

中国经济增长、外商直接投资和出口贸易的互动实证分析

姚树洁 韦开蕾*

摘要 本文使用 28 个省 1978 年到 2000 年的面板数据, 着重分析出口贸易和外商直接投资对经济表现的影响。使用 Petroni 的面板单位根数据检验和 Arellano 及 Bond 的动态面板数据估计技术, 我们发现出口贸易和外商直接投资对经济增长有着重大的正面效应。研究结果表明, 其他发展中国家和转轨经济国家可以借鉴中国政府采用的这两种发展政策: 推动出口和引入国际水准的技术与商业管理实践。

关键词 出口贸易, 外商直接投资, 经济增长

一、引言

中国经济在过去二十几年的高速增长极大地吸引了全世界的注意力。20 世纪 70 年代末和 80 年代初的成功主要源于农业改革 (Yao, 2000)。从 80 年代末起, 中国进入了大规模农村工业化 (Rozelle, 1994) 和城市工业改革时期。国家国际贸易政策的改变对创造可持续经济发展所需的良好外部条件起到了重要作用。中国贸易政策从经济改革前的进口替代和自力更生转变为改革后的推动出口和对外开放 (Yao and Zhang, 2001; Grove *et al.*, 1994; Hay *et al.*, 1994)。除了推动出口政策, 其他一些基础性的改革还同时进行, 包括外汇市场自由化、鼓励外商直接投资和以增强我国国际贸易比较优势为目的的工业重组。

对于中国在过去几十年里取得的高速经济增长有很多种解释。本文采用中国 28 个省从 1978 年至 2000 年的面板数据调查出口和外商直接投资对经济表现的影响¹。本文首先使用 Pedroni (1999) 的面板单位根数据检验和 Arell-

* 姚树洁, 英国诺丁汉大学, 西安交通大学经济与金融学院。通讯地址: School of Contemporary Chinese Studies, University of Nottingham, Nottingham, UK, NG7 2RD; 电话: 0044-115-8467144; E-mail: shujie.yao@nottingham.ac.uk。韦开蕾, 英国米德萨斯大学。通讯地址: Middlessex University Business School, The Burrough, London, UK, NW4 4BT; 电话: 0044-20-83813656; E-mail: kailei55@yahoo.co.uk。作者感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见, 但文责自负。

¹ 因为海南和重庆在 1988 年和 1997 年才获得省和直辖市地位, 所以本文将海南的数据并入广东省, 重庆的数据并入四川省。西藏的数据也不全, 所以并入云南省。这意味着我们只有 28 个省级行政区的数据, 而不是 31 个。

lano and Bond (1998) 的动态面板数据估计技术构建和估计了国内生产总值、出口和外商直接投资三个相互关联的方程, 从而发现针对这三个变量的决定因素。实证分析结果显示出口和外商直接投资对于中国各个地区的经济增长有着正面的、显著性的贡献。

本文的分析结果对于处于发展中或转轨经济中的国家来说有两种重要的政策含义。首先, 中国的政策从自力更生和进口替代转化为出口推动和对外开放, 对于经济改革和发展的成功起到了重要作用。其次, 外商直接投资对于经济发展的重要性不仅仅在于弥补了投资接受国国内投资的不足, 更重要的是它为发展中世界带来了新的技术和国际商业管理实践经验。

现有许多研究资料发现外商直接投资和国际贸易对于经济增长有着正面贡献 (Chen, *et al.*, 1995; Pan, 1998; Pomfret, 1997; Harrold, 1995; Lardy, 1995; Sengupta and Espana, 1994; Yue, 1999; Dowling, 1997; Greenaway, 1998)。正如内生增长理论所指出的那样, 外商直接投资还包含着技术转移和外溢 (Romer, 1986; Sala-I-Martin, 1996)。出口导向迫使生产厂家去面对国际竞争。在亚洲新的工业经济体中 (NIEs), 例如中国台湾、韩国、中国香港和新加坡, 外向型战略与相对自由的劳动力和资本市场相关 (Balassa, 1988)。紧随这些经济体, 中国大力发展以出口为目的的劳动密集型产业来挖掘比较优势。中国的经验与大多数内向型发展的拉丁美洲国家相反, 后者造成了资本和劳动力市场、债务和预算的扭曲, 以及经济发展的停滞 (Brohman, 1996)。

