

对外贸易、金融改革和经济增长： 来自中国的证据

何其春 孙 萌*

摘 要 本文根据技术扩散模型阐释，中国的技术进步取决于它对先进技术的吸收能力和可吸收的世界先进技术集合的乘积。金融改革通过消除经济扭曲提升我国的吸收能力。如果国际先进技术通过对外贸易扩散到中国，那么对外贸易和金融改革在增长中就存在相互促进的作用。利用中国改革开放后的数据，我们没有发现对外贸易（出口或进出口）和金融改革在促进经济增长中有显著的互补作用。该结论在控制条件收敛、其他经济增长因素、分省和时间效应后成立，并在解决贸易的内生性后仍然稳健。将该结论和我们已发现的金融改革和外商直接投资在促进经济增长中有显著的互补作用的结果相对照，可见，与国际贸易相比，国际先进技术更可能通过外商直接投资扩散到中国。

关键词 对外贸易，金融改革，互补性，经济增长

一、前 言

技术的扩散和转移对于解释发展中国家的经济增长有着非常重要的作用 (Nelson and Phelps, 1966; Barro and Sala-i-Martin, 2004, 第 8 章)。最近 Acemoglu (2009, 第 18 章) 在假定所有世界先进技术都可以被落后国家模仿后强调，来自制度或者政策的阻碍会降低落后国家对先进技术的吸收能力，从而阻碍其技术进步和经济增长。同时，已有一些文献发现技术扩散和转移主要通过外商直接投资进行 (Findlay, 1978; Keller and Yeaple, 2003)。另外一些认为对外贸易是技术扩散和转移到发展中国家的一个重要渠道 (Grossman and Helpman, 1991; Coe and Helpman, 1995; Coe *et al.*, 1997)。因此我们认为，落后国家的技术进步不仅取决于它对先进技术的吸收能力，还取

* 何其春，中央财经大学中国经济与管理研究院；孙萌，北京师范大学经济与工商管理学院。通信作者及地址：何其春，北京市海淀区学院南路 39 号，100081；电话：(010) 62288419；E-mail: qichunhe@gmail.com, heqichun@cufe.edu.cn。本文作者感谢两位匿名评审人的宝贵意见，从而使得本文质量得到很大提升。孙萌感谢北京师范大学 985 工程基地项目的支持。

决于技术的扩散和转移,即有多少世界先进技术可供吸收。

很多发展中国家在开放的同时会进行金融改革。金融改革通过消除经济扭曲而提升该发展中国家的吸收能力。如果国际先进技术通过对外贸易扩散到该发展中国家,那么对外贸易会增加其可吸收的世界先进技术的集合。也就是说,对外贸易和金融改革在增长中或许存在相互促进的作用。Taylor (2008) 强调了该理论预测有助于解释国家间生产率差异。但目前还缺乏对该理论预测的实证考察。以中国为例,中国自 1978 年经历了一个结构性的变化,即以前的中央计划体制逐渐被市场导向的改革和开放取代。中国政府不仅打开国门和世界贸易并引入外商投资,而且做出了持续的努力来改革其落后的金融体系。因此,本文利用中国改革开放后的数据,考察对外贸易和国内金融改革对经济增长是否存在相互促进的作用。¹

中国自 1978 年以来取得了高速的经济增长。² 因为中国采取的是渐进的改革和开放战略(参考 Lardy, 1998; Naughton, 1995; Shirk, 2003), 所以对外贸易和金融改革的进程存在着巨大的跨省和时间差异(参见图 1)。在对外贸易方面,以广东和甘肃两省为例,它们的名义出口占国内生产总值(GDP)的比重在 1986 年各约 23.0% 和 2.5% (比例约为 9:1)。但是该比例到 1998 年已经扩大到了 22:1。同样的,中国各省的金融改革的进程存在很大的差异。我们的实证考察就利用这些巨大的分省和时间差异。以前有两支较为独立的利用中国数据的文献:一支研究中国的经济增长是否部分由中国的对外贸易解释,而大多发现对外贸易对中国的经济增长有促进作用(如 Chen and Feng, 2000; Yu, 1998)。但也有文献没有发现该促进作用(Frankel *et al.*, 1996)。另一支研究金融改革对我国经济增长的作用(如 Brandt and Zhu, 2007; Lardy, 1998; Naughton, 1995; Shirk, 2003)。³ 据我们所知,还没有文献研究对外贸易和国内金融改革在我国的经济增长中是否存在相互促进的作用。

为了更好地说明对外贸易和国内金融改革在我国的经济增长中可能存在相互促进的作用的经济学原理,基于 Acemoglu(2009, 第 18 章),我们构建依赖国外技术扩散来实现技术进步的发展中国家的经济增长模型,利用该理论模型表明:一个发展中国家的技术进步速度依赖它对先进技术的吸收能力和可获得的世界先进技术集合的乘积。金融改革能够提升该国的技术吸收能力。已有文献认为对外贸易是先进技术和诀窍扩散到发展中国家的一个重要渠道(如 Grossman and Helpman, 1991; Coe and Helpman, 1995; Coe *et*

¹ 对金融改革和外商直接投资在经济增长里的互补作用的考察,请参考作者的工作论文。

² 中国 1981—2004 年的实际以从业人员平均的国内生产总值(GDP)的年均增长速度为 8%。

³ 如同中国的分省研究,跨国研究一样独立地考察贸易(如 Krueger, 1978; Sachs and Warner, 1995; Frankel *et al.*, 1996)或金融发展(如 Demircug-Kunt and Levine, 2001)对于经济增长的作用。

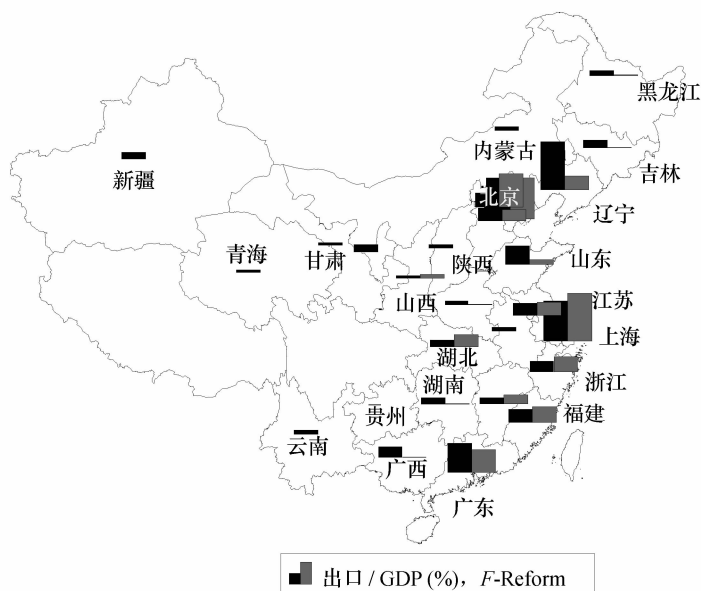


图1 中国分省的对外贸易程度和金融改革进程差异 (1981—1986年)

al., 1997)。换言之，对外贸易可以增加一国可获得的用来吸收的先进技术的集合。结合起来，对外贸易和国内金融改革在促进该落后国家的以劳动力平均的产出 (output per labor) 的增长中存在相互促进的作用。

