*	*S*	*S*	$CUSUM^2$	*S*	*S*	*S*	$CUSUM^2$	*S*	*S*	*S*
$Adj.\ R^2$	0.93	0.95	0.83	$Adj.\ R^2$	0.95	0.82	0.85	$Adj.\ R^2$	0.91	0.92	0.92

巴拉萨－萨缪尔森效应显著存在，而金融发展是否通过巴拉萨－萨缪尔森效应的渠道影响实际汇率呢？金融发展与全要素生产率关系的检验结果见列(4)－列(6)。

在控制变量中，固定资产投资对全要素生产率有显著的正向影响，贸易开放度的影响亦显著为正，说明对外贸易对促进我国技术效率提高有积极作用。但 *FDI* 的流入并未对全要素生产率提高有积极作用，影响反而显著为负。Wang 和 Wang(2014)基于企业层面数据的研究也没有发现证据支持外资能够提升企业效率。事实上，近些年来我国的 *FDI* 流入与 *GDP* 的比值总体上呈现下降的趋势。此外，我们发现人力资本对全要素生产率的影响也显著为负。这一与预期不符的结论在颜鹏飞和王兵(2004)、熊鹏和王飞(2007)等研究中也出现过，后者认为这是因为作为转型经济国家，我国的不确定性因素导致人力资本投入减少。

在金融发展各指标中，私人信贷对 *TFP* 存在一定的非线性影响，从系数的显著程度来看，其影响较为有限。而在反映股票市场发展的指标中，只有股票市场流通市值在 10%的水平上显著。这表明虽然金融发展对 *TFP* 存在一定影响，但也是有限的。沈坤荣和孙文杰(2004)、朱承亮等(2009)、江曙霞和陈玉蝉(2011)等也都曾发现金融发展对生产率的影响有限，但也有研究(袁云峰和曹旭华，2007；姚耀军，2012)认为存在显著影响。

尽管金融发展可能通过巴拉萨－萨缪尔森效应影响人民币实际汇率，但该渠道相对于对物价的直接影响可能较弱。最后，我们就金融发展对人民币名义有效汇率的影响进行了检验，结果见列(7)－列(9)。

各控制变量的估计结果基本上符合预期：国内外货币供给差异增大可使本币发生名义贬值，国内外产出差异增大则会促使本币发生名义升值，人民币汇率预期对人民币名义汇率也有正向影响。国内外利差在各模型中的影响则较弱，这可能是因为资本管制政策限制了资本的跨国流动。

金融发展各指标的系数显示，私人信贷与人民币名义有效汇率之间的关系显著为负，说明信贷增加可能引起利率下降，从而对人民币名义汇率有负向影响，这与汇率决定理论的观点并不矛盾。股票市场发展各指标对人民币名义有效汇率的影响则较弱。由此可以判断，对人民币名义汇率的影响并不是金融发展推动人民币实际升值的主要渠道。

上述结果表明，银行信贷和股票市场发展主要是通过推动物价上涨来影响实际汇率的，其对全要素生产率(进而借助巴拉萨－萨缪尔森效应)的影响则较弱。我们没有发现金融发

展显著引起人民币名义升值，这也表明金融发展引起人民币实际升值主要是通过对国内物价的影响而实现的。

总体而言，上述检验结论证实了我们的判断，即金融发展对人民币实际汇率存在显著影响。而考虑到金融发展对依赖外部融资的部门和资本技术密集型行业的激励偏向性（Beck，2003；Larrain，2010；Demir 和 Dahi，2011），其引起的人民币实际升值可能会对制造业中的某些部门（尤其是产品附加值低的劳动密集型行业和加工贸易部门）产生不利影响。这说明金融发展带给我们的并不全是福音，对其负面影响应有充分的认识。

五、结　论

本文探讨了金融发展对人民币实际汇率的影响。研究发现，近些年银行私人信贷和股票市场发展促进了人民币实际升值，且主要通过对物价的直接影响而实现，通过巴拉萨－萨缪尔森效应的影响则较为有限。此外，本文并未发现金融发展可通过影响人民币名义汇率而显著促进人民币实际升值。