对于出口和外商直接投资对经济增长的影响理论上有三种解释: 工业组织理论, 国际贸易理论和内生增长理论。工业组织理论解释了出口和外商直接投资对经济增长的直接效应和“外部经济”。这一理论分析了外商直接投资和国际贸易在技术转移、知识传播中的作用以及它们对市场结构和竞争的影响 (Hymer, 1976; Dunning, 1993; Caves, 1974, 1996; Blomstrom and Sjöholm, 1999; Globerman, 1979)。国际贸易理论调查为什么外商直接投资和国际贸易会发生, 以及企业如何在出口、直接投资和授权经营等方式中选择进入市场的模式 (Ethier and Markusen, 1996; Brainard, 1993; Janicki and Wunnava, 2004; Barbosa, Guimaraes and Woodward, 2004)。内生增长理论认为出口和外商直接投资是人力资本积累、技术进步和国际间创意外溢的重要来源 (Grossman and Helpman, 1995; Jensen, 2002)。

就实证研究而言, 近来的许多数量经济分析将注意力集中在理解因变量和自变量之间的因果关系。举个例子, 是外商直接投资导致经济增长, 还是恰恰相反? 许多实证研究结果支持外商直接投资 (或贸易) 促进经济增长这一论点。使用 1985 年中国制造业的工业普查数据, Chuang and Hsu (2004) 发现外商直接投资对进口了恰当技术的行业的影响最大, 超过对进口最先进技术的行业。Choi (2004) 提出在经济合作发展组织国家中, 人均收入差异随

着双边外商直接投资的增加而减少。Wang, Siler and Liu (2002) 观察到, 在英国, 外国公司比国内公司的生产效率更高, 因为外国公司雇用更多的人力资本并且得利于规模经济。其他实证研究探讨外商直接投资的动力和决定因素。许多最近的研究显示市场规模、劳动力成本、地理位置和投资时机是影响外商直接投资的重要因素 (Chakraborty and Basu, 2002; Filippaios, Papanastassiou and Pearce, 2003; Deichemann, Karidis and Sayek, 2003)。Park (2003) 和 Love (2003) 试图解释日本和美国公司投资海外的动因。日本公司的投资战略经历了三个阶段, 寻找自然资源 (20 世纪 50 年代至 60 年代), 市场渗透 (20 世纪 70 年代至 80 年代) 和从 90 年代开始的减缩成本和市场扩张 (Park, 2003)。有理论指出吸引外商直接投资的动力不仅仅是利用外国技术的优势, 而且要能够了解这些技术并将它们从国外转移到国内。有证据表明美国的外商直接投资进入了研究和发展 (R&D) 集中的行业, 而无论是吸引外商直接投资还是对外直接投资几乎没有支持“寻找技术”这一假设的证据。实证研究数据也显示, 公司具体的所有权形式是决定外商直接投资流向的重要因素 (Love, 2003)。

近来有一些实证研究对中国的外商直接投资的各个方面进行了分析。使用国家层面数据, Liu, Burridge and Sinclair (2002) 证明经济增长、出口、进口和外商直接投资有着长期的关系。他们认为经济增长、出口和外商直接投资在对外开放政策下相互促进。Sha (2002) 使用向量自回归方法 (VAR) 和中国国家层面的季度数据也得出相似的结论。

