

【本刊特稿】

金融开放、金融发展与经济增长： 数据分析及政策启示

邓力平 孔令强

(厦门大学,福建 厦门 361005;贵州财经学院,贵州 贵阳 550004)

[摘要] 本文利用一个涵盖130个国家和地区、20世纪90年代后半期的数据集来验证如下命题:金融开放促进金融发展并推动经济增长。研究表明,上述因果链具有显著性、重要性和稳健性。此外,一国金融开放与该法律体制之间存在辩证关系,一方面,那些法律体制不完美的国家可以通过金融开放来促进本国市场化进程与经济发展;但另一方面,金融开放步伐还要受制于一国法律体制的完善程度,这在应对国际金融危机的今天尤为重要。

[关键词] 金融开放;金融发展;经济增长;法律体制完善

[中图分类号] F830

[文献标识码] A

[文章编号] 1000-971X(2009)06-0005-10

一、问题的提出

当前的国际金融危机再次把两个相互关联的熟命题摆在了大家面前:一是一国为什么要实施金融开放(金融服务贸易自由化)并参与金融国际化?二是金融开放步伐应该如何把握才能最有利于本国的经济发展?本文通过探讨金融开放(金融服务贸易自由化)影响金融发展进而影响经济增长的途径以及把握金融开放的步伐,从特定角度再次为上述问题的讨论提供一些经验佐证与政策启示。

应该说,现有文献对这一命题的实证研究已有不少。例如,Pigott(1986)描述了太平洋盆地国家鼓励外资银行活动的政策及其作用。Terrell(1986)在没有对其他相关变量进行控制的前提下,用总量数据比较了14个发达国家实施金融开放后对本国银行部门绩效的影响。McFadden(1994)回顾了外资银行进入澳大利亚的情形,发现外资的引入改善了国内银行的经营状况。Claessens、Demirgüç-Kunt和Huizinga(2001)用涵盖80个国家、跨越1988-1995年的微观金融数据对内外资银行的财务指标进行了

比较,考察了金融开放与经济增长的联系。Francois和Eschenbach(2002)运用了130个国家在20世纪90年代的数据,发现在金融开放、金融竞争与经济增长之间存在强烈的正向关系。此外,还有一些学者在案例分析的基础上探讨了金融开放与经济增长的关系。例如,Bhattacharaya(1993)报告了对巴基斯坦、土耳其和韩国等国金融开放的案例分析,发现外资银行发展有助于本国资本积累与经济增长。Levine(1996)也在案例分析的基础上,显示了外资银行在金融发展与经济增长中所发挥的作用。

显然,这里有两个基本命题需要检验:一是金融开放对一国金融发展进而对经济增长具有积极作用,二是金融开放步伐应受制于该国法律体制的完善程度。本文先用跨国数据对第一命题(及其两个侧面)进行验证:(1)金融开放(金融服务贸易自由化)是否有益于金融发展?(2)金融开放是否通过影响金融发展来促进经济增长?本文先用基准模型对该命题这两个侧面进行验证,其次通过修正模型和更换估计方法,来检验那些源于基准模型的结论

[作者简介] 邓力平(1954-) ,男,福建沙县人,厦门大学国际经济与贸易系教授、博士生导师。主要研究方向:国际经贸与宏观经济。

是否具有稳健性。而在对第一命题的分析中,我们将同时验证第二命题的正确性。全文的安排是:第二节描述指标变量与数据来源,第三节讨论计量模型与验证方法,第四节报告并解释计量结果,第五节是稳健性检验及相关政策启示,第六节是主要结论与存在不足。

二、变量描述与数据来源

本文涉及的变量包括金融开放指标、金融发展指标、经济增长指标及法律体制指标。本文在借鉴现有文献中的基础上根据研究主题和数据条件做出了选择。

(一) 金融开放

在现有文献中,有两种用于测量金融开放水平的指标可以借鉴。第一种是直接法,即直接衡量各国在金融服务贸易上设置的障碍。Hoekman (1995) 在各国对服务贸易总协定(GATS)金融承诺的基础上,计算出各国在金融服务部门存在的贸易保护关税等额(Tariff Equivalent),即通常所说的 TARREQ。该指标取值范围从 0(完全自由的贸易)到 50(高强度的保护主义)。Francois 和 Schuknecht (1999) 在 Hoekman 的数据集中加入了转型国家和发展中国家的数据。Park (2002) 应用引力模型为 51 个国家估计了金融服务部门的 TARREQ。第二种是间接法,即遗产基金会构建的 BANKFREE 指标。该指标通过以下指标来度量金融服务贸易自由化:对外资银行在本国开设分支机构的能力的限制,对本国银行的形成所设置的障碍,政府介入和干预金融活动的程度等等,其赋值范围是从 1(限制程度非常低)到 5(限制程度相当高)。

在本研究中,TARREQ 和 BANKFREE 这两个指标的时间跨度均为 1995 - 2000 年,涉及 130 个国家和地区。本文使用的 TARREQ 的数据直接来自 Eschenbach、Francois 和 Nitzsche (2004) 所构造的 DFPD 数据库,间接来自 Hoekman (1995) 和 Francois (1999) 等人的研究;BANKFREE 的数据直接来自 Eschenbach、Francois 和 Nitzsche (2004),间接来自遗产基金会的经济自由数据库。这里通过计算样本区间内各个指标的平均值来测算各国在该时期内的金融服务市场的开放水平。表 1 表明,不管用哪个指标来衡量,各国在金融开放(参与金融服务贸易自由化)的