结合关于人民币实际汇率对制造业和出口影响的研究（袁志刚和邵挺，2011；Li 等，2012），本文研究表明，金融部门扩张可能引起本币实际升值，从而对某些制造业行业产生不利影响，这实际上类似于一种“荷兰病”。这提醒我们，金融发展尽管有利于储蓄转化为投资、提高资源分配效率以及分散风险等，但同时也会产生抑制其他部门发展的“反作用力”。因此，我国应加快制造业产业结构调整并真正建立技术创新驱动的经济发展模式，才能发挥金融发展的长处，促进其与实体经济协同发展。

* 本文还得到对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划“资本流动、荷兰病与我国产业竞争力研究”（2012YQ06）和“211”工程建设项目“金融部门扩张与制造业产业竞争力研究”的资助。

主要参考文献：

[1]傅强，朱映凤，袁晨.中国通货膨胀主要影响因素的判定与阐释[J].中国工业经济，2011，(5)：5－15.

[2]胡永刚，郭长林.股票财富、信号传递与中国城镇居民消费[J].经济研究，2012，(3)：115－126.

[3]江曙霞，陈玉婵.金融约束政策下的金融发展与经济效率[J].统计研究，2011，(7)：21－26.

[4]李连发，辛晓岱.银行信贷、经济周期与货币政策调控：1984－2011[J].经济研究，2012，(3)：102－114.

[5]潘敏，缪海斌.银行信贷、经济增长与通货膨胀压力[J].经济评论，2010，(2)：62－70.

[6]沈坤荣，孙文杰.投资效率、资本形成和宏观经济波动——基于金融发展视角的实证研究[J].中国社会科学，2004，(6)：52－63.

[7]唐旭，钱士春.相对劳动生产率变动对人民币实际汇率的影响分析——哈罗德－巴拉萨－萨缪尔森效应实证研究[J].金融研究，2007，(5)：1－14.

[8]王苍峰，岳咬兴.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[J].财经研究，2006，(8)：71－80.

[9]熊鹏，王飞.中国金融发展对经济增长内在传导渠道研究——基于内生增长理论的实证比较[J].财经研究，2007，(12)：68－76.

[10]徐建炜，杨盼盼.理解中国的实际汇率：一价定律偏离还是相对价格变动？[J].经济研究，2011，(7)：78－90.

[11]颜鹏飞，王兵.技术效率、技术进步与生产率增长：基于 DEA 的实证分析[J].经济研究，2004，(12)：55－65.

[12]姚耀军.金融发展与全要素增长率增长：区域差异重要吗？——来自中国省级面板数据的经验证据[J].当代财经，2012，(3)：43－53.

[13]袁云峰，曹旭华.金融发展与经济增长效率的关系实证研究[J].统计研究，2007，(5)：60－66.