对中国现有的研究为本文提供了一些有用的启迪。然而许多研究没有考虑外汇在回归模型中的效应。在中国, 外汇政策是高速增长的出口和外商直接投资的前提, 这也意味着汇率机制对中国经济表现起到重要作用。为了对此进行证明, 我们建立了一个计量经济模型系统来检验真实汇率、外商直接投资和出口之间的互动以及它们是如何促进经济增长的。为避免可疑的回归结果, 我们对所有使用到的变量进行了面板单位根数据检验并且用 Pedroni (1999) 的技术对具体的模型进行了面板协整测试。我们用动态面板数据和工具变量结合 Arellano and Bond (1998) 开发的技术克服了回归模型中存在的内生性、协方差和非平稳性等计量技术问题。

本文其他部分安排如下。第二部分建立一个联立方程系统。第三部分讨论中国出口、外商直接投资和经济增长的大背景。第四部分进行面板单位根数据检验并使用 DPD 方法从回归模型中求出 GMM 估计值。第五部分为结论。

二、模 型

假定使用 Cobb-Douglas 技术, 产出(Y)由两种物质投入决定, 劳动(L)和

资本(K)如方程(1)所示。

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}e^{\theta t + v}, \quad (1)$$

其中 A 是常数, e 是均值为 0、标准差为 σ 的呈正态分布的误差项。方程(1)表示给定投入弹性 α 和 β , t 为时间, θ 为希克斯中性技术参数, v 为随机白噪声, Y 的增长取决于 L 和 K 的增长。

这个模型可以延伸从而包含其他可能对 Y 会产生影响的数据。举个例子, 乘数 A 可以不是常数, 它可能受一组非物质投入变量影响, 如出口和外商直接投资等。这些变量可以分成两组, 一组代表内部生产环境, 另一组代表外部环境。因此, 产出 Y 和两个物质投入变量 L 和 K 构成生产过程的核心, 这一过程的效率受到内外部环境这两组变量的影响。整个生产过程如图 1 所示。

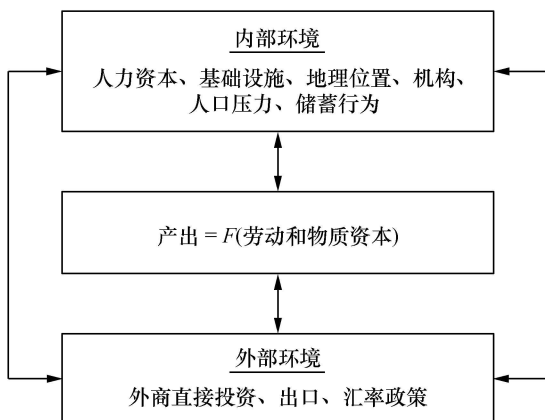


图 1 考虑内外部环境的生产过程

构成内部环境的变量包含人力资本、基础设施、地理位置、机构、人口增长和储蓄行为。构成外部环境的变量包括出口、外商直接投资和汇率。后一部分变量是本文研究的重点。但是, 为了取得一致的估计值, 下面扩展了的生产方程将包含所有变量, 即从主要物质投入到内部和外部环境变量。

根据这一扩展定义, 方程(1)中的 A 可以用以下函数表示

$$A = F(\text{人力资本, 交通, 地理位置, 汇率, 出口, 外商直接投资}). \quad (2)$$

合并(1)和(2)并取对数, 扩张了的 Cobb-Douglas 生产函数如方程(3)所示。

$$\begin{aligned} \ln(\text{GDP})_i &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{labour})_i + \alpha_2 \ln(\text{capital})_i + \alpha_3 \ln(\text{human capital})_i \\ &+ \alpha_4 \ln(\text{exchange})_i + \alpha_5 \ln(\text{FDI})_i + \alpha_6 \ln(\text{export})_i \\ &+ \alpha_7 \ln(\text{transport})_i + \alpha_8 (\text{east}) + \alpha_9 \text{D9295} + \alpha_{10} (\text{time}) + v_i, \end{aligned} \quad (3)$$