程度上相差很大。当然,TARREQ 在覆盖范围上要比 BANKFREE 狭窄得多。表 2 则反映了金融服务贸易自由化的两个指标之间的相关系数。正如通常预料的那样,TARREQ 与 BANKFREE 之间呈现出显著的正相关关系。

表 1 金融服务贸易自由化指标的描述性统计量

	TARREQ	BANKFREE
均值	29.125	2.9666
中值	25.000	3.0000
最大值	50.000	5.0000
最小值	8.300	1.0000
标准差	11.166	0.9579
样本点	52	128

资料来源:Eschenbach、Francois 和 Nitzsche (2004)。

表 2 金融服务贸易自由化指标的相关系数矩阵

	TARREQ	BANKFREE
TARREQ	1	0.4380
BANKFREE	0.4380	1

资料来源:Eschenbach、Francois 和 Nitzsche (2004)。

(二) 金融发展

现有文献提出了多个金融发展的度量指标,这些指标大体上可分为两大类:金融中介发展指标和金融市场发展指标。两者分别反映金融中介机构和股票市场的规模、结构和效率。所有指标均具有如下特征:指标值的上升意味着金融深度和效率的提高。由于本文的主题是金融服务贸易的增长效应,而金融服务贸易主要是指各种金融中介机构尤其是商业银行以跨境提供或直接投资的方式向境外客户提供金融服务。因此,本文着重关注一个能捕捉住商业银行活动特征的金融中介发展指标,即度量商业银行资产相对重要性的指标 BANK,其度量的是,在存款银行与中央银行的国内资产的总和中,前者所占的比重。可见,BNAK 度量商业银行或存款银行相对于中央银行在信贷分配上的重要性。通常认为,商业银行在配置信贷资源方面具有更高效率,因此,BNAK 的值越大,说明金融发展水平越高。

本研究使用的 BANK 数据来自于 Eschenbach、Francois 和 Nitzsche (2004),间接来自国际货币基金组织的《国际金融统计》(IFS)。数据集样本涉及 130 个国家和地区,样本区间跨越 1995 - 2000 年。在回

归中,使用的是样本区间内 BANK 的平均值,目的是消除单个年度的波动性的干扰(这一点也适用于其他指标)。

表 3 表明,在信贷资源配置方面,商业银行相对于中央银行的重要性在各国间存在很大差别,有的国家几乎依赖商业银行,而有的国家却主要依赖中央银行。

表 3 BANK 的描述性统计量

均值	中值	最大值	最小值	标准差	样本点
75.49528	79.06	98.95	10.63	21.1709	123

资料来源: Eschenbach、Francois 和 Nitzsche (2004)。

(三) 经济增长

经济增长的度量既不像金融发展那样指标繁多,也不像金融服务贸易那样缺少积淀,经济增长的数据来源相对便捷与可靠。其中,最常用的数据包括世界发展指标(WDI)数据库、国际货币基金组织的国际金融统计(IFS)数据库、宾州大学的世界数据库(Penn World Table, PWT)。

本研究选择了 PWT 数据库关于经济增长的资料。PWT 用购买力平价将各国数据转换为同一组用同样的货币标价的数据,克服了以汇率为基础的数据转换法的缺陷,从而有利于数量的纵横比较。首先,笔者从 6.2 版本的 PWT 中分别获取 130 个样本国家 1995 年和 2003 年的实际人均 GDP,即 PCGDP95 和 PCGDP03。这些数据是以 2000 年的不变美元价格计算的环比序列。然后,笔者分别对 PCGDP95 和 PCGDP03 取对数并计算两者之间的差额,由此得到每个国家在 1995 - 2003 年期间的实际人均 GDP 增长率 GROWTH。即,

$$GROWTH = \ln(PCGDP03) - \ln(PCGDP95) \quad (1)$$

表 4 提供了 GROWTH 的描述性统计量。在 1995 - 2003 年间,各国经济表现的差异较大,某些国家实现了“增长的奇迹”,另一些国家却经历了“增长的悲剧”。

表 4 GROWTH 的描述性统计量

均值	中值	最大值	最小值	标准差	样本点
0.3033	0.3070	1.152	-0.3330	0.1956	127

资料来源:宾州大学世界数据库 6.2 版本。

(四) 其他变量

在讨论金融开放、金融发展与经济增长因果链的过程中,为了提高统计推断的正确性,还需要涉及用于保证“其他条件不变”的控制变量。这些变量包括经济变量、政策变量、体制变量以及虚拟变量等四大类型。经济变量主要包括人均物质资本增长率、期初的经济发展水平和贸易开放度等等,政策变量主要涉及货币政策和财政政策,体制变量主要包括法制、经济规制、法律体制传统以及外资待遇等。虚拟变量主要用于区分一国所属的地理区域、经济集团以及经济发展水平等属性。附表 1 对这些变量及其来源做了详细介绍。