[14]袁志刚，邵挺.人民币升值对我国各行业利润率变动的影响——基于 2007 年投入产出表的研究[J].金融

研究，2011，(4)：1－15.
[15]赵勇，雷达.金融发展与经济增长：生产率促进抑或资本形成[J].世界经济，2010，(2)：37－50.
[16]赵振全，于震，杨东亮.金融发展与经济增长的非线性关联研究——基于门限模型的实证检验[J].数量经济技术经济研究，2007，(7)：54－62.
[17]朱承亮，岳宏志，李婷.中国经济增长效率及其影响因素的实证研究：1985－2007年[J].数量经济技术经济研究，2009，(9)：52－63.
[18]Arestis P, Demetriades P O, Luintel K B. Financial development and economic growth: The role of stock markets[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33(1): 16－41.
[19]Athukorala P C, Rajapatirana S. Capital inflows and the real exchange rate: A comparative study of Asia and Latin America[J]. World Economy, 2003, 26(4): 613－637.
[20]Beck T. Financial development and international trade: Is there a link? [J]. Journal of International Economics, 2002, 57(1): 107－131.
[21]Beck T. Financial dependence and international trade[J]. Review of International Economics, 2003, 11(2): 296－316.
[22]Brown R L, Durbin J, Evans J M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time[J]. Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), 1975, 37(2): 149－192.
[23]Christopoulos D K, Tsionas E G. Financial development and economic growth: Evidence from panel unit root and cointegration tests[J]. Journal of development Economics, 2004, 73(1): 55－74.
[24]Cho S. Evidence of a stock market wealth effect using household level data[J]. Economic Letters, 2006, 90(3): 402－406.
[25]Combes J-L, Tidiane K, Patrick P. Capital flows, exchange rate flexibility, and the real exchange rate [R]. IMF Working Paper WP/11/9, 2011.
[26]Cottani J A, Cavallo D F, Khan M S. Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs [J]. Economic Development and Cultural Change, 1990, 39(1): 61－76.
[27]Demir F, Dahi O S. Asymmetric effects of financial development on South-South and South-North trade: Panel data evidence from emerging markets[J]. Journal of Development Economics, 2011, 94(1): 139－149.
[28]Edwards S, Van Wijnbergen S. Tariffs, the real exchange rate and the terms of trade: On two popular propositions in international economics[J]. Oxford Economic Papers, 1987, 39(3): 458－464.
[29]Fujiwara I, Teranishi Y. Real exchange rate dynamic revisited: A case with financial market imperfections [J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30(7): 1562－1589.
[30]Funke N. Is there a stock market wealth effect in emerging markets? [J]. Economic Letters, 2004, 83(3): 417－421.
[31]Guo Q. The Balassa-Samuelson model of purchasing power parity and Chinese exchange rates[J]. China Economic Review, 2010, 21(2): 334－345.
[32]Jongwanich J, Kohpaiboon A. Capital flows and real exchange rates in emerging Asian countries[J]. Journal of Asian Economics, 2013, 24: 138－146.
[33]King R G, Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 717－736.
[34]Kletzer K, Bardhan P. Credit markets and patterns of international trade[J]. Journal of Development Economics, 1987, 27(1－2): 57－70.
[35]Larrain B. Stock market development and cross-country differences in relative prices[J]. Review of Economics and Statistics, 2010, 92(4): 784－797.
[36]Levine R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35(2): 688－726.

[37]Levine R, Loayza N, Beck T. Financial intermediation and growth: Causality and causes[J]. Journal of Monetary Economics, 2000, 46(1): 31-77.

[38]Levine R, Zervos S. Stock markets, banks, and economic growth[J]. American Economic Review, 1998, 88(3): 537-558.

[39]Li H, Ma H, Xu Y, et al. How do exchange rate movements affect Chinese exports? A firm-level investigation[R]. Working Paper, School of Economics and Management, Tsinghua University, 2012.

[40]Mercereau B. Stock markets and the real exchange rate: An intertemporal approach[J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(7): 1130-1145.

[41]Peltonen T A, Sousa R M, Vansteenkiste I S. Wealth effects in emerging market economies[J]. International Review of Economics and Finance, 2012, 24(10): 155-166.

[42]Pesaran M H, Shin Y, Smith R J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. Journal of Applied Econometrics, 2001, 16(3): 289-326.

[43]Phylaktis K, Ravazzolo F. Stock prices and exchange rate dynamics[J]. Journal of International Money and Finance, 2005, 24(7): 1031-1053.

[44]Saint-Paul G. Technological choice, financial markets and economic growth[J]. European Economic Review, 1992, 36(4): 763-781.

[45]Wang J, Wang X. Benefits of foreign ownership: Evidence from foreign direct investment in China[R]. Working Paper No. 191, Globalization and Monetary Policy Institute, Federal Reserve Bank of Dallas, 2014.

[46]Zhao H. Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China[J]. Research in International Business and Finance, 2010, 24(2): 103-112.

Financial Development and RMB Real Exchange Rate

Fan Yanhui, Xi Dan, Zhao Jiayue

(*School of Banking and Finance, University of International Business and Economics, Beijing* 100029, *China*)

Abstract: Financial development brings many benefits to the economy, but this paper argues that it can lead to the real appreciation of local currency through its effects on prices, TFP and so on. The empirical results show that in China, both of banking loans to private sector and stock market development lead to real appreciation of RMB, which is realized mainly through the direct effects on prices; and their impacts on real appreciation of RMB via the Balassa-Samulson effect are limited; the RMB nominal exchange rate is not the main channel of the effect of financial development on RMB real exchange rate. Financial development may not play the completely positive role in the economy, so we should be full aware of the possible negative effects of financial development via real appreciation of RMB.

Key words: financial development; RMB real exchange rate; Balassa-Samuelson effect; Dutch disease

(责任编辑　康　健)