其中 i 和 t 代表省份 i ($i = 1, 2, \dots, 28$) 在 t 年 ($t = 1978, 1979, \dots, 2000$)。GDP 是国内生产总值, east 是地理位置虚拟变量, 代表位于中国最繁荣的沿海地区的省份。D9295 是一个时间变量, 在 1992 至 1995 年时取值为 1, 这一阶段是在著名的邓小平视察南方之后, 产出、出口和外商直接投资迎来了超常规的增长。time 是一个时间趋势变量用以捕捉希克斯中性技术进步的效应。

我们的主要假设是出口和外商直接投资对因变量都有正效应。假设的成立依赖于对两个变量系数的显著性和正值的统计检验。除了这两个变量, 人力资本、交通、时间和地理位置虚拟变量的系数都被期待呈正值。

残差项 (v_{it}) 被假设为一个随机白噪声。所有变量以 1990 年恒定价格计算。价格指数细化到省份。所有数据取自官方统计数据 (国家统计局, 1996; 国家统计局, 1997—2002), 除了物质资本存量通过下面讨论的一种特殊方法求得。

对人力资本变量的定义比较困难。大多数的实证研究近似地使用适龄人口中中学入学率 (Islam, 1995)。但是本项研究发现中学入学率数据和模型不匹配, 所以我们怀疑各省份之间教育水平的长期差异主要体现在高等教育入学学生人数上 [Fleisher and Chen (1997) 使用大学毕业生/人口比率作为人力资本的近似值]。因此, 高等教育入学学生人数和中学入学人数的比率就被用来代表人力资本的变化。这一比率体现的是中学学生能继续高等教育的可能性。高等教育的快速发展反应了中国在数据调查期的高速增长。另外, 高等教育的变化体现了各个省份经济活动的不同。

出口和外商直接投资的数值在官方统计数据中以美元计算, 因此许多作者没有将当前的价格折算成基准年份的价格 (如 Liu 等, 1997; Liu, 2000)。进行恰当的折算非常重要。折算系数可以是美国消费者价格指数。因此我们以美国 1990 年的消费者价格指数对按当前价格计算的出口和外商直接投资的数值进行折算。折算的数值通过乘以 1990 年的官方汇率 ($\$1 = \text{RMB}4.784$) 被转化成人民币。在回归分析中, 是否将美元数值转化为人民币并不重要, 因为所有的数值都将取对数。但是因为模型中的其他变量都是用人民币衡量, 这两个变量也用人民币表示就比较合适了。

我们采用真实汇率。这个变量随时间而不随地点变化, 因为对所有省份而言汇率都是一样的。理想情况下真实汇率的计算应该使用人民币与中国主要贸易伙伴的汇率和这些国家的价格指数。但是, 因为人民币与美元汇率变动相似 (尽管人民币并不完全钉住美元), 所以我们只使用人民币兑美元汇率和美国物价指数来计算真实汇率。

交通用每 1000 平方公里相对应的铁路、公路和水路的里程来衡量。就里程而言, 公路是最主要的交通方式。全国铁路、公路和水路长度的比率是 1.00 : 16.84 : 1.90。衡量交通状况的最简单方法是将这三种交通方式的总里

程数加总(如 Liu *et al.*, 1997; Fleisher and Chen, 1997)。但是铁路每英里的运输能力和公路及水路每英里的运输能力是不一样的。因此,我们有必要将铁路和水路的英里数转化为相应的标准公路里程数。转化的比率由这三种交通方式每英里的运输量决定。就全国而言,转化比率为 4.27 : 1.00 : 1.06。换句话说,我们将铁路里程乘以 4.27,水路里程乘以 1.06,从而将它们转为相应的标准公路里程。这一转化方法并非完美,因为每一种运输方式的运输能力在各个省是不同的。但是这样转化的误差是比较小的,因为公路运输在交通运输总量中占据主导地位。一种修正转化误差的方法是构建交通长度变量。这个可以通过用下面将要讨论的 DPD(动态面板数据)估计来实现。