三、模型设定与估计方法

本研究按照如下思路建模:一是为验证金融开放与金融发展的关联性建立一个基准模型;二是导出一个简单的增长方程,并与基准模型一起构成基准联立方程模型,以检验金融开放、金融发展与经济增长的因果链;三是引入控制变量或者工具变量,对潜在的遗漏变量偏差和内生性偏差进行检验。

(一) 金融开放—金融发展的基准模型

为考察一国(地区)的金融系统在参与金融开放(金融服务贸易自由化)后的变化和发展,本文引入如下经验模型:

$$BANK^i = \beta_0 + \beta_1 FITL^i + \beta_2 X^i + \epsilon^i \quad (2)$$

其中, $BANK^i$ 表示第 i 个国家的 BANK 指标的水平; $FITL^i$ 表示第 i 个国家金融服务市场的开放程度,它既可以是 TARREQ,也可以是 BANKFREE; X^i 是一个向量,表示第 i 个国家其他控制变量的水平; ϵ^i 是模型的误差项,假设它满足独立同分布条件; β_0 、 β_1 和 β_2 是有待估计的参数,其中的 β_1 是我们的关注对象。我们预期 β_1 取负值,即一国的金融服务市场对外开放度越高,其金融发展水平也越高。模型的全貌取决于哪些因素将被纳入 X^i 当中。在基准模型里,向量 X^i 包括衡量样本期初的贸易开放度的指标 TRADE95 和样本时期内外商投资待遇的平均水平的指标 FORINT。可以预计,一国在贸易和投资上越开放,则它对高质量的金融服务的需求就越多,从而开放金融服务市场的动机就越强烈。

(二) 金融开放—金融发展—经济增长的基准联立方程模型

为衡量经济增长,这里引入具有规模报酬不变的生产技术和完全竞争的市场结构的 Cobb - Douglas 生产函数,即:

$$Y = AKL^{\lambda} \quad (3)$$

其中, Y 表示产出(GDP), A 表示技术进步率或全要素生产率(TFP), K 表示物质资本的投入, L 表示劳动的投入, λ 表示资本的收入在总产出中所占的份额。

对式(3)的两端同除以 L , 再进行适当变形和运算, 得到标准生产函数:

$$y = Ak \quad (4)$$

其中, y 代表人均国民产出, A 表示技术进步率, k 代表人均物质资本存量, λ 等于资本收入在国民产出中所占的比例。

对式(4)两端取对数, 再求差分, 得到如下差分方程:

$$\frac{\Delta y}{y} = \frac{\Delta A}{A} + \lambda \frac{\Delta k}{k} \quad (5)$$

本研究假设, 其他条件不变时, 式(5)中的 $\Delta A/A$ 取决于金融发展水平 $BANK$, 即假设全要素生产率的变化率与金融发展水平之间满足如下关系:

$$\frac{\Delta A}{A} = \alpha_0 + \alpha_1 BANK \quad (6)$$

将式(6)代回式(5), 可得如下:

$$\frac{\Delta y}{y} = \alpha_0 + \alpha_1 BANK + \lambda \frac{\Delta k}{k} \quad (7)$$

式(7)表明, 产出的增长率取决于金融发展水平和物质资本增长率。

经过代换并加入适当的控制变量, 可得到如下简单的经验增长模型:

$$GROWTH^i = \alpha_0 + \alpha_1 BANK^i + \alpha_2 Z^i + u^i \quad (8)$$

其中, $GROWTH^i$ 为第 i 个国家在 1995 - 2003 年期间的人均实际 GDP 增长率的平均值, 其定义参见式(1); $BANK^i$ 为第 i 个国家 1995 - 2000 年期间金融发展水平的平均值; Z^i 是一个控制向量, 其中包括用于捕捉条件趋同 (Conditional convergence) 现象的样本期初人均实际收入水平 $PCGDP95$ 和用于反映人均物质资本增长状况的 $PCCAPGR$; α_0 、 α_1 以及 α_2 为待估计的参数, 其中的 α_1 是关注的重点并且其预期值为正数; u^i 为模型的扰动项, 假设它满足独立同

分布条件。

式(8)强调金融发展影响经济增长, 而式(2)又表明金融开放影响金融发展。因此, 为了准确估计式(8)的系数, 须解决联立性问题。这里做法是, 将式(2)和(8)联立, 再用跨国截面数据对该联立模型进行验证。

(三) 金融开放—金融发展的扩展模型: 对现实的考虑

为克服模型(2)的遗漏变量偏差问题, 引入如下控制变量: 样本期初的金融发展水平 $BANK95$ 、宏观经济政策状况 $MONEY$ 和 $FISCA$ 及附表 1 中的各个虚拟变量。据此, 我们可以研究这些因素在“金融开放与金融发展因果链”中的作用。同时还引入一个交互项 $FITL \times LAW95$, 即样本期初的法律体制变量 $LAW95$ 与金融开放程度 $FITL$ 的乘积, 以探讨在不同的法律体制条件下, 金融开放对金融发展可能产生的不同程度与性质的影响。