根据理论模型，我们推出宏观尺度上的回归方程。围绕经济的稳定状态进行近似，我们得出以劳动力和劳动效率（技术水平）平均的产出 (output per effective labor) 的收敛方程。依据生产函数形式，人均产出（这里指 output per labor）的增长速度等于以劳动力和劳动效率（技术水平）平均的产出 (output per effective labor) 的增长速度和技术进步速度的和。因此，我们最后用于回归的人均产出增长速度的收敛方程与 Mankiw *et al.* (1992, p. 423) 类似，但是新增了一些衡量技术进步的自变量，尤其是对外贸易和国内金融改革间的交叉项。基于这个回归方程，本文再利用中国的分省数据进行验证模型的预测。

对外贸易可能相对经济增长过程是内生的，因此跨国研究强调地理因素对于贸易的影响，即地理因素作为贸易的工具变量（如 Frankel and Romer, 1999）。⁴ 本文也选择了几个地理因素作为贸易的工具变量，这使得我们可以用过度识别检验来验证工具变量的有效性。并且针对存在工具变量可能为弱的可能性，本文利用有限信息最大似然估计法 (limited information maximum likelihood, LIML) 来解决若工具变量的问题（参考 Stock and Yogo,

⁴ 以前一些关于中国的研究 (如 Chen and Feng, 2000; Yu, 1998) 没有解决贸易的内生性问题。

2002)。⁵我们的 OLS 和 LIML 估计都没有表明对外贸易(无论是出口还是进出口)和国内金融改革在经济增长中具有相互促进的作用。此外,尽管对外贸易对于中国分省的经济增长有促进作用,但是该作用在控制了金融改革后变小。为了考察我们结论的稳健性,我们也建立了 1981—1998 年的有跨省和跨时间变动的面板数据。而且该结论在控制了分省和时间效应后仍然成立。

文章余下部分组织如下:第二部分建立理论模型并推导出回归方程;第三部分描述数据和构建变量;第四部分汇报估计结果;第五部分控制分省和时间效应,并用进出口作为对外贸易程度的衡量;第六部分给出结论。

二、理论模型和回归方程

本文扩展了一个描述发展中国家经济增长的技术扩散模型(参考 Acemoglu, 2009, 第 18 章)来探求可供其吸收的外来先进技术和其对于外来先进技术的吸收能力对该发展中国家的技术进步的影响机制。如同前言提及的,我们根据以前对外贸易和技术扩散的理论模型(Grossman and Helpman, 1991; Barro and Sala-i-Martin, 2004)和实证证据(Coe and Helpman, 1995; Coe *et al.*, 1997),假定国际贸易是国外先进技术转移到发展中国家的一个重要渠道。根据已有文献(Sachs and Warner, 1995; Frankel and Romer, 1999),我们使用出口占国内生产总值(GDP)的比重作为国际贸易的衡量,表示为 Trade。⁶

该落后的发展中国家对于外来先进技术的吸收能力取决于很多因素。我们在这里根据 Acemoglu (2009),强调其通过国内的金融改革消除吸收先进技术的制度和政策障碍而提升其吸收先进技术的能力。一个落后国家里通常存在各种金融扭曲和保护性政策(Easterly, 1993; Borenstein *et al.*, 1998)。它的金融改革通过消除这些经济扭曲能促进企业家的模仿性(对于国外先进技术的模仿)创新活动。

我们考察一个远离其稳定状态(steady state)的落后经济。假定其加总的生产函数为

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

这里 K , H 和 L 分别表示物质资本、人力资本和原始劳动力。 A 是技术水平(我们在后面会刻画其如何变化)。 $g = \dot{A}_t/A_t$ 是技术进步速度。以劳动力和劳动效率(技术水平)平均的产出(output per effective labor)为 $y_t = k_t^\alpha h_t^\beta$ 。

⁵ Stock and Yogo (2002) 证明,当存在弱工具变量时,LIML 远比两阶段最小二乘估计(2SLS)优越。

⁶ 我们在第五部分的实证分析里面会利用进出口占 GDP 的比重作为国际贸易的衡量再次进行考察。

有效的资本—劳动比率 k_t 和有效的人力资本—劳动比率 h_t 根据下式变化：

$$\dot{k} = s_k y_t - (n + g + \delta)k_t, \quad (2)$$

$$\dot{h} = s_h y_t - (n + g + \delta)h_t, \quad (3)$$

这里 s_k, s_h 表示物质资本投资率和人力资本投资率。 n, δ 分别表示人口增长速度和折旧率。

我们假定世界前沿技术水平 A_t^w 以外生的 g^w 的速度增长。不是所有的世界前沿技术都可被该发展中国家模仿。我们假定在任何时刻，可被模仿的世界技术取决于用 Trade 衡量的国际贸易。因此，我们假定该发展中国家的技术水平的运动规律如下：

$$\dot{A}_t = \sigma \cdot (A_t^w \cdot \text{Trade} - A_t). \quad (4)$$

这里在不改变模型的主要预测的情形下，为了简便我们忽略了该落后国家自身的技术创新。⁷ 方程 (4) 还描述了 Acemoglu (2009, p. 614) 的猜测： σ 在不同国家（我们这里主要指各省）取值不同是因为各国存在不同的阻碍技术吸收的政策障碍。使用 F-reform 表示金融改革的程度，我们假定

$$\sigma = \sigma(F\text{-reform}), \quad \text{且} \frac{\partial \sigma}{\partial F\text{-reform}} > 0. \quad (5)$$

如同 Acemoglu (2009)，我们定义该国技术离世界前沿技术的距离的倒数为

$$a_t = \frac{A_t}{A_t^w}.$$

利用方程 (4)，我们得到

$$\dot{a}_t = \sigma \cdot \text{Export} - (\sigma + g^w)a_t. \quad (6)$$

根据 (6) 式，我们可以看到，该发展中国家的技术进步速度取决于国际贸易 (Trade) 和金融改革 (F-reform) 的乘积项，即交叉项。

现在我们从稳定状态开始可以推出所需要的宏观回归方程。在稳定状态，该落后经济的技术进步速度 (g) 等于世界技术进步的速度 (g^w)。在稳定状态，我们有 $\dot{k} = 0, \dot{h} = 0$ 。以劳动力和劳动效率（技术水平）平均的产出 (output per effective labor) 可以解为

$$y^* = (s_k)^{\alpha/1-\alpha-\beta} (s_h)^{\beta/1-\alpha-\beta} (n + g^w + \delta)^{-(\alpha+\beta)/1-\alpha-\beta}. \quad (7)$$

