

中国金融发展与技术效率改善^{*}

——基于工业制成品行业面板数据的经验研究

姚耀军 骆燕敏

〔摘 要〕技术效率改善对于中国经济效率进一步的提高具有决定性作用。基于2001~2007中国国有及规模以上非国有工业制成品行业面板数据,本文在Malmquist指数法下测算了技术效率改善指数。利用该指数,本文进一步检验了金融发展与技术效率改善的联系。经验结果表明,金融发展促进了技术效率改善,而在外源融资依赖度高的行业,这种促进效应更加明显。

关键词:全要素生产率 技术效率 金融发展

JEL 分类:D24 J24

一、引 言

自改革开放以来,中国经济经历了30余年的持续高速增长。中国经济增长的奇迹在很大程度上归功于全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)的增长(World Bank, 1997; Maddison, 1998; Wang and Yao, 2003)。经济效率改善与技术进步是TFP增长的源泉,其中由效率改善所反映的经济增长质量对于转型中的中国经济具有重要意义(朱承亮等, 2009)。经济效率有配置效率与技术效率之分。得益于劳动力从农业向非农产业部门的转移,中国经济的配置效率大大改善,但技术效率改善并不明显,此即中国经济增长的结构红利说(张军等, 2009)。随着非农化进程的加快,配置效率改善对中国经济效率改善的巨大边际贡献将不复存在,而此时如何跨越“技术效率的门槛”对于中国经济保持可持续增长显得尤为关键。

Jeanneney 等(2006)首次基于省级宏观面板数据发现,中国金融发展通过促进技术效率改善而促进了TFP增长。然而,由于数据层次的限制,基于省级宏观面板数据的经验研究难以进一步识别中国金融发展促进技术效率改善的微观机制。受Rajan and Zingales(1998)启发,本文利用中观层面数据,即国有及规模以上非国有工业制成品行业面板数据,检验了金融发展与行业外源融资依赖度的交互效应。本文样本跨度为2001~2007年。2001年以来是中国工业改革的反思和调整时期,张军等(2009)分析了这段时期配置效率改善的决定因素,而本文对技术效率改善决定因素的讨论是对张军等(2009)的一个补充。文章余下结构安排如下:第二部分对相关理论与经验文献进行了梳理;第三部分介绍了本文的检验模型及其对相关变量进行了测算;第四部分分别利用固定效应估计、一阶差分估计与一阶差分GMM估计三种方法对检验模型进行了估计,并讨论了实证结果的含义;第五部分对全文进行了总结。

^{*} 姚耀军,浙江工商大学金融学院,副教授,博士;骆燕敏,浙江工商大学金融学院硕士研究生。本文为教育部人文社科项目(09YJC790243)与浙江省自然科学基金(Y7100670)的前期研究成果。作者感谢浙江省高校人文社科重点研究基地(金融学)的资助。

二、文献回顾

按照 Farrel(1957)和 Afriat(1972),技术效率和生产前沿面(Production Frontier)的概念联系在一起。所谓生产前沿面,指的是在一定的要素投入下可能达到的最大产出。不同的要素投入对应不同的产出,所有产出所形成的曲线便是生产前沿面。但是,并不是所有企业都可以达到最大产出。技术效率便是用来衡量一个企业在等量要素投入条件下,其产出离最大产出的距离;距离越大,则技术效率越低。

金融发展与技术效率改善所存在的可能联系与金融发展的熊彼特观点(Schumpeterian view of financial development)(Nourzad 2002)有关。熊彼特认为,金融发展通过促进 TFP 增长而影响经济增长。自内生经济增长理论兴起以来,金融发展的熊彼特观点被很好地模型化了,而涉及到金融发展的技术效率改善效应的理论研究十分丰富。例如,在 Greenwood and Jovanovic(1990)的模型中,金融中介通过收集并分析投资项目信息,为具有高盈利前景的投资项目提供金融支持而促进了经济效率的提升。在 Bencivenga and Smith(1991)的模型中,金融中介降低了流动性风险,因此,风险厌恶型的储蓄者能够持有银行存款而不是其他的非生产性流动资产,银行存款为企业家提供了资金来源,故企业家不会因为预防流动性风险而把太多的资本置于流动状态,从而这极大地增进了经济效率。在 Saint-Paul(1992)的模型中,金融市场所提供的风险分散和对冲服务消减了风险厌恶型企业对专业化投资缺乏流动性的顾虑,从而促使企业选择更专业化技术,结果这带来经济效率的提高。

总的看来,金融发展的熊彼特观点在基于跨国宏观层面数据的经验研究中获得了证据支持(Arizala 等,2009)。但我们发现,这些经验研究对于识别金融发展促进 TFP 增长的中间渠道不太重视,不过如下四篇文献是重要的例外。Nourzad(2002)基于随机前沿方法(SFA)发现,金融发展显著减少了技术非效率程度,并且这种效应在发达国家表现尤为明显。Arestis 等(2006a)基于数据包络(DEA)方法发现,OECD 国家的金融发展显著促进了技术效率的改善,但这种效应随着时间的增加而递减,并且效应大小也取决于技术效率改善的程度。Arestis 等(2006b)基于同样的方法发现,非 OECD 国家的金融发展也显著促进了技术效率的改善。Méon and Weill(2010)基于 SFA 方法发现,金融发展与技术效率改善的联系取决于经济发展阶段:在高收入国家,金融发展显著促进了技术效率的改善;在中低收入国家,金融发展与技术效率改善的正向联系变弱;在最贫穷的国家,金融发展与技术效率改善的联系甚至为负向。