通过引入额外的解释变量, 可以得到金融服务贸易—金融发展的扩展模型:

$$BANK^i = \beta_0 + \beta_1 FITL^i + \beta_2 X^{*i} + u^i \quad (9)$$

其中, X^* 代表加入了上述解释变量后的控制向量。可以预期, 据此模型对横截面数据进行验证, 估计值将较为准确, 估计量较为有效, 统计推断也将较为可靠。

(四) 金融开放—金融发展—经济增长的联立方程扩展模型

模型(8)同样面临着潜在的遗漏变量偏差问题, 同样须引入更多的可能影响经济增长的解释变量, 当然这些变量可能同时影响金融开放与金融发展。具体地说, 将如下变量加入到式(8)中的向量 Z 之中, 从而将它扩展为 Z^* : 宏观经济政策状况 $MONEY$ 和 $FISCA$; 1997 - 1998 年的平均法制水平 $RULELAW$ 以及经济规制状况 $REGULA$ 。据此可得如下扩展的增长方程:

$$GROWTH^i = \alpha_0 + \alpha_1 BANK^i + \alpha_2 Z^{*i} + u^i \quad (10)$$

其中, Z^* 表示加入了上述解释变量后的控制向量。

于是, 我们可以在式(9)和(10)的基础上, 构造出金融开放—金融发展—经济增长的联立方程扩展

模型。该模型可以帮助我们削弱估计量的有偏性和不一致性,使模型更切合现实,特别是有利于把握像我国这样发展中国家的实际情况,从而提高估计结果的有效性和统计推断的可靠性。

(五)工具变量模型与两阶段最小二乘估计

横截面数据计量方法所面临的另一个问题是,不管我们利用了多少控制变量,它依然为潜在的内生性偏差所困扰。所谓内生性是指模型中的某些解释变量是随机变量并且与扰动项相关。内生解释变量问题可能来自于遗漏变量、测量误差以及联立性。内生解释变量的存在将引起参数估计量的有偏性和非一致性,从而影响统计推断的可靠性。如何对付潜在的内生性及其所引起的偏差?一种有效的方法是为内生解释变量寻找合适的工具变量,然后用两阶段最小二乘法(TSLS或2SLS)进行参数估计。

对于本研究的特定问题来说,我们有理由质疑模型(2)和(9)中的主要解释变量 FIL^i 可能存在内生性,即金融开放水平可能受某个特定因素影响,而该因素又同时影响着金融发展水平 $BANK^i$,或者一国在参与金融服务贸易自由化进程的同时,由于其他原因又经历了金融深化。此时,如果依然是用OLS进行估计,则可能导致估计量的有偏性和非一致性,相应的统计推断也就失去了意义。

为了解决 FIL^i 可能存在的内生性问题,这里以样本期初的法律体制变量 $LAW95^i$ 作为前者的工具变量。这样做的理由是,一方面,一国的法律体制传统的好坏与金融服务市场的开放度是高度相关的,另一方面,根据 La Port, Lopez - de - Silanes、Shleifer 和 Vishny (1998)的研究,法律体制传统通常是由外部因素决定的,因而与模型的扰动项不相关。

在确定了工具变量后,再用两阶段最小二乘法进行验证。通过2SLS得到的估计量就叫工具变量估计量。如果模型确实存在内生性偏差,则2SLS估计值将明显小于其对应的OLS估计值,甚至根本没有显著性。当然,2SLS估计值的标准误总是大于其对应的OLS估计值的标准误,则2SLS估计值的显著性会有所下降。

同理,我们也可以对基准的和扩展的联立方程模型进行2SLS或者3SLS估计。但是,由于潜在的内生性主要存在于模型(2)和(9)中,我们不再详细

讨论联立方程的工具变量模型及其2SLS估计问题,也不报告其2SLS估计的结果。

四、实证检验及结果解释

本节首先用最小二乘法(OLS)分别对式(2)单方程基准模型和由式(2)与(8)所组成的联立方程基准模型进行参数估计,然后进行相应的统计推断。

(一)金融开放对金融发展的影响

表5报告了模型(2)的估计和检验结果。结果表明,模型中的主要解释变量,无论是TARREQ还是BANKFREE,都对被解释变量BANK具有显著的影响,其系数的统计显著性分别在5%和1%以下,且两者的符号都与理论预测相一致。这表明,不管是用TARREQ还是用BANKFREE来度量,一国的金融服务贸易自由化程度对该国的金融发展水平具有显著影响。具体地说,在其他条件相同时,如果一个国家将金融服务贸易的关税等额下调10个百分点,则其存款银行的国内资产比重将上升2.27个百分点;如果一个国家放宽对外资银行在本国开设分支机构的限制,从而使BANKFREE指标上升一个档次(比如,从3变为2或从4变为3),则其存款银行的国内资产比重将上升7.56个百分点。由此可见,金融服务贸易自由化对金融发展的促进作用在经济意义上也相当重要。

表5 模型(2)的OLS估计结果

被解释变量: BANK				
	设定一		设定二	
解释变量	系数	t 统计量	系数	t 统计量
常数项	106.1965 ***	17.5123	112.7988 ***	14.9230
TARREQ	- 0.2271 **	- 2.0828		
BANKFREE			- 7.5629 ***	- 3.1080
TRADE95	0.0519	1.5558	0.0383	0.7935
FORINT	- 6.3964 ***	- 2.8228	- 6.2241 **	- 2.1354
n	46		98	
R ²	0.3149		0.3030	