⁷ 要了解包括该落后国家自身技术进步的模型可以参考前面提及的作者的相关论文。

围绕稳定状态进行线性近似,我们得到收敛速度为 $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g^w + \delta)$ 。重复 Mankiw *et al.* (1992, p. 423) 同样的步骤,我们得到

$$\ln(y_t) - \ln(y_{t-1}) = -(1 - e^{-\lambda})\ln(y_{t-1}) + (1 - e^{-\lambda})\ln(y^*). \quad (8)$$

因为上述式子是关于用劳动力和劳动效率(技术水平)平均的产出(output per effective labor),我们需要将它转换成人均产出(output per labor)。人均产出(output per labor)等于 Y/L ,而它也等于 yA 。因此我们有

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t-1} = [\ln(y_t) - \ln(y_{t-1})] + [\ln(A_t) - \ln(A_{t-1})]. \quad (9)$$

结合(8)式和(9)式,我们得到

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t-1} = -(1 - e^{-\lambda})\ln(y_{t-1}) + (1 - e^{-\lambda})\ln(y^*) + g. \quad (10)$$

该发展中国家的技术进步速度为

$$g = \frac{\dot{A}_t}{A_t} = \frac{\dot{a}_t}{a_t} + g^w = \frac{\sigma \cdot \text{Trade}}{a_t} - \sigma. \quad (11)$$

把(11)式和(7)式代入(10)式,我们就得到了所需要的实证回归方程:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - \ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t-1} &= \frac{\sigma \cdot \text{Trade}}{a_t} - \sigma - (1 - e^{-\lambda})\ln(y_{t-1}) \\ &\quad + (1 - e^{-\lambda}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) \\ &\quad + (1 - e^{-\lambda}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \\ &\quad - (1 - e^{-\lambda}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g^w + \delta), \end{aligned} \quad (12)$$

(12)式的后四项和 Mankiw *et al.* (1992) 完全一样。等号后面的前两项刻画了该发展中国家对于国际先进技术的吸收。等号后面的第一项表明金融改革和对外贸易在促进经济增长里面存在一个相互促进的作用。

具体来说,我们采取的实证方程为

$$\begin{aligned} g_{i,1981-2004} &= \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Trade})_i + \beta_2 [\ln(\text{Trade}) \times F\text{-Reform}]_i + \beta_3 F\text{-Reform}_i \\ &\quad + \beta_4 \ln(\text{GDP}/L)_{i,1981} + \beta_5 \ln(\text{School})_i + \beta_6 \ln(n + g^w + \delta)_i \\ &\quad + \beta_7 \ln(I/\text{GDP})_i + \beta_8 \ln(\text{Fiscal})_i + \beta_9 \ln(\text{FDI})_i + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (13)$$

这里 $g_{i,1981-2004}$ 是第 i 个省1981—2004年的用从业人员平均的实际GDP的年平均增长速度。Trade用出口占GDP的比率来衡量;F-Reform是金融改革进程的衡量指标。其他的控制变量主要依据 Mankiw *et al.* (1992),

$\ln(\text{GDP}/L)_{i,1981}$ 是 1981 年的以从业人员平均的实际国内生产总值（来控制条件收敛），School 是人力资本投资率， $(n+g^w+\delta)$ 衡量劳动力增长速度， (I/GDP) 是名义物质资本投资率，Fiscal 和 FDI 衡量财政支出和外商直接投资占 GDP 的比重。因为一些地理工具变量没有时间差异，所以我们首先在第四部分汇报横截面数据的结果。第五部分汇报跨省和跨时间的面板数据的结果和其他的稳健性检验结果。下面我们首先描述数据。

三、数 据

（一）对外贸易和金融改革的数据

如前所述，我们根据已有文献将 Trade 构建为名义出口占名义 GDP 的比率。中国出口的数据是以美元衡量，把它乘以当年的人民币对美元汇率得到以人民币衡量的出口。然后用名义出口除以名义 GDP 就得到 Trade 的衡量。

中国社会科学院经济研究所主编的《中国改革开放以来经济大事辑要（1978—1998）》收录了中国 1978—1998 年重要的改革政策。绝大多数政策是在市一级实施，少数在省一级实施。我们的金融改革政策取自该书“财政、金融和保险”一章。在剔除了里面的财政政策后，我们依据中国经济学家协会 1997 年在南加州大学举办的中国金融改革研讨会上的划分对金融改革政策进行细分。大类包括国内金融管制降低和资本市场发展。我们选取国内金融管制降低作为我们的衡量。主要原因是已有文献通常把银行（非银行）系统和资本市场分开进行衡量和研究（参见 Demircug-Kunt and Levine, 2001）。国内金融管制降低又分为银行系统改革和非银行系统改革。银行系统改革包括商业银行和政策银行的功用，银行体系的管制，外国银行在促进竞争和技术转让上的作用，更多国内私有银行的可能性。我们用如下方法建立省级的量化指标（关于其他细节请参考何其春，2009）。

因为金融改革政策主要在市一级实施，所以我们首先建立市一级的虚拟变量（即哑变量）。然后我们把市级的虚拟变量以人口作为权重进行加总，得到省级的虚拟变量数据。⁸

比如国务院在 1990 年只选取深圳实施某项金融改革政策。那么市一级的虚拟变量就是，深圳为 1，而全国的其他城市都是 0。但是我们需要的是省级的虚拟变量。因此，我们用人口作为权重，即以深圳的人口除以广东的总人口作为权重。该权重乘以 1 就是广东省的虚拟变量值。如果金融改革在整个广东省进行，我们给广东省赋值 1。这样，我们把广东省 1990 年得到的虚拟

⁸ 用人口而不是产出作为权重是为了尽可能地减低金融改革指标的内生性问题。而诸如改革质量作为权重的数据很难获得。人口数据来自《中国城市统计年鉴》。

变量的值和1990年前所有的虚拟变量的值加总,作为广东省1990年的值(因为以前的金融改革政策仍然起作用)。对于1981—1998年间的每年我们都进行同样的操作。这样我们就得到了中国各省1981—1998年的金融改革政策的面板数据。

(二) 其他变量的数据

School用初中和高中在校学生数除以从业人员总数来衡量。Fiscal为财政支出占GDP的比率。对 $\ln(n+g^w+\delta)$,我们假定 $(g^w+\delta)$ 等于0.08,即假定年均2%的世界技术进步速度(g^w ,基本和美国过去两百年的平均技术进步水平差不多)和我国年均6%的折旧率。如同Mankiw *et al.* (1992)指出,他们的结果不取决于假定的合理的 $(g^w+\delta)$ 大小,我们的主要结论也不取决于该假定。FDI是外商直接投资名义值除以名义GDP。