就中国经验文献而言,基于省级宏观面板数据,Aziz and Duenwald(2002)、张军和金煜(2005)、Jeanneney 等(2006)、Guariglia and Poncet(2008)与赵勇和雷达(2010)发现,中国金融发展对 TFP 增长具有显著的正向影响。在这些文献中,很少有文献检验了中国金融发展促进 TFP 增长的中间渠道,而 Jeanneney 等(2006)是一个例外,该研究发现,金融发展促进 TFP 增长的中间渠道是技术效率改善而非技术进步。特别需要指出的是,在上述这些中国经验文献中,用来度量金融发展水平的指标并非诸如“总贷款/GDP”、“家庭储蓄存款/GDP”这类传统指标^①,而是一些被相关研究者认为真正反映了中国金融发展内涵的指标,如“非国有部门所获贷款/GDP”(Aziz and Duenwald, 2002; 张军和金煜,2005;Jeanneney 等,2006;赵勇和雷达,2010)、“固定资产投资中银行贷款与财政拨款

^① 张军和金煜(2005)指出,由于中国银行部门存在政策导向的贷款和大量不良资产,采用“总贷款/GDP”这样的指标来测度金融发展将过高估计金融发展水平,以至于可能削弱了金融发展和经济增长的联系。Guariglia and Poncet(2008)发现,“总贷款/GDP”与“家庭储蓄存款/GDP”这类传统金融发展指标与中国 TFP 增长存在显著的负向联系。

之比”(Guariglia and Poncet, 2008)^①。尽管我们也发现几篇对中国金融发展的技术效率改善效应持怀疑态度的经验文献,如何枫(2003)、袁云峰和曹旭华(2007)与朱承亮等(2009),但这些文献皆用“总贷款/GDP”与“总存款/GDP”这样的指标来测度中国金融发展,鉴于这类指标的缺陷(见注释1),因此这些文献的结论值得商榷。

由于数据层次的限制,基于省级宏观面板数据的经验研究难以进一步识别中国金融发展促进技术效率改善的微观机制。我们认为,中国金融发展经验研究其下一步的研究方向是基于企业或者行业层面数据,为金融发展的技术效率改善效应提供微观或者中观层面的经验证据。据我们所知,尽管很多文献已从企业或者行业层面考察了技术效率改善的决定因素,如刘小玄(2000)、李小平和朱钟棣(2006)等,但这些研究皆未涉及到金融发展对技术效率改善的影响。因此,本文基于中国国有及规模以上非国有工业制成品行业面板数据对金融发展与技术效率改善关系的检验是对已有中国经验文献的一个拓展。

三、实证模型与变量

按照金融发展的熊彼特观点及其已有经验文献(Nourzad, 2002; Arestis 等, 2006a; Arestis 等, 2006b; Jeanneney 等, 2006)的实证结果,我们预期中国金融发展应该具有显著的技术效率改善效应。然而 Allen 等(2005)指出,由于某些体制性的障碍依然强大(如法治水平较低、所有制歧视和规模歧视等),中国私人部门难以到外部融资支持,于是中国金融发展与经济增长缺乏有效的联系,此即“金融发展的中国反例”。因此,中国金融发展究竟是否具有显著的技术效率改善效应还有待于经验研究提供相关的证据。故本文首先将检验基本假设一:金融发展显著促进了行业技术效率改善。

Rajan and Zingales(1998)在行业层面就识别金融发展促进经济增长的机理进行了一个极富创意的研究。该研究的逻辑为,如果金融发展通过降低企业外部融资成本从而促进经济增长,那么一个推论是:行业外源融资依赖度越高,则金融发展对行业成长越重要,即,在解释行业成长性时,金融发展与行业外源融资依赖度应该具有显著的正向交互效应。由于行业成长的源泉之一是行业技术效率改善,因此我们把 Rajan and Zingales(1998)的逻辑扩展为:行业外源融资依赖度越高,则金融发展对行业技术效率改善越重要。故我们接下来将检验基本假设二:金融发展在促进行业技术效率改善时与行业外源融资依赖度存在显著的正向交互效应。

理论研究表明,外商直接投资(FDI)通过内资企业模仿、市场竞争等多种渠道对东道国技术效率带来影响(Gorg and Greenaway, 2004)。但按照 Alfaro 等(2004),FDI对东道国的正面影响很大程度上也依赖于东道国金融发展水平。在内资企业的模仿过程中,需要重新组织企业结构、购置新的机器设备、雇佣的新的经理和技术工人,而这些都需要资金的支持。尽管企业可以通过内部融资来获得资金,但如果企业的现有技术 with 新技术差距较大,那么企业对于外部融资的需求就会提高,而在大部分情况下,国内企业的外部融资受限于国内资源,故东道国金融发展水平对 FDI 的外溢效应具有重要影响。故我们最后将检验基本假设三:金融发展在促进行业技术效率改善时与 FDI 存在显著的正向交互效应。