注: ***表示显著性水平小于等于1%, **表示显著性水平小于等于5%。

(二)金融服务贸易、金融发展与经济增长的因果链

表6报告了由式(2)和(8)构成的联立方程模型的估计及检验结果。结果显示,主要解释变量BANK对被解释变量GROWTH具有显著的影响,其统计显著性水平几乎达到1%。此外,BANK的系数

估计值的符号也与理论预测相一致。这表明,用存款银行的国内资产比重度量的一个国家的金融发展水平对其经济增长率具有显著的正面影响。具体地说,在其他条件相同时,在 1995 - 2000 年期间,如果一个国家的存款银行的国内资产比重 BANK 比另一个国家平均高出 10 个百分点,则该时期两国的经济增长率几乎相差 3 个百分点。由此可见,金融发展对经济增长的促进作用具有重要的经济意义。

表 6 联立方程基准模型的 OLS 估计结果

被解释变量: GROWTH				
解释变量	系数	标准误	T 统计量	P 值
常数项	0.0154	0.0769	0.2002	0.8416
BANK	0.0029 **	0.0012	2.4880	0.0143
PCCDP95	- 0.0000	0.0000	- 0.0146	0.9884
PCCAPGR	0.0141 *	0.0081	1.7318	0.0860
n	75			
R ²	0.2426			

注: 1. * * * 表示显著性水平小于等于 1%, * 表示显著性水平小于等于 10%。2. 方程(2)的估计结果与表 5 报告的结果完全相同,故未予列出。

五、稳健性检验与政策性启示

上述计量结果基本支持本文研究的命题:在一般条件下,金融开放将有利于金融发展,而金融发展又能促进经济增长。但是,我们依然有理由提出疑问:上述计量结果是否只是在特定的模型设定和估计方法下成立?我们的基准模型是否面临潜在的遗漏变量偏差和内生性偏差?因此,从建模的角度上看,必须进行必要的检验;而从现实角度上看,要进一步研究的就是,这种因果促进作用如何在特定的法律体制等国情条件下实现,或者说金融开放应该注意哪些限制因素。

本节进行这种稳健性检验(Robustness Test)并讨论这种检验的政策启示。进行这种检验的思路有三:一是引入额外的控制变量,以反映更广泛的经济结构特性、政策变化以及国情体制差异;二是使用不同的估计方法,以便克服特定估计方法所存在的内在缺陷;三是改变数据的样本区间,以便改善数据的可靠性或发现不同时期的结构性差异。由于数据来源的限制,这里仅考虑前面两种检验。

(一)潜在遗漏变量偏差的检验

为了对付潜在的遗漏变量偏差,我们在单一方程和联立方程的基准模型的基础上加入额外的控制

变量,并就这种扩展模型进行了 OLS 参数估计和假设检验。

表 7 模型(9)的 OLS 估计结果

被解释变量: BANK				
解释变量	设定一		设定二	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量
常数项	16.7427	1.3205	18.5420 **	1.9933
TARREQ	- 0.4318 ***	- 3.1034		
BANKFREE			- 4.6159 ***	- 2.6489
TRADE95	- 0.0042	- 0.2107	- 0.0127	- 0.5691
FORINT	1.4197	0.8634	0.8469	0.5725
MONEY	2.6000 **	2.3110	1.1753	1.2155
FISCA	- 0.3490	- 0.2673	- 0.5271	- 0.3840
LAW95 × TARREQ	0.1073 ***	3.0296		
LAW95 × BANKFREE			0.9405 ***	3.1327
LATIN	2.3792	0.8177	2.7816	0.9825
AFRICA	0.5445	0.1960	4.0197	1.2118
ASIA	- 4.3491	- 1.4833	- 2.7563	- 0.8488
SUBSAH	- 0.3490	- 0.0963	- 3.4735	- 0.9272
OL	- 6.1692 *	- 1.7070	- 4.2482 *	- 1.6648
BANK95	0.7256 ***	8.0583	0.7826 ***	14.6374
n	46		68	
R ²	0.8416		0.9198	

注: * * * 表示显著性水平小于等于 1%, ** 表示显著性水平小于等于 5%, * 表示显著性水平小于等于 10%。

表 7 报告了模型(9)——金融开放——金融发展的扩展模型——的 OLS 估计和检验结果:一是即使模型中引入更多的解释变量, TARREQ 和 BANKFREE 的系数依然保持高度的统计显著性(均在 1% 的水平上显著),且 TARREQ 的系数的显著性水平还有所上升;二是 TARREQ 和 BANKFREE 的系数估计值的符号均未发生改变;三是 TARREQ 的系数估计值的绝对值有显著上升,而 BANKFREE 的系数估计值的绝对值有显著下降。综观这三个方面,可以得出如下结论:一方面,模型(9)的第一种设定——即以 TARREQ 代表 FIIL 的设定——不存在明显的遗漏变量偏差,因而,前述关于 TARREQ 的统计推断和经济判断依然有效——TARREQ 对 BANK 的影响具有统计显著性和经济重要性。另一方面,模型(9)的第二种设定——即以 BANKFREE 代表 FIIL 的设定——存在一定程度的遗漏变量偏差,但是,通过引入控制变量以消除这种偏差的做法并没有改变前述关于 BANKFREE 的统计推断和经济判断:放宽对外资