I/GDP是名义投资率。Young (2003)指出中国各种平减指数存在问题。相对于GDP,地方统计局倾向于低报投资的平减指数。因此,为降低问题的严重度,与一些以前文献相同,我们假定投资和GDP平减指数增速相同来计算实际投资率(实际上就是名义投资率)。

中国有31个省、自治区和直辖市。⁹1997年前,重庆只是四川的一个市,所以这两个地区不包括在样本里。虽然海南也是广东的一个部分,但是因为广东有完整的数据,所以广东被保留在样本里。西藏因为数据缺失过多而没有被包括在样本里。

除了前文提到的数据来源,用从业人员平均的GDP、人力资本投资率、财政支出、物质资本投资率、劳动力增长速度、出口和FDI的数据均来自《中国统计年鉴》(为避免有些省统计年鉴对1990年后劳动力数据的修订,见Young, 2003)。我们获取了包括27个省24年(1981—2004年)的数据。对于横截面数据,除了 $\ln(Y/L)_{t-1}$ 为1981年的值,我们把24年数据进行平均来消除经济波动的影响。对于27个省18年(1981—1998年)的面板数据,除了 $\ln(Y/L)_{t-1}$ 为每期第一年的值,我们根据宏观增长文献里的通行做法(参见Aghion *et al.*, 2006, p. 14),把18年数据进行六年平均来消除经济波动的影响。这和Tao (2003)等识别出的中国的政治经济周期有一定吻合度。如果我们用每年的数据,那么即使控制了分省和时间效应,经济周期和波动的作用仍可能存在。这样我们就有遗漏变量的影响。因为该影响很大且可以避免,所以国际通行的做法是用多年平均的数据来消除经济周期的作用。表1给出了面板数据的统计性描述。

⁹ 虽然本文统称省。但是有4个直辖市和4个自治区。

表1 面板数据的统计性描述

	均值	标准差	最小值	最大值
Annual growth (%)	6.47	2.26	2.00	12.00
ln(Trade)	2.02	0.90	-0.11	4.49
F-Reform	1.41	2.24	0	11.49
ln(GDP/L) _{t-1}	7.39	0.62	6.21	9.42
ln(School)	2.25	0.24	1.76	2.84
ln($n + g^w + \delta$)	2.32	0.14	1.93	2.61
ln(I/GDP)	3.67	0.22	3.14	4.32
ln(Fiscal)	2.51	0.38	1.68	3.48
ln(FDI)	-1.31	2.40	-7.86	2.72

注：数据有81个观测值。虽然我们的面板数据包括了27个省和18年的数据（共486个数据点），但是根据宏观增长文献里的通行做法（参见 Aghion *et al.*, 2006, p. 14），我们进行6年平均来消除经济周期的影响。除了 Annual growth, F-Reform 和 ln(GDP/L)_{t-1}，其他变量都是乘以100然后取自然对数。

（三）工具变量

我们两组工具变量来处理对外贸易的内生性问题。第一组包含两个工具变量。一个是地理位置的虚拟变量（表示为 Coast）：如果该省是沿海省份则取值为1，否则取值为0。另一个是一个省到最近的大港口城市的铁路距离。因为对外贸易主要通过大港口进行。我们选取了四个大的港口城市：大连、天津、上海和广州。我们利用一省的省会（一般位于省中部）到最近的大港口城市的铁路距离作为该省到最近的大港口的平均铁路距离。一个省的省会离最近的大港口城市越远，它的交易成本就越高。该省在改革开放后也更容易和外界贸易。铁路交通在中国的跨省贸易和运输里占据主要地位。我们取该距离的倒数作为地理位置的衡量，用 Railway 表示。更高的 Railway 值意味着该省的省会离最近的大港口城市越近。

第二组工具变量除了包含上述两个变量外，还进一步包括了另外五个气候变量。我们从中国科学院的自然资源数据库（简称为 CAS-NRD）得到分省气候指标。CAS-NRD 提供了分散在中国各地的600个左右的气象观测站的气候数据。每个气象观测站有1951—1980年间平均的月均温和日照时数数据。根据每个气象观测站的数据，我们计算该气象观测站的平均气温（Temper）、气温方差（Tempvar）、日照时数（Sunshine）和月均日照时数的方差（Sunvar）。每个省有大约20个位于20个市或县的气象观测站。我们计算每个省的气象观测站的平均值来得到该省的 Temper、Tempvar、Sunshine 和 Sunvar 的数据。根据 CAS-NRD，我们根据各省1997年的降水量和它与多年平均的差异，算出各省的多年平均降水量（Rainfall）。

四、实证结果

首先因为交叉项的存在，我们的变量可能存在多重共线性的问题。遵从现有文献（Borenstzein *et al.*, 1998; Alfaro *et al.*, 2004），我们对国际贸易

($\ln(\text{Trade})$) 和金融改革 ($F\text{-reform}$) 的数据进行了中心化 (centered) 处理 (即平移成均值为 0) 来避免多重共线性的问题。因此, 用于回归的对外贸易 ($\ln(\text{Trade})$) 和金融改革 ($F\text{-reform}$) 的数据的均值都是零。

尽管 OLS 估计结果受到对外贸易内生性问题的影响, 为便于比较, 我们仍然把它汇报在表 2 里的 2.1 列。我们可见, 对外贸易 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数为正, 且在 1% 水平上显著。这意味着与世界贸易有助于促进该省的经济增长。金融改革 $F\text{-reform}$ 的估计系数为正, 但是在 10% 水平上不显著。 $\ln(\text{Trade})$ 和 $F\text{-reform}$ 交叉项的估计系数为负数, 并且不显著。

此外, 如同理论模型预计的一样, 初始收入水平的估计系数为负并在 1% 水平上显著。这表明中国各省经济增长存在显著的条件收敛, 即在控制其他因素后, 越富裕的省份增长越慢。物质资本投资率 ($\ln(I/\text{GDP})$) 和人力资本投资率 ($\ln(\text{School})$) 的估计系数为正, 与预计的相符, 但是它们不显著。劳动力增长速度的估计系数为负, 且在 1% 水平上显著, 这和预测的一致。 R 平方为 0.82。因此, (13) 式较好的描述了中国的数。据。