最后,资本存量的计算参照方程(4)。

$$K_{i+1} = (1 - \delta)K_i + \frac{I_{i+1}}{p_i^K}, \quad (4)$$

其中 K 是物质资本存量, I 代表投资, p^k 是投资的价格系数,下标为省(i)和年份(t)。 δ 为资本存量折旧率。为了计算时间序列的资本存量,我们必须知道最初的资本存量和平均资本折旧率。这两个值都是未知的,所以我们要进行合理的假设。第一个假设是各个省的资本存量初始值为最初国内生产总值水平的两倍,也就是说,各省 1978 年的资本存量是该省 1978 年国内生产总值水平的两倍。这一假设意味着 1978 的资本份额为 50%。这一份额近似于资本产出系数。由于中国经济并非资本密集型的,资本产出系数为 0.5 并非不合理。对于资本系数可以有不同假设,但它对最后回归结果的影响甚小,因为最初的资本存量与以后各期的投资相比小很多。第二个假设是平均资本存量折旧率为 7.5%。这个数值是随意选取的,但是它意味着资本设备的平均使用年限为 13.3 年,这和政府推荐的设备使用年限相近。最后,资本存量的价格指数并不存在,因而我们用国内生产总值减缩指数对投资进行折旧。

如果用最小二乘法(OLS)估计方程(3)会有两个统计上的问题。我们所关心的出口和外商直接投资变量有可能与总产出之间互相依赖。也就是说,出口和外商直接投资引起产出增长,而后者也会导致前两者增长。在方程(3)右边的其他变量同样有类似的问题,但由于我们主要关心出口和外商直接投资,因此主要考虑这两个变量的内生性问题。理论上,这一内生变量问题可以通过建立联立方程组来解决。在操作中,对于出口和外商直接投资各有一个独立的方程。通过几次试验,我们找到了对于这两个变量最优的方程并将在下文讨论。

出口是由国内生产总值和真实汇率决定的。国内生产总值代表市场规模,真实汇率代表加总的中国出口产品价格。其他影响出口的因素有很多(如国外需求),但是这些因素可以用一个被解释变量的滞后项来代表。引入被解释变量的滞后项还解决了模型中存在着的序列相关问题(接下去将详细讨论)。

针对东部地区的地理位置虚拟变量和针对 1992 至 1995 年高速增长时期的时间虚拟变量也包含在回归方程中。具体模型表述见方程(5)。

$$\ln(\text{export})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{GDP})_{it} + \beta_2 \ln(\text{exchange})_{it} + \beta_3 (\text{east}) + \beta_4 \text{D9295} + \beta_5 \ln(\text{export})_{it-1} + e_{it}. \quad (5)$$

在方程(3)的相关内容中我们已对这些变量和所需的数据作了解释。

对外商直接投资的基本解释变量为国内生产总值、有效工资、真实汇率、交通和人力资本。国内生产总值代表市场规模，是对外商直接投资的一个需求因素。有效工资是根据劳动生产率修正过的劳动力成本。真实汇率是一个价格因素。交通和人力资源反映了对外商直接投资的吸收能力。东部地区和高速增长时期虚拟变量也包括在方程中。被解释变量的落后项加入方程以解决序列相关问题并用来反映那些未被列入模型的变量可能产生的影响。具体模型如方程(6)所示。

$$\begin{aligned} \ln(\text{FDI})_{it} = & \theta_0 + \theta_1 \ln(\text{GDP})_{it} + \theta_2 \ln(\text{wages})_{it} + \theta_3 \ln(\text{exchange})_{it} \\ & + \theta_4 \ln(\text{transport})_{it} + \theta_5 \ln(\text{human capital})_{it} + \theta_6 (\text{east}) \\ & + \theta_7 \text{D9295} + \theta_8 \ln(\text{FDI})_{it-1} + e_{it}. \end{aligned} \quad (6)$$