银行的设立限制对东道国的金融发展具有有利影响,且这种影响在统计上是显著的、在经济上是重要的。这些检验的政策解析也是显而易见的,即从长远来讲,一方面我们应该坚持在金融领域的市场化与全球化的改革方向,但另一方面那些可能影响与制约这一进程效应的约束因素仍要得到充分考虑。

在模型(9)中,交互项 $FITL \times LAW95$ 的含义值得特别仔细的分析。表7结果显示,无论是用 $TARREQ$ 还是 $BANKFREE$ 来度量金融开放,交互项 $FITL \times LAW95$ 都具有两方面的特征:一方面,该交互项都具有在1%水平上的统计显著性。这意味着,其他条件相同时,不同的法律体制等国情因素会导致金融开放具有不同的金融发展效果。另一方面,交互项系数为正也表明,在其他条件相同时,如果法律体制越完善,则金融开放对金融发展的传导影响就相对较小。该结论实际上倾向于表明,法律体制完善程度不尽相同的发达国家与发展中国家在利用金融开放益处时可能存在不同的效应,值得很好研究。

笔者认为,在发达国家中,法律体制较为健全,金融开放程度已经较高,一国参与金融国际化的程度较高,则持续不断的金融国际化对该国经济发展的作用存在边际递减的倾向,而且还同时伴随着大量由于这一开放(乃至过度开放)带来的副作用,最明显的就是近年来金融风险的长期积聚以及由于金融监管不适应金融创新发展而最终形成的国际金融危机。而在发展中国家中,由于处在法律体制等较为不健全完善的特殊阶段(经济起飞过程尤其是这样),金融开放带来的市场化与全球化因素对经济增长的作用应该是递增的,但这一递增因素的最终实现是在各种利弊关系权衡中完成的。例如,同样由于法律体制因素的不够健全,各种金融风险(哪怕处在较低层次上)在金融监管不力条件下仍会积聚而转化为金融危机,因此,发展中国家始终要在“尽可能地获取金融开放之收益”与“随时警惕金融风险可能的破坏”之间寻求一种权衡,有时甚至应做出艰难的取舍。

表8则报告了联立方程扩展模型的OLS估计结果。结果显示,主要解释变量 $BANK$ 的系数依然保持显著性,尽管其显著性水平由5%变为10%; $BANK$ 的系数估计值的符号依然为正,尽管其绝对值有所下降。由此,该模型的基本结论仍然是两句

话:一是通过引入解释变量来控制遗漏变量偏差的做法并没有从根本上影响基准模型的基本结论,二是联立方程的基准模型确实存在一定程度的遗漏变量偏差。而将这两句话解释为政策语言,就是一个我们应倡导的对于金融开放(特别是发展中国家金融开放)应持有的辩证观:就市场导向的发展而言,金融开放与发展对经济增长具有显著与重要影响,必须始终坚持金融发展的市场化与开放化之要求,而就在制约条件下获取最优结果而言,我们应考虑发展中国家的法律体制不完善等现实因素,坚持金融开放的适度观。

表8 联立方程扩展模型的OLS估计结果

被解释变量: CROWTH				
解释变量	系数	标准误	t 值	p 值
常数项	0.0283	0.1961	0.1445	0.8853
BANK	0.0022 *	0.0012	1.8797	0.0625
PCDP95	-0.0000 **	0.0000	-2.0459	0.0429
PCCAPGR	0.0107	0.0085	1.2639	0.2087
MONEY	-0.0387 **	0.0194	-1.9952	0.0483
FISCA	0.0287	0.0240	1.1985	0.2330
RULLLAW	0.0535	0.0392	1.3665	0.1743
REGULA	0.0419	0.0283	1.4824	0.1408
n	75			
R ²	0.3729			

注:1. **表示显著性水平小于等于5%, *表示显著性水平小于等于10%。2. 方程(9)的估计结果与表7报告的结果相同,故未予列出。

(二) 潜在内生性偏差的检验

为了判定并解决内生解释变量所引起的内生性偏差问题,这里用工具变量法(IV)代替最小二乘法(OLS)来重新对模型进行了估计。

表9 模型(2)的工具变量估计结果

被解释变量: BANK				
解释变量	设定一		设定二	
	系数	t 值	系数	t 值
常数项	110.8407 ***	15.98753	165.7221 ***	4.79441
TARREQ	-0.45757 ***	-2.58496		
BANKFREE			-55.2927 *	-1.85072
TRADE95	0.044905	1.271339	-0.13777	-0.89927
FORINT	-5.30801 **	-2.15165	30.50859	1.23507
N	46		68	

注:1. ***表示显著性水平小于等于1%, **表示显著性水平小于等于5%, *表示显著性水平小于等于10%。2. 在工具变量估计的情形下,决定系数 R^2 没有实际意义,故不在这里进行报告。

表9 报告了金融开放—金融发展基准模型的工具变量估计结果。结果显示,对于模型的第一种设定,其主要解释变量 TARREQ 具有如下三特征:一是其系数估计值依然为负数;二是其系数估计值的绝对值不降反升,上升幅度在 100%以上;三是其显著性水平由 5%变为 1%。由此可知,该模型基本上不存在内生性偏差,从而基于表 5 所做出的判断依然有效:降低金融服务贸易的壁垒对本国的金融发展具有积极影响,并且这种影响在统计上具有显著性、在经济上具有重要性。