在处理关于 $\ln(\text{Trade})$ 可能存在的内生性问题时, 我们首先将金融改革以及它和 $\ln(\text{Trade})$ 的交叉项看做外生的, 并用第一组工具变量来解决 $\ln(\text{Trade})$ 的内生性。LIML 估计的结果汇报在表 2 的 2.2 列里。 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数仍然为正, 且在 1% 水平上显著, 但是估计值变大。这意味着忽略 $\ln(\text{Trade})$ 的内生性问题会导致 OLS 估计系数偏小, 这和现有文献结论一致 (Frankel and Romer, 1999)。金融改革 $F\text{-reform}$ 的估计系数为正, 但是变得只在 10% 水平上显著。 $\ln(\text{Trade})$ 和 $F\text{-reform}$ 交叉项的估计系数为负, 而且仍然不显著。弱工具变量的检验证实工具变量是弱的, 所以采取 LIML 估计比 2SLS 更加优越。我们对于工具变量有效性进行了检验。其结果表明: 过度识别检验 (Sargan over-identification) 的 p 值为 0.33, 因此我们在 10% 显著水平上接受工具变量是有效的零假设。

表 2 对外贸易和经济增长间的回归分析

因变量: 用从业人员平均的实际 GDP 年均增长速度, 1981—2004 年

自变量	Regression number						
	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	2.6	2.7
	估计方法						
	OLS	LIML	LIML	LIML	LIML	LIML	LIML
$\ln(\text{Trade}) \times F\text{-Reform}$	-0.04 (0.18)	-0.07 (0.15)	0.39 (0.61)	-0.34 (0.21)	-0.07 (0.15)		
$\ln(\text{Trade})$	1.34*** (0.38)	1.71*** (0.45)	1.95** (0.77)	1.80*** (0.52)	1.71*** (0.55)	1.59*** (0.43)	1.67*** (0.51)
$F\text{-Reform}$	0.52 (0.37)	0.59* (0.31)	-1.35 (1.84)	0.93** (0.38)	0.59* (0.32)	0.49** (0.24)	
$\ln(\text{GDP}/L)_{1981}$	-2.81*** (0.89)	-3.08*** (0.77)	0.32 (3.07)	-3.29*** (0.85)	-3.08*** (0.80)	-2.96*** (0.74)	-1.82*** (0.46)

(续表)

因变量用从业人员平均的实际 GDP 年均增长速度,1981—2004 年

自变量	Regression number						
	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	2.6	2.7
	估计方法						
	OLS	LIML	LIML	LIML	LIML	LIML	LIML
$\ln(I/GDP)$	1.92 (1.12)	1.69* (0.93)	4.08 (2.67)	1.23 (1.04)	1.69* (0.95)	1.88** (0.88)	2.47*** (0.89)
$\ln(n+g+\delta)$	-8.16*** (2.64)	-8.48*** (2.17)	-6.27 (4.37)	-9.53*** (2.41)	-8.48*** (2.19)	-8.16*** (2.07)	-7.96*** (2.24)
$\ln(\text{School})$	1.07 (1.05)	1.14 (0.86)	-1.75 (2.57)	0.85 (0.93)	1.14 (0.86)	1.19 (0.84)	-0.05 (0.63)
$\ln(\text{Fiscal})$	-1.92*** (0.56)	-1.96*** (0.48)	-2.43** (1.00)	-1.66*** (0.54)	-1.96*** (0.48)	-2.02*** (0.45)	-1.99*** (0.49)
$\ln(\text{FDI})$	-0.54 (0.40)	-0.80** (0.40)	0.32 (1.18)	-1.02** (0.47)	-0.80* (0.45)	-0.68* (0.36)	-0.37 (0.33)
Endogenous test (p -value)							
On $\ln(\text{Trade})$			0.013				
On F -reform			0.149				
On $\ln(\text{Trade}) \times F$ -Reform			0.078				
Weak Identification Test Statistic		7.72		2.24	2.35	8.39	7.89
Stock-Yogo Critical value:							
10% maximal LIML size		8.68		3.90	4.18	8.68	8.68
20% maximal LIML size		4.42		2.52	2.73	4.42	4.42
25% maximal LIML size		3.92		2.35	2.49	3.92	3.92
OverID Test (P -Value)		(0.33)	(0.37)	(0.18)	(0.09)	(0.52)	(0.15)
R -squared(centered)	0.82	0.81	0.48	0.78	0.81	0.82	0.78
Observations	27	27	27	27	27	27	27

注: 2.2 中的内生变量为 Trade; 工具变量为 Railway 和 Coast; 2.3 中的内生变量为 Trade, Reform 及其交叉项; 工具变量为 Railway, Coast, Sun, Sunvar, Temper, Tempvar, Rainfall; 2.4 中的内生变量为 Trade 及其交叉项; 工具变量为 Railway, Coast, Sun, Sunvar, Temper, Tempvar, Rainfall; 2.5 中的内生变量为 Trade; 工具变量为 Railway, Coast, Sun, Sunvar, Temper, Tempvar, Rainfall; 2.6 和 2.7 中的内生变量为 Trade; 工具变量为 Railway, Coast。

*** 在 0.01 水平显著, ** 在 0.05 水平显著, * 在 0.1 水平显著 (括号里为标准差)。

在表 2 的 2.3 列里, 我们将 $\ln(\text{Trade})$ 、 F -reform 及它们的交叉项都视做内生的, 并用第二组工具变量来解决它们的内生性问题。我们用这么多的工具变量是为了避免识别不够 (under-identification)。尽管我们的这三个主要变量的估计系数的显著程度和 2.2 列的一致, LIML 估计的其他结果表明, 这样做并不如只将 $\ln(\text{Trade})$ 看做内生的。其他变量 (比如初始收入水平和劳动力增长速度) 的估计系数都变得不显著。此外, 对于金融改革的内生性检验的 p 值为 0.149, 这表明我们不能拒绝金融改革是外生的零假设。

因此, 我们在以下的回归中将金融改革看做外生的, 但仍然将 $\ln(\text{Trade})$ 和它们的交叉项当做内生变量。汇报在表 3 里的 3.1 和 3.2 列里的第一阶段回归结果表明工具变量在 5% 水平上对交叉项有显著作用, 而在 10% 水平上

对 $\ln(\text{Trade})$ 有显著作用。LIML 估计的第二阶段结果汇报在表 2 的 2.4 列里。结果显示, $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数仍然为正。在 1% 水平上显著, 且估计值和 2.2 列里的相似。金融改革 F -reform 的估计系数为正, 但是变得在 5% 水平上显著 (表明金融改革促进了我国的经济增长)。不过, $\ln(\text{Trade})$ 和 F -reform 交叉项的估计系数为负, 而且仍然不显著。过度识别检验的 p 值为 0.18 (大于 10%), 表明工具变量是有效的。