为了检验上述三个基本假设,我们建立如下回归模型:

$$TE_{it} = \alpha_i + \beta_1 FDI_{it} + \beta_2 (EXD_i \times FDI_{it}) + \beta_3 (FDI_{it} \times FDI_{it}) + \sum \gamma_j Control_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^① 这些经验文献也利用了不同的方法来测度中国 TFP 增长。如 Aziz and Duenwald(2002)、Guariglia and Poncet(2008)与张军和金煜(2005)采用了索洛增长核算法;Jeanneney 等(2006)与赵勇和雷达(2010)采用了 DEA 方法。

在这里, TE 代表技术效率改善指数; FD 代表金融发展水平; EXD 代表行业外源融资依赖度, 而“ $EXD \times FD$ ”代表外源融资依赖度(EXD)与金融发展水平(FD)相乘而形成的一个交互项; FDI 代表外商直接投资, 而“ $FDI \times FD$ ”代表外商直接投资(EXD)与金融发展水平(FD)相乘而形成的一个交互项; $Control$ 代表其他控制变量; a 代表具有时不变性质的行业效应; ε 是特异性误差; β 与 γ 表示待估计参数; i 与 t 分别是行业和时间标示变量; j 是其它控制变量的序号。按照前面的三个基本假设, 我们预期 β_1 、 β_2 与 β_3 的估计结果显著为正。接下来我们对相关变量的测度进行较为详细的介绍。

(一) 技术效率改善指数

我们采用基于数据包络分析(DEA)的 Malmquist 指数法(Fare 等, 1994)来测算技术效率改善指数(TE)。Malmquist 指数法属于非参数方法, 它不要求对生产函数作出任何限制, 从而这避免了模型设定错误。Malmquist 指数可以被表示为:

$$m_0(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \quad (2)$$

其中, (x_t, y_t) 与 (x_{t+1}, y_{t+1}) 分别表示 t 与 $t+1$ 期的投入和产出向量; d_0^t 和 d_0^{t+1} 分别表示以 t 期技术水平为参照情况下 t 与 $t+1$ 期的距离函数。Malmquist 指数实际上是 t 与 $t+1$ 期生产率指数的几何平均值, 该指数大于 1 表明 TFP 从 t 期到 $t+1$ 期呈增长态势; 反之则相反。假定规模报酬不变, 则 Malmquist 指数可被进一步分解为:

$$m_0(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

式(3)等号右边处于方括号之外的比值即为技术效率改善指数(TE), 它表示决策单元对生产前沿面的追赶; 式(3)等号右边处于方括号之内的两个比值其几何平均值即为技术进步指数, 它表示基准生产前沿面的跃升^①。

我们把工业总产值作为产出指标, 并基于工业品出厂价格指数(2001 年价格为 100)对其进行平减, 以剔除通货膨胀的影响。劳动力与资本皆为投入指标, 前者利用历年各行业全部从业人员平均人数衡量; 后者通过(4)式计算(朱钟棣和李小平, 2005):

$$K_t = K_{2001} + \sum_{i=2002}^t \frac{\Delta K_i}{P_i} \quad (4)$$

其中 K_{2001} 为 2001 年固定资产净值年平均余额; ΔK_i 代表 i 与 $i-1$ 年固定资产净值年平均余额之差; P_i 为 i 年固定资产投资价格指数, 其中 $P_{2001}=100$ 。

参考李小平和朱钟棣(2006)等文献, 在基于投入的 Malmquist 指数法下, 我们利用 DEAP2.1 软件测算出 27 个国有及规模以上非国有工业制成品行业在 2001~2007 年期间的技术效率改善指数值, 见表 1^②。

(二) 外源融资依赖度

参照 Rajan and Zingales(1998), 我们利用(5)式来测算各行业的外源融资依赖度:

$$EXD = \frac{CAPEX - CASFL}{CAPEX} \quad (5)$$

① 应该注意, 基准技术的进步并不是行业现实的技术进步, 对于决策单元来说, 基准技术进步指数是外生变量。因此, 本文仅仅考察了技术效率改善指数与金融发展的联系而未考察技术进步指数的决定因素。我们认为, Jeanneney 等(2006)之所以发现技术进步指数与金融发展仅具有微弱联系的一个原因是, 在该研究中技术进步实际上是基准技术进步, 而它具有外生性。

② 遵循李小平和朱钟棣(2006)与姚战琪(2009)等文献, 我们以工业制成品部门中各个行业作为决策单元来测算技术效率改善指数, 这隐含了工业制成品部门各行业生产函数具有同质性的重要假设。严格说来, 这个假设是很难成立的, 而一个显然的改进方法是以每个行业中的企业为决策单元, 但限于现有统计资料, 我们很难进行这样的改进。作者感谢匿名审稿人指出这一点。