对于模型的第二种设定,表 9 的结果显示了类似的特征:主要解释变量 BANKFREE 的系数估计值保持了原来的符号,BANKFREE 的系数估计值的绝对值大大地上升了,BANKFREE 的系数估计值的统计显著性由的 1%变为 10%。由此同样可以基本排除该设定存在内生性偏差的可能性,从而接受基于表 5 所做出的结论:在必要前提下实行金融开放将对国内金融发展产生有益影响,并且,这种影响具有统计显著性和经济重要性。

表 10 模型(9)的工具变量估计结果

被解释变量: BANK				
解释变量	设定一		设定二	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量
常数项	17.1828	1.3498	18.2619 *	1.9565
TARREQ	-0.4104 ***	-2.7590		
BANKFREE			-3.8558 *	-1.6835
TRADE95	-0.0039	-0.1990	-0.0129	-0.5791
FORINT	1.3343	0.8046	0.5656	0.3580
MONEY	2.5097 **	2.1880	1.0072	0.9850
FISCA	-0.2571	-0.1939	-0.3552	-0.2510
LAW95 *				
TARREQ LAW95 *	0.1028 ***	2.7682		
BANKFREE			0.8419 **	2.3579
LATIN	2.3637	0.8120	2.8349	0.9989
AFRICA	0.5283	0.1901	3.8903	1.1674
ASIA	-4.1701	-1.4061	-2.5853	-0.7906
SUBSAH	-0.4632	-0.1274	-3.6652	-0.9719
OL	-6.1082 *	-1.6881	-4.1597	-1.6236
BANK95	0.7206 ***	7.9291	0.7819 ***	14.5934
N	46		68	

注:1. ***表示显著性水平小于等于 1%, **表示显著性水平小于等于 5%, *表示显著性水平小于等于 10%。
2. 在工具变量估计的情形下,决定系数 R^2 没有实际意义,故不在这里进行报告。
3. 表中所隐含的标准误过于保守,因为它们没有体现出两阶段最小二乘法所引起的抽样误差问题。

表 10 报告了金融开放—金融发展扩展模型的工具变量估计结果。结果显示,在设定一的情形下,主要解释变量 TARREQ 的系数估计值的符号维持不变,TARREQ 的系数估计值的统计显著性、经济重要性以及绝对值均未发生显著的变化。这表明,在模型(9)中,主要解释变量 TARREQ 并不存在内生性偏差,其系数估计值的统计和经济意义具有稳健性,前文关于 TARREQ 的判断依然有效。

表 10 还显示,在设定二的情形下,一方面,主要解释变量 BANKFREE 的系数估计值的符号保持不变,但其绝对值有所下降;另一方面,BANKFREE 的系数在统计上依然显著,但其显著性水平由 1%变为 10%。由于 2SLS 估计的标准误总是大于 OLS 估计,因而该显著性水平在情理之中。综之,BANKFREE 同样经得住稳健性检验,关于 TARREQ 的结论基本适用于 BANKFREE:在必要限制条件下实行金融开放将提高东道国金融发展水平,这种关系在统计上具有稳健性、在经济上具有重要性。

六、主要结论与存在不足

本研究基于经验分析得出了初步结论,展示了对于金融开放的一种辩证观点,一方面,金融服务贸易自由化通过影响参与国的金融发展水平来促进这些国家的经济增长,在金融开放、金融发展和经济增长三者之间存在“因果链”。具体地说,银行业、股票市场以及保险部门的开放可以改善当地金融部门的运行效率和服务质量,这种效率的提高和质量的改善对于经济增长来说是非常有益的。但另一方面,这种金融开放是要深刻受制于一国法律体制等基本条件制约的,各国都应谨慎地参与金融国际化,发达国家要从当前的国际金融危机中获取教训,发展中国家则更要努力在市场化收益与金融风险把控中做出最有效明智的抉择。

对于中国这样的发展中国家来说,参与多边的金融服务贸易自由化既是机遇,也是挑战。之所以说是机遇,是因为中国可以借助金融服务市场对外开放的外部约束持续推进国内金融体制改革,改善国内金融部门的发展水平;之所以说是挑战,是因为金融服务市场的开放,小则会对原本并不稳固的国内金融体系造成一定冲击,大则会对国家全面参与经济全球化的进程带来负面影响。笔者的建议是,

中国应当在持续完善相关法规和法律制度,加强谨慎性监管以及维持可持续宏观经济政策的同时,积极而又审慎地、主动而又有所警觉地参与到金融国际化和经济全球化的浪潮中去。

对于“金融开放—金融发展—经济增长”因果链及其在现实世界中的实现过程,本文尽管在经验研究上做了一些努力,但依然存在很多不足。首先,本文这里讨论的金融部门并没有涉及对保险部门开放及其增长促进机制的研究。其次,由于本文样本数据在时间跨度与数据内容上的缺陷,尽管已经进行