所有针对外商直接投资、国内生产总值、汇率、交通、人力资本和两个虚拟变量的定义与数据都与方程(3)一致。工资变量是有效工资率，它是各省各年实际工资除以实际人均国内生产总值所得的比率。实际工资是以当前价格计算的工资除以各省消费者价格指数。

我们预计所有的解释变量除了工资以外都对外商直接投资有正面的效应。工资变量对外商直接投资的效应很难判断。一方面，工资反映了生产的成本，因此对外商直接投资有负面的影响；另一方面，工资反映了劳动力质量，因此对外商直接投资有正面影响。这就是为什么实际工资必须除以劳动生产率（这一比率被称为有效工资）。工资的净效应将取决于反映生产成本的负效应和体现劳动生产率的正效应之间的相互作用。

三、中国经济背景

中国经济改革前，进口替代和严格的价格管制是中国发展战略的两大特征。举个例子，在 1978 年经济改革启动 6 年后，到 1984 年外商直接投资仍很少。在这 6 年间，每年平均利用外商直接投资只有 4 亿美元。此后逐年增加，至 1991 年达到 44 亿美元。在 1992 年邓小平视察南方之后，总流入一跃至 110 亿美元，1993 年更是达到 275 亿美元，接下去 1995 年达到 375 亿美元，2001 年 469 亿美元（见表 1）。

表1 中国外商直接投资和出口结构, 1978—2001年

年份	实际外商直接投资 (\$10亿)	总出口(\$10亿)	外商直接投资企业出口 占总出口百分比	制造业出口占总 出口百分比
1980	0.4*	18.2	0.0	49.7
1985	1.7	27.4	1.1	49.4
1986	2.0	30.9	1.6	63.6
1987	2.4	39.4	3.0	66.5
1988	2.8	47.5	5.2	69.7
1989	3.1	52.5	8.3	71.3
1990	3.5	62.1	12.5	74.4
1991	4.4	71.8	16.8	77.5
1992	11.0	85.0	20.4	79.9
1993	27.5	91.8	27.5	81.8
1994	33.8	121.0	28.7	83.7
1995	37.5	148.8	31.7	85.6
1996	41.7	151.1	40.7	85.5
1997	45.3	182.7	41.0	86.9
1998	45.5	183.7	44.1	88.8
1999	40.3	194.9	45.5	89.8
2000	40.7	249.2	47.9	89.9
2001	46.9	266.2	49.0	90.2

注:表中和本文中外商直接投资指的是经济各部门实际利用了的外商直接投资。它不包括对外借款、国外对证券市场资、国际租赁、补偿贸易和加工及组装。1980年数据是1978—1984年数据的平均值。

资料来源:外商直接投资,国家统计局(2001和2002)。出口,国家统计局,(2002),612页;Lardy (1995),表格1,6,7;Pomfred (1997),表格2,3。外商直接投资企业出口占比,国家统计局,(1999),593页,国家统计局(2002),628页,1996—2001;其他年份数据来自Lardy (1995)和Pomfred (1997)。制造业出口占比,国家统计局,(2002),613页,Lardy (1995)和Pomfred (1997)。

外商直接投资高度集中于东部沿海几个省份(广东、上海、天津、福建、山东、江苏、浙江、海南、辽宁和河北)。以1995年为例,东部地区占了外商直接投资的88%以上,仅广东就占27%。外商直接投资的地区性倾向的一个重要原因是,早期改革的重点是1980年开放广东和福建的四个经济特区,1984年开放14个沿海城市,1988年的海南岛和1991年的上海浦东新区。当然选择沿海城市作为开放区是有根本原因的。与内陆地区相比,沿海地区有更好的农业和工业基础、更有效率的交通体系、更优的环境和人力资源,更为重要的是毗邻中国内地最大的投资者中国香港。²

中国对海外投资者开放市场的战略与鼓励出口的方针同时展开,并得以加强。就在经济改革开始之后,中国强调外商投资企业(外商独资企业、合资企业和合资企业)必须将大部分产品出口。结果许多外商投资企业在经济特区、沿海开放城市和海南岛致力于出口加工和制造业。这一投资政策效果