表 3 对外贸易和经济增长间 LIML 回归的第一阶段结果

自变量	First-stage regression number			
	3.1	3.2	3.3	3.4
	Corresponding second-stage regression number			
	2.4	2.4	2.6	2.7
	第一阶段因变量			
	$\ln(\text{Trade})$	$\ln(\text{Trade}) \times F\text{-reform}$	$\ln(\text{Trade})$	$\ln(\text{Trade})$
Railway	0.20** (0.09)	0.67*** (0.17)	0.23** (0.08)	0.19** (0.08)
Coast	0.60* (0.28)	-0.28 (0.53)	0.55** (0.24)	0.64** (0.23)
Sun	0.0003 (0.0004)	-0.0012* (0.0007)		
Sunvar	-0.00002 (0.0001)	0.0001 (0.0002)		
Temper	0.009 (0.04)	0.14* (0.07)		
Tempvar	-0.001 (0.004)	-0.007 (0.007)		
Rainfall	0.0007 (0.0005)	-0.003** (0.001)		
F -Reform	-0.28 (0.19)	0.30 (0.36)	-0.18 (0.15)	
$\ln(\text{GDP}/L)_{1981}$	1.22* (0.65)	2.27* (1.22)	0.69 (0.41)	0.30 (0.22)
$\ln(\text{School})$	0.17 (0.77)	-1.44 (1.45)	0.03 (0.53)	0.49 (0.36)
$\ln(n+g+\delta)$	0.14 (1.44)	0.09 (2.72)	0.36 (1.16)	0.29 (1.17)
$\ln(I/\text{GDP})$	0.74 (0.83)	-1.94 (1.56)	0.28 (0.55)	-0.02 (0.48)
$\ln(\text{Fiscal})$	0.12 (0.30)	0.59 (0.57)	0.15 (0.27)	0.19 (0.27)
$\ln(\text{FDI})$	0.11 (0.20)	-0.93** (0.38)	0.22 (0.17)	0.12 (0.15)
Test of excluded instruments	Prob>F=0.06	Prob>F=0.02		
R-squared	0.93	0.95	0.91	0.90
Observations	27	27	27	27

注:*** 在 0.01 水平显著,** 在 0.05 水平显著,* 在 0.1 水平显著(括号里为标准差)。

为了进一步检验结果的稳健性, 在表 2 的 2.5 列里, 我们采用第二组工具变量来重复 2.2 列的回归 (也就是说, 只将 $\ln(\text{Trade})$ 看做内生的)。我们

得到的结果基本保持不变。显示出我们的结果对于不同的工具变量稳健。

因为 $\ln(\text{Trade})$ 和 $F\text{-reform}$ 的交叉项的系数不显著，所以我们将它从回归里去掉来考察回归里考虑金融改革是如何影响 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数的。通过比较表 2 的 2.6 和 2.7 列的结果，我们发现若忽略金融改革会导致 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数变大。

为了直观估计两个主要变量对于经济增长的作用的大小，基于 2.2 和 2.5 列的结果，我们计算得出， $\ln(\text{Trade})$ 的一个标准差的增加会导致有平均水平金融改革的省份的年均经济增长速度增加 1.38 个百分点。而金融改革的一个标准差的增加会导致有平均水平对外贸易 $\ln(\text{Trade})$ 的省份的年均经济增长速度增加 1.09 个百分点。

五、控制分省和时间效应

上一部分汇报了利用横截面数据得到的回归结果。但是利用横截面数据进行回归时我们无法控制分省和时间效应。从而易导致估计系数存在偏差。为此，在这一部分我们建立一个跨省的跨时间的面板数据（time series provincial data，即 panel data）来控制分省和时间效应。从前面的金融改革的数据来源可知，我们的金融改革数据截止到 1998 年，因此我们的面板数据为 27 个省的 1981—1998 年的数据。依据经济增长文献里的一般做法（参见 Aghion *et al.*，2006，p. 14），我们将 18 年分成 3 个 6 年的时间段（1981—1986，1987—1992，1993—1998），然后进行 6 年平均来消除经济波动的影响。这样我们的实证方程变为

$$g_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Trade})_{i,t} + \beta_2 [\ln(\text{Trade}) \times F\text{-Reform}]_{i,t} + \beta_3 F\text{-Reform}_{i,t} \\ + \beta_4 \ln(\text{GDP}/L)_{i,t-1} + \beta_5 \ln(\text{School})_{i,t} + \beta_6 \ln(n + g + \delta)_{i,t} \\ + \beta_7 \ln(I/\text{GDP})_{i,t} + \beta_8 \ln(\text{Fiscal})_{i,t} + \beta_9 \ln(\text{FDI})_{i,t} + T_t + u_i + \epsilon_{i,t}, \quad (14)$$

这里 T_t 和 u_i 表示固定的时间和分省效应。下标 i, t 表示 i 个省的 t 期。其他变量和 (13) 式一样。

为了解决对外贸易 $\ln(\text{Trade})$ 的内生性问题，我们只选取随时间变化的工具变量（第二部分构建的第一组工具变量不随时间变化），即把根据第三部分提及的 CAS-NRD（中科院自然资源数据库）和《中国气象年鉴》建立的六个随时间变化的天气指标作为工具变量。天气有可能通过影响人们的生产和经济活动（比如农业生产）而引起出口的波动。这六个天气指标为 $\ln(\text{Rainfall})$ ， $\ln(\text{Temper})$ ， $\ln(\text{Sunshine})$ ， Sunvar ， Tempvar1 和 Tempvar2 。其中， $\ln(\text{Rainfall})$ ， $\ln(\text{Temper})$ 和 $\ln(\text{Sunshine})$ 分别表示年均降雨量、年平均气温和年均日照时数的对数值。 Tempvar1 和 Sunvar 是根据 12 个月的数据求出的方差，然后再进行 6 年平均。 Tempvar1 是根据 6 年的月度数据计算得到的

气温方差。

利用面板数据,我们重新估计主要变量的系数。控制时间效应的 OLS 估计结果汇报在表 4 的 4.1 列里。 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数为正,且在 10% 水平上显著。这表明对外贸易的扩张有助于促进经济增长。金融改革 $F\text{-reform}$ 的估计系数为正,但是在 10% 水平上不显著。 $\ln(\text{Trade})$ 和 $F\text{-reform}$ 交叉项的估计系数为正,且不显著。我们在 4.2 列里进一步控制分省效应, $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数变为负数,且在 10% 水平上不显著。金融改革 $F\text{-reform}$ 的估计系数为正,且在 10% 水平上显著。 $\ln(\text{Trade})$ 和 $F\text{-reform}$ 交叉项的估计系数仍然不显著。

表 4 稳健性检验:加入时间变化(第二阶段回归结果)