了稳健性检验,但由于数据条件的限制,未能实施相对复杂的面板数据和时间序列的计量分析。再次,本文未能使用独特的中国证据来验证文章的主要命题,这导致本文未能提出针对中国的有说服力的政策建议,涉及的主要是从各国经验中的借鉴。最后,本文从模型讨论中得到既坚持金融开放又要防范金融风险这一政策启示,但就模型构建而言,还没能直接将金融风险通过模型描述出来,这有待今后进一步的研究。

附表 1 有关其他控制变量的信息

变量名称	变量符号	变量界定与计算方法	数据的直接来源	数据的间接来源
1. 经济变量				
初始的人均实际 GDP	PCCDP95	1995 年的人均实际 GDP	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	PWT6.2
贸易开放度	TRADE95	1995 年的贸易额与 GDP 的比率	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	世界发展指标
人均物质资本增长率	PCCAPGR	1955 - 1999 年的人均物质资本增长率的平均值	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	世界发展指标
2. 政策变量				
货币政策	MONEY	1995 - 2000 年货币政策指数的平均值; 指数取值在 1 到 5 之间, 取值越小表示加权平均的通货膨胀率越低	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	遗产基金会
财政政策	FISCA	1995 - 2000 年财政负担指数的平均值; 指数取值在 1 到 5 之间, 最高和边际所得税率越低, 则取值越小	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	遗产基金会
3. 制度变量				
经济规制	REGULA	1995 - 2000 年经济规制指数的平均值; 指数取值在 1 到 5 之间, 取值越小表示监管体系越高效、公正	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	遗产基金会
法律与秩序的传统	LAW95	1995 年的法律与秩序指数, 取值在 0 到 6 之间, 取值越低, 情况越差	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	政治风险服务机构
法制	RULHLAW	1997 - 1998 年的平均法制水平, 取值在 - 2.5 到 2.5 之间, 取值越低, 则法制越不健全	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	Kaufmann, Kraay and Zoida - Lobaton (1999)
外国投资的待遇	FORINT	1995 - 2000 年的外商投资待遇指数, 取值在 1 到 5 之间, 取值越低, 表明外商投资的待遇越公正和开放	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	遗产基金会
4. 虚拟变量				
拉美国家	LATIN	取值为 1 或 0, 1 表示属于拉美国家, 0 表示不是	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	

亚洲国家	ASIA	取值为 1 或 0,1 表示属于亚洲国家,0 表示不是	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	
非洲国家	AFRICA	取值为 1 或 0,1 表示属于非洲国家,0 表示不是	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	
撒哈拉以南国家	SUBSAH	取值为 1 或 0,1 表示属于非洲撒哈拉以南国家,0 表示不是	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	
转型经济国家	TRANSEC	取值为 1 或 0,1 表示属于转型经济国家,0 表示不是	Eschenbach, Francois and Nitzsche (2004)	
欧佩克国家	OIL	取值为 1 或 0,1 表示属于石油输出国组织国家,0 表示不是	作者的整理	

【注】

这个结果类似于 De Gregorio 与 Guidotti (1995) 发现, 金融发展对经济增长的影响程度由高收入国家向低收入国家递增。

参考文献:

[1] Bhattacharaya J. (1993), "The Role of Foreign Banks in Developing Countries: A Survey of Evidence", mimeo, Cornell University.

[2] Claessens, S., A. Deming - Kunt, and H. Huizinga (2001), "How Does Foreign Entry Affect Domestic Banking Markets?", Journal of Banking and Finance, 25.

[3] De Gregorio, J., and P. Guidotti (1995), "Financial Development and Economic Growth", World Development, 23(3).

[4] Eschenbach, F., J. Francois, and S. Nitzsche (2004), "Economic Growth in 130 Countries: A New Dataset on Development and Finance", Tinbergen Institute, CEPR/University of Alicante.

[5] Francois, J. and F. Eschenbach (2002), "Financial Sector Competition, Services Trade, and Growth", Tinbergen Institute and CEPR.

[6] Francois, J., and L. Schuknecht (1999), "Trade in Financial Services: Procompetitive Effects and Growth Performance", Erasmus University Rotterdam, CEPR and World Trade Organiza-

tion.

[7] Hoekman, B., (1995), "Assessing the General Agreement on Trade in Services", In: The Uruguay Round and the Developing Economies, Ed: Will Martin and L. Alan Winters, Washington D. C.: The World Bank.

[8] La Porta, R., F. Lopez - de - Silanes, A. Shleifer and R. Vishny (1998), "Law and Finance", Journal of Political Economy, 106.

[9] Levine, R. (1996) "Foreign Banks, Financial Development, and Economic Growth", In: International Financial Markets, Ed: Claude E. Barfield, Washington D. C.: AEI Press.

[10] McFadden, C., (1994), "Foreign banks in Australia", The World Bank, mimeo.

[11] Park, Soon - Chan (2002), "Measuring Tariff Equivalents in Cross - Border Trade in Services", Working Paper 02 - 15, Korea Institute for International Economy Policy.

[12] Pigott, C. (1986), "Financial Reform and the Role of Foreign Banks in Pacific Basin nations", Federal Reserve Bank of San Francisco Proceedings.

[13] Terrell, H. (1986), "The role of foreign banks in domestic banking markets", in: Financial Policy and Reform in Pacific - Rim Countries, ed.: H. Cheng, Lexington: Lexington Books.

(责任编辑:韩 斌)