表 1 行业技术效率改善指数测算

行业	代码	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
食品	14	1.289	1.385	0.953	0.920	1.336	0.664	0.824
饮料	15	1.269	1.464	0.775	1.053	0.412	2.274	0.842
烟草	16	1.373	0.828	1.302	1.022	0.670	1.361	0.956
纺织	17	1.350	0.854	1.151	1.160	0.399	2.120	0.484
服装	18	1.535	0.753	1.222	0.525	0.930	2.040	0.494
皮革	19	0.811	1.350	1.179	0.485	1.090	1.940	0.476
木材	20	0.848	1.507	1.005	0.504	1.169	0.684	1.414
家具	21	0.808	1.486	0.760	0.850	1.070	0.687	1.409
造纸	22	2.414	1.410	0.764	0.897	1.203	0.647	1.316
印刷	23	2.372	1.393	0.791	0.968	0.506	1.635	1.144
文教	24	2.461	0.540	2.095	1.002	0.546	1.613	0.997
石油	25	2.525	0.553	2.139	1.000	0.518	1.630	0.681
化学	26	2.542	0.554	1.946	0.608	1.053	1.430	0.611
医药	27	1.511	0.928	1.621	0.615	1.365	1.230	0.591
纤维	28	1.551	0.906	1.469	0.675	1.300	0.499	2.288
橡胶	29	1.390	1.000	0.577	1.696	1.230	0.518	1.732
塑料	30	2.059	1.001	0.573	1.741	1.172	0.550	1.637
非金属	31	1.789	1.155	0.525	1.707	0.595	1.069	1.737
黑色金属	32	1.554	0.401	1.679	1.519	0.612	1.201	1.472
有色金属	33	1.518	0.451	1.650	1.298	0.648	1.211	0.554
金属	34	1.400	0.465	1.564	0.989	0.971	1.131	0.537
通用设备	35	0.687	1.023	1.407	0.979	1.098	1.158	0.481
专用设备	36	0.683	1.020	1.429	0.950	1.068	0.503	1.279
交通	37	0.611	1.073	0.954	1.360	1.152	0.550	1.178
电气机械	39	1.638	1.168	0.902	1.267	1.183	0.676	1.046
通信设备	40	1.709	1.204	0.788	1.324	0.852	1.145	0.902
仪器仪表	41	1.929	1.015	0.821	1.419	0.811	1.233	0.859

注：为节省篇幅，我们对行业名称进行了简化处理，具体名称可以根据两位数代码（见表一第二列）在《国民经济行业分类》（GB/T4754-2002）中查询。基础数据来源：工业总产值、各行业全部从业人员平均人数、固定资产净值年平均余额、工业品出厂价格指数与固定资产投资价格指数皆根据《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》整理。

在这里，*EXD* 代表外源融资依赖度；*CAPEX* 代表资本支出，我们利用固定资产净值变动与当年折旧之和来计算资本支出；*CASF* 代表经营活动中的现金流入，我们使用税后净利润与折旧之和再减去存货与应收账款的增加值来计算现金流入值。我们测算了各行业在 2001~2007 年期间各年的外源融资依赖度，并对每一行业各年外源融资依赖度进行简单算术平均，从而得到各行业在 2001~2007 年期间的平均外源融资依赖度。最后，我们把各行业平均外源融资依赖度与 Rajan and Zingales (1998) 所计算的美国各行业外源融资依赖度进行了比较，见图 1。

由于行业分类标准与外源融资依赖度算法不太一致，因此直接比较中美两国数据的数值大小是没有意义的。但我们认为，对中美各行业外源融资依赖度的相对大小进行比较是具有启发性的。从图 1 可以发现，中国各行业外源融资依赖度的排序与美国的情况相差甚大，例如，塑料行业外源融资依赖度在美国各行业中高居第二位，但中国塑料行业外源融资依赖度最低；皮革行业外源融资依赖度在中国各行业中高居榜首，但美国皮革行业外源融资依赖度在各行业中居于倒数第二

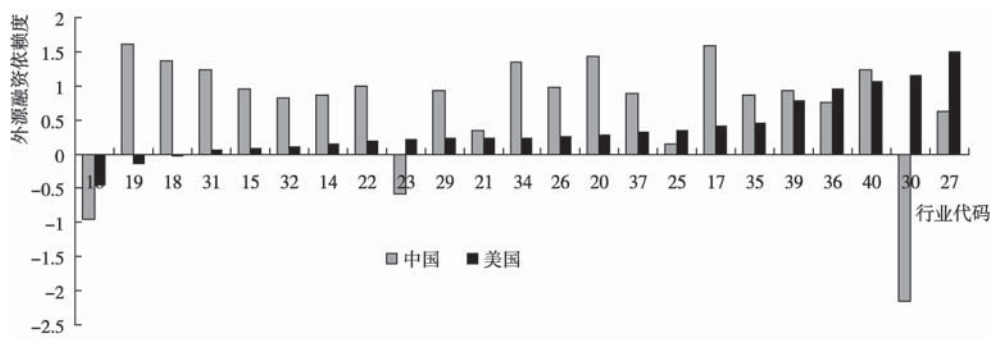


图1 中美行业外源融资依赖度比较

基础数据来源:固定资产净值、折旧、税后净利润、存货与应收账款值皆根据《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》整理。2002年存货数据缺失,我们用2001年和2003年数据的算术平均值来代替;2000年应收账款数据缺失,我们用2001年数据来代替。Rajan and Zingales(1998)依据《国际标准行业分类码(第二版)》行业分类标准,使用20世纪80年代美国上市公司相关数据进行了各行业外源融资依赖度测算。Rajan and Zingales(1998)未提供有关文教、纤维、有色金属、仪器仪表这四个行业的数据。