因变量:用从业人员平均的实际 GDP 年均增长速度,1981—1986 年,1987—1992 年,1993—1998 年					
Indep. Vari.	Regression number				
	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5
	Estimation Method				
	OLS	OLS	LIML	LIML	LIML
$\ln(\text{Trade}) \times F\text{-Reform}$	0.08 (0.14)	-0.16 (0.21)	0.21 (0.18)	-0.25 (0.19)	
$\ln(\text{Trade})$	0.64* (0.36)	-0.58 (0.59)	2.89** (1.27)	-3.04 (2.02)	3.98* (1.27)
$F\text{-Reform}$	0.34 (0.26)	0.68* (0.38)	0.08 (0.34)	0.79** (0.34)	
$\ln(\text{GDP}/L)_{1981}$	-2.43*** (0.68)	-4.71** (1.96)	-4.37*** (1.30)	-3.45* (1.96)	-4.61** (2.16)
$\ln(I/\text{GDP})$	2.61** (1.18)	-0.75 (2.77)	4.26*** (1.62)	-4.59 (3.87)	5.32** (2.12)
$\ln(n+g+\delta)$	-5.17*** (1.96)	-4.95** (2.25)	-6.30*** (2.35)	-6.38*** (2.24)	-7.18** (2.88)
$\ln(\text{School})$	1.15 (0.78)	5.14*** (1.86)	1.38 (0.92)	5.01*** (1.60)	0.83 (1.11)
$\ln(\text{Fiscal})$	-1.76*** (0.58)	0.57 (1.88)	-1.92*** (0.68)	2.27 (2.11)	-1.50* (0.79)
$\ln(\text{FDI})$	0.05 (0.16)	0.08 (0.24)	-0.34 (0.28)	-0.05 (0.23)	-0.52 (0.46)
Province Fixed Effects	NO	YES	NO	YES	NO
Time Fixed Effects	YES	YES	YES	YES	YES
Weak Identification Test Statistic			2.49	1.43	2.44
Stock-Yogo Critical value:					
10% maximal LIML size			4.45	4.45	4.45
20% maximal LIML size			2.87	2.87	2.87
25% maximal LIML			2.61	2.61	2.61
OverID Test (P -Value)			(0.19)	(0.06)	(0.06)
R -squared(centered)	0.68	0.85	0.49	0.78	0.22
Observations	81	81	81	81	81

注:(1)内生变量为 $\ln(\text{Trade})$ 。

(2) 4.3, 4.4 和 4.5 的工具变量为 Tempvar1, Tempvar2, $\ln(\text{Temper})$, $\ln(\text{Rainfall})$, Sunvar, $\ln(\text{Sunshine})$ 。

(3) *** 在 0.01 水平显著, ** 在 0.05 水平显著, * 在 0.1 水平显著(括号里为标准差)。

表4的4.3和4.4列分别汇报了控制时间效应、同时控制时间和分省效应的LIML估计结果。将4.3列利用工具变量回归得到的结果和4.1列的OLS估计结果对照,我们发现 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数为正,且在5%水平上显著,金融改革以及它和 $\ln(\text{Trade})$ 的交叉项的估计系数都不显著。过度识别检验的 p 值为0.19,表明选取的工具变量是有效的。从4.4列同时控制了时间和分省效应的LIML估计结果可以看出, $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数在10%水平上不显著,金融改革的估计系数为正,且在5%水平上显著。 $\ln(\text{Trade})$ 和 $F\text{-reform}$ 交叉项的估计系数仍然不显著。过度识别检验的 p 值为0.06,表明我们选取的工具变量或许和其他遗漏变量相关。因此,4.2列的OLS估计结果相对偏差较小,反而更值得关注。此外,通过比较4.5和4.3列的结果,我们可以看出,回归时若遗漏金融改革会导致 $\ln(\text{Trade})$ 的估计系数变大。

总之,在我们利用面板数据控制了分省和时间效应后,得到的结果和前一部分基本一致:我们没有发现金融改革和对外贸易对于经济增长有显著的相互促进作用。

最后,尽管出口经常被用来衡量对外开放的程度,不可否认的是,进口也反映了对外开放的程度。并且也有文献曾考察过进口对于技术扩散的作用(Keller and Yeaple, 2003)。尤其应该注意到中国的出口在一定程度上是依靠进口较高技术含量的生产装备设备和关键零部件实现的。因此,在这里,我们用总的进出口占GDP的比重来衡量对外开放的程度,来进一步验证我们的结论。我们用EXIM来表示名义的进出口总额占GDP的比重。并把回归结果汇报在表5里。

表5中的结果显示,在控制了时间和分省效应后,OLS回归时的控制变量的估计系数和显著程度几乎和表4的4.2列一样。而且进出口总额占GDP的比例($\ln(\text{EXIM})$)和金融改革的交叉项的估计系数仍然不显著。在进一步解决了进出口总额占GDP的比例($\ln(\text{EXIM})$)的内生性问题后,LIML回归的结果表明,进出口总额占GDP的比例($\ln(\text{EXIM})$)和金融改革的交叉项的估计系数变为正数,但是仍然不显著。对于工具变量的有效性检验的Sargan检验得出的 p 值为0.13,说明工具变量可被看做有效的。总而言之,回归结果仍然不能表明以进出口总额占GDP的比例衡量的对外开放和金融改革之间存在促进经济增长的交互作用。

表5 稳健性检验:用进出口总额衡量对外贸易(第二阶段回归结果)

因变量:用从业人员平均的实际GDP年均增长速度,1981—1986年,1987—1992年,1993—1998年

自变量	Regression number	
	5.1	5.2
	Estimation Method	
	OLS	LIML
$\ln(\text{EXIM}) \times F\text{-Reform}$	-0.09 (0.17)	0.16 (0.29)
$\ln(\text{EXIM})$	-0.33 (0.73)	-7.23 (5.28)
$F\text{-Reform}$	0.58 (0.37)	0.21 (0.55)
$\ln(\text{GDP}/L)_{t-1}$	-4.91** (1.98)	-1.27 (3.74)
$\ln(I/\text{GDP})$	-0.16 (2.69)	-4.89 (4.96)
$\ln(n+g+\delta)$	-4.92** (2.27)	-8.79** (4.12)
$\ln(\text{School})$	5.04** (2.01)	0.66 (4.18)
$\ln(\text{Fiscal})$	0.37 (1.90)	3.49 (3.39)
$\ln(\text{FDI})$	0.09 (0.24)	-0.30 (0.43)
Province Fixed Effects	YES	YES
Time Fixed Effects	YES	YES
Weak Identification Test Statistic		0.97
Stock-Yogo Critical value:		
10% maximal LIML size		4.45
20% maximal LIML size		2.87
25% maximal LIML		2.61
Sargan OverID Test (P -Value)		(0.13)
R -squared(centered)	0.84	0.51
Observations	81	81

注:(1) 内生变量为 $\ln(\text{EXIM})$ 。(2) 5.2 的工具变量为 Tempvar1, Tempvar2, $\ln(\text{Temper})$, $\ln(\text{Rainfall})$, Sunvar, $\ln(\text{Sunshine})$ 。

(3) *** 在 0.01 水平显著, ** 在 0.05 水平显著, * 在 0.1 水平显著(括号里为标准差)。

六、结 论

众所周知，从1978年开始，中国进行了以市场导向的改革和开放，并且采取了渐进式的改革开放战略。该战略给中国带来了自1978年以来持续的高速经济增长，中国的经验对世界其他国家具有重要的借鉴意义。