位。计算表明,中美行业外源融资依赖度的 Spearman 等级相关系数约为-24.1%,该值在 10%的显著水平下显著。一个问题是,为什么中美各行业外源融资依赖度的相对大小具有如此明显的差异?我们的解释是,这与中美两国的金融发展水平有关。即使与上个世纪 80 年代的美国相比较,当前中国金融发展水平仍然很低。因此,尽管一些行业从自身特性来看其外源融资依赖度应该较高(例如,医药制造业在理论上就需要大量的外源融资来满足其庞大的研发资金需求),但受限于不发达的金融市场,行业实际的外源融资量并不一定高。相反,一些劳动密集型的行业(例如纺织业)受益于国家出口导向型的产业发展战略,可以从银行融入大量廉价的资金。因此,我们所观察到的中国各行业外源融资依赖度是扭曲的。显然,依据这种扭曲的行业外源融资依赖度来考察金融发展促进技术效率改善的机理具有误导性,故我们必须寻找一个代理变量,而该代理变量应该提供与行业特性相一致的外源融资依赖度信息。参照 Rajan and Zingales(1998),本文以美国各行业外源融资依赖度作为中国各行业外源融资依赖度的代理变量。

(三)金融发展水平

如何在行业层面构建金融发展指标是一个挑战。在经验文献中,金融发展指标一般分为两类:股票市场发展指标与金融中介发展指标。Rajan and Zingales(1998)指出,由于股票市场发展很大程度上反映了对未来经济增长的预期,故股票市场发展指标属于经济增长的先导指标。在经验研究中如果利用这个先导指标来识别金融发展与经济增长的因果关系,其结果很可能具有误导性。另外,就中国这样的金融体系银行主导型国家而言,依靠金融中介发展指标来反映金融发展具有合理性。因此,我们选择金融中介发展指标来充当金融发展指标,尽管这样的指标仅仅刻画了狭义的金融发展。如果从贷款规模来看,中国金融发展的成就显得十分惊人。早在 2006 年末,中国金融机构贷款总额与名义 GDP 之比约达 107.6%(Yao, 2010)。然而,银行贷款主要流入了国有企业,只有不到 20%的贷款被非国有企业获得(Du 等, 2009)。如果无视信贷资源的流向而以规模指标来衡量中国金融发展,那么非常自然地,这样的金融发展很可能无助于技术效率的改善。按照 Allen 等.(2005),对于中国这种国有经济占很大比重的发展中国家,非国有部门逐渐获取更多的外部融资支持才是真正意义上的金融发展。遵循这样的逻辑,张军和金煜(2005)、Jeanneney 等(2006)等以“非国有部门所获贷款/GDP”这个指标来衡量中国省级层面的金融发展。不幸的是,在行业层面我们无法利用这样的金融发展指标,因为行业层面的贷款数据无法获得。依靠现存的官方统计数据,我们以“非国有工业企业长期负债/工业总产值”这个指标来作为行业层面金融发展水平的代理变

量。长期负债由银行贷款、商业信用及其企业债券构成,我们相信,在当前中国金融环境之中,银行贷款应该是行业长期负债的最主要来源。当然,以“非国有工业企业长期负债/工业总产值”这个指标来衡量行业层面的金融发展面临着测量误差问题——解释变量的测量误差会导致衰减偏误(Attenuation Bias),即系数估计倾向于低估真实参数。在这种情况下,如果实证研究仍然发现金融发展水平与技术效率改善具有显著的正向联系,那么这在一定程度上暗示了结论的稳健性。

以“非国有工业企业长期负债/工业总产值”这个指标来衡量金融发展或许面临着另外一个问题,即,从指标构建方法来看,该指标可能与行业非国有化水平同向运动,这意味着该指标可能反映的是行业非国有化水平信息而非金融发展信息^①。不过计算表明,该指标与非国有化水平并非正相关,相反,两者存在着显著的负相关关系(简单相关系数为-40.9%)。对其的一个解释是,非国有化水平很低的行业同时也是国有企业处于垄断地位的行业,这些行业往往具有较高的盈利前景,于是金融机构的逐利动机将促使更多的金融业务面向这些行业开展,相应地,这些行业的非国有企业也就具有了更多的银行融资支持。

(四)其他控制变量

其他控制变量包括进口贸易水平(*TRAD*)、外商直接投资水平(*FDI*)与非国有化水平(*NOSTA*)。其中,进口贸易水平等于全部工业行业进口额占工业总产值的比重;外商直接投资水平等于所有者权益中的外商资本占工业总产值的比重;非国有化水平=1-国家资本占所有者权益的比重。

(五)变量描述性统计

外源融资依赖度(*EXD*)数据来自于 Rajan and Zingales(1998);进口数据根据海关进出口数据库(<http://statistic.mei.net.cn>)整理^②。其他变量皆根据 2002~2008 年《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》所提供的基础数据进行测算。各变量描述性统计结果见表 2。

表 2 变量描述性统计结果

变量	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TE</i>	147	1.124	0.482	0.399	2.542
<i>FD</i>	147	0.063	0.045	0.000	0.285
<i>EXD</i>	21	0.298	0.416	-0.450	1.490
<i>FDI</i>	147	0.050	0.027	0.000	0.121
<i>TRAD</i>	147	0.198	0.265	0.006	1.088
<i>NOSTA</i>	147	0.892	0.077	0.607	0.997

注:Rajan and Zingales(1998)未提供有关文教、纤维、有色金属仪器仪表这四个行业的数据。另外,我们也无法获得有关专用设备与通讯设备这两个行业的进口数据,因此,本文接下来的实证分析仅涉及 21 个行业。

四、回归分析

(一)回归结果

由于样本并非随机抽取,按照经验文献通常的做法,我们利用软件 Stata10.0 首先采用固定效应估计法对方程(1)进行了估计,结果见表 3。一系列分别基于 LM 统计量(Greene, 2003)、F 统计

① 毕竟,如果行业全部由国有企业构成,则行业非国有工业企业长期负债将为 0;反之,如果行业全部由非国有企业构成,则行业国有工业企业长期负债将为 0。

② 中国海关进口行业数据根据 10 位 HS 编码分类,本文参照盛斌(2002)的方法将海关数据按照《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)重新分类,如将海关代码中的第 9 章第 2 类中的行业与第 22 章的的行业归为饮料制造业。

量(Wooldridge, 2002)与 Z 统计量(Pesaran, 2004)的设定检验表明,方程(1)中的特异性误差项难以满足标准假定。因此,为了推断的稳健性,我们采用了以行业为聚类变量的聚类稳健标准误。在固定效应估计法下,回归方程的拟合效果是令人失望的。鉴于组内自相关检验结果,我们预期一阶差分估计(Wooldridge, 2002)应该比固定效应估计更加有效,于是方程(1)在一阶差分估计法下重新被估计,其结果同样见表 3。

表 3 技术效率的决定因素

解释变量	固定效应估计		一阶差分估计		一阶差分 GMM 估计	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>FD</i>	3.251	2.474	3.520**	1.565	3.370**	1.627
<i>EXD×FD</i>	4.347*	2.505	7.311***	2.293	3.587**	1.600
<i>FDI×FD</i>	5.110	37.229	9.700	41.974	13.029	25.737
<i>FDI</i>	-5.445	5.543	-1.430	6.918	-8.451*	4.901
<i>TRAD</i>	0.329	0.712	-0.645	1.447	1.032*	0.513
<i>NOSTA</i>	-0.069	1.293	2.293	3.884	0.090	1.362
行业效应均值	1.078	1.373				
固定效应估计设定检验	组间异方差检验		组内自相关检验		组间截面相关检验	
	$\chi^2(21)=147.77$		$F(1,20)=8.06$		$Z=-1.08$	
	$P=0.00$		$P=0.01$		$P=0.28$	
一阶差分 GMM 估计设定检验	Arellano-Bond AR(1)检验		Arellano-Bond AR(2)检验		Sargan 检验	Hansen 检验
	$Z=-3.48$		$Z=-0.24$		$\chi^2(87)=70.18$	$\chi^2(87)=11.29$
	$P=0.00$		$P=0.81$		$P=0.91$	$P=1.00$

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著。标准误为以行业为聚类变量的聚类稳健标准误。我们对一阶差分 GMM 估计法下的协方差矩阵进行了小样本调整,以便利用 t 统计量进行统计推断。

在固定效应估计下,仅交互项“*EXD×FD*”在 10%显著水平下显著,且符号符合预期;在一阶差分估计下,*FD* 与交互项“*EXD×FD*”其符号都符合预期,且分别在 5%与 1%显著水平下显著;在两种估计方法下,交互项“*FDI×FD*”其符号符合预期,但皆不显著。我们发现在两种估计方法下一些变量具有不符合预期的符号,尽管皆不显著。例如,在固定效应估计下,*FDI* 与 *NOSTA* 的符号为负;在一阶差分估计下,*FDI* 与 *TRAD* 的符号为负。这些与预期相违背的统计现象令我们对估计结果的可靠性感到疑虑。毕竟,尽管固定效应估计与一阶差分估计解决了时不变因素的变量遗漏问题,但两方法并未对其他具有时变性质的解释变量的内生性问题作任何处理,而众所周知,忽略解释变量内生性问题将导致估计结果违背一致性要求,带来因果推断谬误。因此我们接下来采用一阶差分 GMM 估计法(Arellano and Bond, 1991)对方程(1)重新进行估计。

一阶差分 GMM 估计法有一步和两步估计之分,虽然两步估计量比一步估计量更加有效,但蒙特卡洛研究表明,两步估计量其标准误存在严重的向下偏倚(Arellano and Bond, 1991),结果导致两步 GMM 估计量的近似渐进分布不可靠,因此在经验应用中通常使用一步估计量(Bond, 2002)。在进行一阶差分 GMM 估计时,我们假定非国有化水平(*NOSTA*)是外生变量,这是因为该变量具有宏观政策环境变量性质,而推动民营化进程、逐步实现“国退民进”乃中国基本的经济政策走向,因此假定非国有化水平具有外生性是合理的。其他解释变量皆被假定为内生变量。一阶差分 GMM 估计结果也参见表 3。

为尽量保证一阶差分 GMM 估计结果的可靠性,我们进行了一系列检验:Arellano-Bond AR(1)检验表明,误差项其一阶差分是一阶序列无关的原假设在 1%显著水平下被拒绝;Arellano-Bond AR

(2)检验表明,误差项其一阶差分是二阶序列无关的原假设在通常的显著水平下不被拒绝^①;Hansen 检验与 Sargan 检验表明,工具变量具有外生性的原假设在通常的显著水平下不被拒绝。这一系列检验结果暗示,对方程(1)进行一阶差分 GMM 估计其结果是可靠的。在估计结果中, FD 与交互项“ $EXD \times FD$ ”其符号都符合预期,且皆在 5%显著水平下显著; $TRAD$ 其符号符合预期,且在 10%显著水平下显著; FDI 其符号仍然为负,且在 10%显著水平下显著;交互项“ $FDI \times FD$ ”与 $NOSTA$ 其符号符合预期,但仍然不显著。