在本文里，我们着重考察改革和开放这两个同时采取的战略是否存在促进经济增长的互补作用。具体来说，我们首先利用技术扩散模型预测，中国的技术进步取决于它对先进技术的吸收能力和可吸收的世界先进技术集合的乘积。金融改革通过消除经济扭曲提升我国的吸收能力。如果国际先进技术通过对外贸易扩散到中国，那么对外贸易和金融改革在增长中就存在相互促进的作用。利用中国改革开放后的面板数据，我们没有发现对外贸易（出口或进出口）和金融改革在促进经济增长中有显著的互补作用。该结论在控制条件收敛、其他经济增长因素、分省和时间效应后成立。该结论在解决贸易的内生性后仍然稳健。

将该结论和我们已发现的金融改革和外商直接投资在促进经济增长中有显著的互补作用相对照，可见，与国际贸易相比，国际先进技术更可能通过外商直接投资扩散到中国。关于对外贸易是否是技术扩散的重要渠道，已经有文献对此持怀疑和批判态度（参看 Rodriguez and Rodrik（2000）对该文献的批判）。此外，有文献发现，与贸易相比，外商直接投资更显著地促进技术的扩散和转移（比如 Keller and Yeaple, 2003）。根据我们的理论模型，如果可供中国学习的世界先进技术主要不是通过对外贸易扩散到中国的，那么金融改革和对外贸易在促进增长中就不存在互补作用。从而解释了为什么没有发现金融改革与对外贸易促进增长的互补作用。但即便如此，不可否认对外贸易仍然直接或者通过其他渠道促进了中国的经济增长。我国在改革开放的一开始就强调要打开国门引入和吸收国外先进技术。而如何更好的将先进技术消化吸收转化为我国自己的生产力则需要政府部门在开放的同时进行制度和政策的改革，以消除那些阻碍企业对国际先进技术吸收和消化的制度和政策扭曲。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2009.
- [2] Aghion, P., P. Bacchetta, R. Ranciere, and K. Rogoff, "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development", NBER Working Paper No. 12117, 2006.

- [3] Barro, R., and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth* (2nd Edition). New York: McGraw-Hill, 2004.
- [4] Borensztein, E., J. De Gregorio, and J-W. Lee, "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, 1998, 45(1), 115—135.
- [5] Brant, L., and X. Zhu, "China's Banking Sector and Economic Growth", in Calomaris, C. (ed.), *Chinese Finance at the Cross-Roads*. Columbia: Columbia University, 2007, 42—87.
- [6] Chen, B., and Y. Feng, "Determinants of Economic Growth in China: Private Enterprise, Education, and Openness", *China Economic Review*, 2000, 11(1), 1—15.
- [7] Coe, D., and E. Helpman, "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 1995, 39 (5), 859—887.
- [8] Coe, D., E. Helpman, and A. Hoffmesiter, "North-South R&D Spillovers", *Economic Journal*, 1997, 107(440), 134—149.
- [9] Demirguc-Kunt, A., and R. Levine, *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-country Comparison of Banks, Markets, and Development*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2001.
- [10] Easterly, W., "How Much Do Distortions Affect Growth", *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(2), 187—212.
- [11] Findlay, R., "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model", *Quarterly Journal of Economics*, 1978, 92(1), 1—16.
- [12] Frankel, J., D. Romer, and T. Cyrus, "Trade and Growth in East Asian Countries: Cause and Effect?" NBER Working Paper No. 5772, 1996.
- [13] Frankel, J., and D. Romer, "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, 1999, 89 (3), 379—399.
- [14] Grossman, G., and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1991.
- [15] 何其春, "产业部门间的信用分配作为影响经济增长的一个因素:基于中国的理论和经验分析",《世界经济》,2009年第6期,第27—40页。
- [16] Keller, W., and S. Yeaple, "Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm-level Evidence from the United States", NBER Working Paper No. 9504, 2003.
- [17] Krueger, A., *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences*. Cambridge, MA: Ballinger Publishing Company, 1978.
- [18] Lardy, N., *China's Unfinished Economic Revolution*. Washington, DC: Brookings Institution Press, 1998.
- [19] Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107 (2), 407—437.
- [20] Naughton, B., *Growing Out of the Plan: Chinese Economic Reform, 1978—1993*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.
- [21] Nelson, R., and E. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 1966, 56(1/2), 69—75.
- [22] Rodriguez, F., and D. Rodrik, "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence", *NBER Macroeconomic Annual*, 2000, 15, 261—325.
- [23] Sachs, J., and A. Warner, "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, 1, 1—95.

- [24] Shirk, S., *The Political Logic of Economic Reform in China*. Berkeley: University of California Press, 2003.
- [25] Stock, J., and M. Yogo, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", NBER Technical Working Paper No. 284, 2002.
- [26] Tao, Y., "Rationalization of Political Business Cycle in China", Institute of International Relations, NCCU Working Paper, 2003.
- [27] Taylor, A., "Trade and Financial Sector Reforms: Interactions and Spillovers", Working Paper of LSE (presented at "On the Causes and Consequences of Structural Reforms", Feb. 28—29, IMF), 2008.
- [28] Young, A., "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (6), 1220—1261.
- [29] Yu, Q., "Capital Investment, International Trade and Economic Growth in China: Evidence in the 1980—90s", *China Economic Review*, 1998, 9(1), 73—84.
- [30] 《中国城市统计年鉴》。北京:中国统计信息建设咨询服务中心,1986—1989年。
- [31] 《中国城市统计年鉴》。北京:中国统计出版社,1990—1999年。
- [32] 《中国气象年鉴》。北京:气象出版社,1985—1999年。
- [33] 中国社会科学院经济研究所,《中国改革开放以来经济大事辑要(1978—1998)》。北京:经济科学出版社,2000年。
- [34] 《中国统计年鉴》。北京:中国统计出版社,1981年,1983—2006年。

Trade, Financial Deregulation and Economic Growth: Evidence from China

QICHUN HE

(*Central University of Finance and Economics*)

MENG SUN

(*Beijing Normal University*)

Abstract We use a technology diffusion model to show that China's technological progress depends on its absorptive capability and the available pool of world frontier technologies for its absorption. Financial deregulation raises China's absorptive capability by eliminating economic distortions. If world technologies were transferred to China via international trade, then there would be a complementary effect between financial deregulation and international trade in promoting growth. Using the reform period Chinese panel data, we find no evidence of a significant interaction effect between trade and financial deregulation in promoting growth. The results are robust after controlling for conditional convergence, other growth

determinants, and time and province effects. The results are in contrast to our existing findings that there is a significant interaction effect between FDI and financial deregulation in promoting growth in China.

JEL Classification F11, O11, C23