(二)讨论

本文的经验证据表明,中国金融发展与 TFP 增长正向相联的一个中间渠道是金融发展的技术效率改善效应。该实证结果与 Jeanneney 等(2006)等基本相一致,这暗示,金融发展的熊彼特观点在一定程度上也可被用来刻画中国金融发展与经济增长的联系机制。因此,“金融发展的中国反例”(Allen 等., 2005)至少在技术效率改善层面并不成立。Allen(2005)尽管指出了中国金融发展过程中的一个要害问题,但他们显得过于悲观。我们认为,一方面,即使国有企业存在着银行信贷资金低效使用的状况,但国有企业融资模式从过去的以财政拨款为主逐渐转变为现在的以银行贷款为主,这还是增加了资金的使用效率。因为与政府预算资金不同,贷款需要支付利息并控制使用范围,这使得贷款企业面临一定的预算硬约束;另外,考虑到业绩考评以及贷款收不回可能承担的后果,银行贷款要远比政府预算拨款更严格、更商业化。因此,国内贷款一般被认为是比政府预算内资金更有效的资源配置方式;另一方面,尽管中国金融发展一直有利于国有企业,但金融改革的深入发展也使得非国有企业较过去有着更容易的银行融资渠道。统计数据显示,私营企业及个体贷款占短期贷款的份额由 1999 年年末的 9%左右上升到 2008 年年末的 34%左右^②。注意到在本文中我们利用“非国有工业企业长期负债/工业总产值”这个指标来衡量行业层面的金融发展水平,按照 Allen 等(2005),该指标在一定程度上能够反映金融发展的真正内涵。

我们的基本假设二是,行业外源融资依赖度越高,则金融发展对行业技术效率改善越重要。实证结果为此假设的成立提供了有力的证据。在三种估计方法下,交互项“ $EXD \times FD$ ”其符号都符合预期,且皆在通常的显著水平下显著,这表明,金融发展在促进行业技术效率改善时与行业外源融资依赖度所形成的正向交互效应是稳健的,其并不受解释变量内生性问题的影响。本文的实证结果暗示,金融发展促进技术效率改善的一个途径在于金融发展降低了降低企业外部融资成本。我们认为该实证结果是对 Rajan and Zingales(1998)所提供经验证据的强化。

我们并未发现金融发展在促进行业技术效率改善时与 FDI 存在显著正向交互效应的证据。实证结果暗示, FDI 可能阻碍而不是促进了技术效率的改善。这个较为悲观的结论与 Jeanneney 等(2006)、刘禹佳(2008)、袁云峰和曹旭华(2007)等基本一致。对其的一个可能解释是,广泛存在的不计成本的招商引资现象使得 FDI 质量不高,而且外资企业在很多方面所享有的超国民待遇也导致国内企业在竞争中处于不利地位,于是 FDI 对中国经济效率改善的效果并不是如我们通常所期待的那样乐观。

国外资本品对国内工业行业的出口常常伴随着先进管理思想与制度的输入,这无疑将促进国内工业行业技术效率的改善。与很多经验文献一样,我们在一阶差分 GMM 估计下也发现了进口贸易促进技术效率改善的证据。在三种估计方法下, $NOSTA$ 其符号符合预期,但皆不显著,这暗示非国有化进程对技术效率改善的影响极其有限。一个可能的解释是,随着经济转轨的深入,非国有化进程对技术效率效率改善的边际效应大大递减。

① 如果误差项序列无关,则按照构造,误差项的一阶差分具有一阶序列相关但二阶序列无关的性质。

② 统计数据由作者根据《金融统计与分析》各期整理。

五、结论性评价

现代经济增长理论认为,TFP 增长是经济可持续发展的唯一源泉。技术效率改善对于进一步提高中国经济效率从而促进 TFP 增长具有决定性作用。基于 2001~2007 中国国有及规模以上非国有工业制成品行业面板数据,本文利用 Malmquist 指数法测算了技术效率改善指数,并在固定效应估计、一阶差分估计与一阶差分 GMM 估计三种方法下检验了中国金融发展与技术效率改善的关系。实证结果表明,金融发展显著促进了技术效率改善,并且行业外源融资依赖度越高,则金融发展对行业技术效率改善越重要,即金融发展在促进行业技术效率改善时与行业外源融资依赖度存在显著的正向交互效应。实证结果暗示,“金融发展的中国反例”(Allen 等,2005)至少在技术效率改善层面并不成立。自中国 2001 年加入 WTO 以来,其银行业已经历了几轮重大改革,这包括利率的进一步市场化、国有银行引入外国战略投资者及其新的治理结构等,这些改革无疑大大推动了中国金融发展进程。本文的实证结果表明,进一步推动银行决策自主化,减少和消除指令性贷款等金融体制改革对于提高中国经济效率与经济增长质量具有重要的意义。

参考文献:

- 何枫(2003):《金融中介发展对中国技术效率影响的实证分析》,《财贸研究》,第 6 期。
- 李小平、朱钟棣(2006):《国际贸易、R&D 溢出和生产率增长》,《经济研究》,第 2 期。
- 刘小玄(2000):《中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响——1995 年全国工业企业普查数据的实证分析》,《经济研究》,第 2 期。
- 刘舜佳(2008):《国际贸易、FDI 和中国全要素生产率下降——基于 1952~2006 年面板数据的 DEA 和协整检验》,《数量经济技术经济研究》,第 11 期。
- 盛斌(2002):《中国工业贸易保护结构政治经济学的实证分析》,《经济学(季刊)》,第 2 期。
- 姚战琪(2009):《生产率增长与要素再配置效应:中国的经验研究》,《经济研究》,第 11 期。
- 袁云峰、曹旭华(2007):《金融发展与经济增长效率的关系实证研究》,《统计研究》,第 5 期。
- 张军、陈诗一、Gary H. Jefferson(2009):《结构性改革与中国工业增长》,《经济研究》,第 7 期。
- 张军、金煜(2005):《中国的金融深化和生产率关系的再检测:1987~2001》,《经济研究》,第 11 期。
- 赵勇、雷达(2010):《金融发展与经济增长:生产率促进抑或资本形成》,《世界经济》,第 2 期。
- 朱承亮、岳宏志、李婷(2009):《中国经济增长效率及其影响因素的实证研究:1985~2007 年》,《数量经济技术经济研究》,第 9 期。
- 朱钟棣、李小平(2005):《中国工业行业资本形成,全要素生产率变动及其趋异化》,《世界经济》,第 9 期。
- Afriat, S.(1972): "Efficiency Estimation of Production Functions", *International Economic Review*, 13, 368-398.
- Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan and S. Sayek, (2004): "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets", *Journal of International Economics*, 64, 89-112.
- Allen, F., J. Qian and M. Qian (2005): "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, 70, 57-116.
- Arellano, M. and S. Bond (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-97.
- Arestis, P., C. Georgios, and D. Evangelia (2006a): "Technical Efficiency and Financial Deepening in the Non-OECD Economies", *International Review of Applied Economics*, 20, 353-373.
- Arestis, P., C. Georgios, and D. Evangelia (2006b): "Financial Development and Productive Efficiency in OECD Countries: An Exploratory Analysis", *Manchester School*, 74, 417-440.
- Arizala, F., E. Cavallo, and A. Galindo (2009): "Financial Development and TFP Growth: Cross-Country and Industry-Level Evidence", *Inter-American Development Bank Workingpaper*, No. 682.
- Aziz, J. and C. Duenwald (2002): "Growth-Financial Intermediation Nexus in China", *IMF Workingpaper* No. 02/194.
- Bencivenga, V. and B. Smith (1991): "Financial Intermediation and Endogenous Growth", *Review of Economic Studies*, 58, 195-209.
- Bond, S. (2002): "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *CEMMAP Workingpaper*,

CWP09II02.

- Du, J., Y. Lu and Z. Tao (2009): "Bank Loans and Trade Credit under China's Financial Repression", Paper Presented at the China International Conference in Finance, 7-10 July, Guangzhou, China.
- Fare, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994): "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 84, 66-83.
- Farrell, M.(1957): "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of Royal Statistical Society*, 120, 253-281.
- Gorg, H. and D. Greenaway(2004): "Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment?" *World Bank Research Observer*, 19, 171-197.
- Greene, W.(2003): *Econometric Analysis*, 5th edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990): "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107.
- Guariglia, A. and S. Poncet (2008): " Could Financial Distortions be No Impediment to Economic Growth After All? Evidence from China ", *Journal of Comparative Economics*, 36, 633-657.
- Jeanneney, S., P. Hua, and Z. Liang(2006): "Financial Development, Economic Efficiency, and Productivity Growth: Evidence from China", *Developing Economies*, 44, 27-52.
- Maddison, A. (1998): *The Chinese Economy: A Historical Perspective*, Paris: OECD.
- Nourzad, F.(2002): "Financial Development and Productive Efficiency: A Panel Study of Developed and Developing Countries ", *Journal of Economics and Finance*, 26, 138-149.
- Pesaran, M.(2004): "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Cambridge Workingpapers in Economics No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Raghuram, G. and L. Zingales,(1998): "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88, 559-586.
- Saint-Paul, G.(1992): "Technological Choice, Financial Markets and Economic Development", *European Economic Review*, 36, 763-781.
- Wang, Y. and Y. Yao (2003): "Sources of China's Economic Growth 1952~1999: Incorporating Human Capital Accumulation", *China Economic Review*, 14, 32-52.
- Wooldridge, J.(2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- World Bank(1997): *China 2020: Development Challenges in the New Century*, Washington D.C.: World Bank.
- Yao, Y.(2010): " Financial Intermediation Development and Economic Growth: Does the Chinese Counterexample Exist?" , *China & World Economy*, 18, 22-36.
- Méon, P. and L. Weill (2010): "Does Financial Intermediation Matter for Macroeconomic Performance?", *Economic Modelling*, 27, 296-303.

(责任编辑:罗 滢)

勘误:《金融评论》2012年第1期谭小芬等《中国A股市场动量效应和反转效应:实证研究及其理论解释》一文第100页内容排版有误,其中最后一段“根据式(8)和式(9)建立模型……大盘股的 $\alpha_{2,t}=0.184$,”应位于第二段“表示小盘股对交易量冲击的过度反应比大盘股更严重……同样显示中国A股市场的股票价格呈现超短期动量特征。”之前。特此更正,并向作者与读者致歉。