² 从1984到1985年,香港地区和澳门地区占中国累计外商直接投资的54.31%,日本8.2%,台湾地区7.82%,美国8.0%,新加坡3.81%,韩国2.85%和英国2.34%(国家统计局,1984—1998)。

甚佳。第一，总出口一下子从 1980 年的 182 亿美元上升到 1990 年的 621 亿美元，2000 年的 2492 亿美元，在 20 年里翻了 13.7 倍。中国国际贸易排名从 1978 年的第 23 位升至 2000 年的第 7 位 (Nolan and Wang, 2000)。到 2002 年，中国成为世界第五大出口国。2003 年的第一季度，中国贸易总额达到 2439 亿美元，比 2002 年同期增长了 33.5% (《人民日报》，2003)。第二，制造业出口占比由 1980 年的 50% 上升至 2000 年的 90%。中国制造业出口的迅速增长和出口结构的调整与 20 世纪 60 年代和 70 年代的韩国，80 年代和 90 年代早期的马来西亚和泰国相仿 (世界银行)。第三，外商投资企业是中国出口的一个重要推动力。在 80 年代前半期它们的出口可以忽略，但是到了 1990 年，它们的出口占比达到 12.5%，2001 年更升至 49% (见表 1)。

尽管中国吸引外商直接投资和促进出口的成功可以用很多因素解释，我们注意到外汇市场的渐进改革起到了至关重要的作用。没有人民币的贬值，中国就没有办法吸引那些需要频繁买卖外汇的外商。在 20 世纪 80 年代早期官方汇率大幅低于黑市汇率时，海外投资者对投资中国没有多少兴趣。

20 世纪 80 年代末期中国建立了几个外汇调剂市场以促进外汇的重新配置和维护双重汇率机制。外汇调剂市场是允许投资者将外汇以高于官方汇率的比价兑换成人民币的官方渠道。这是政府为吸引外资和鼓励出口提供激励措施的至关重要的第一步。在 90 年代早期，因外汇储备迅速增加，双重汇率机制和外汇调剂市场在 1994 年 1 月被废除。至此，人民币已逐步贬值至市场均衡水平 (Chou and Shih, 1998)。官方汇率从 1978 年的 1 美元换 1.68 元人民币跌至 2000 年的 1 美元兑换 8.278 元人民币，跌幅达 400%。用美国和中国的物价指数调整，这一时期美元兑人民币汇率上升超过 200% (见表 2)。

表 2 人民币兑美元的名义(官方)和真实汇率

年份	名义汇率 Yuan/\$	中国消费者价格指数(CPI) 1990=100	美国消费者价格指数(CPI) 1990=100	真实汇率 Yuan/\$
1978	1.680	47.3	49.9	1.774
1979	1.550	48.2	55.5	1.786
1980	1.500	51.1	63.0	1.851
1981	1.705	52.3	69.5	2.267
1982	1.893	53.3	73.8	2.622
1983	1.976	54.1	76.2	2.783
1984	2.327	55.6	79.5	3.326
1985	2.937	60.5	82.3	3.994
1986	3.453	64.5	83.9	4.496
1987	3.722	69.2	87.0	4.680
1988	3.722	82.2	90.5	4.098
1989	3.766	97.0	94.9	3.684
1990	4.784	100.0	100.0	4.784
1991	5.323	103.4	104.3	5.369

(续表)

年份	名义汇率	中国消费者价格指数(CPI)	美国消费者价格指数(CPI)	真实汇率
	Yuan/\$	1990=100	1990=100	Yuan/\$
1992	5.515	110.0	107.4	5.386
1993	5.762	126.2	110.6	5.053
1994	8.619	156.5	113.5	6.247
1995	8.351	183.3	116.7	5.316
1996	8.314	198.5	120.1	5.032
1997	8.290	204.1	122.8	4.989
1998	8.279	202.4	124.7	5.101
1999	8.278	199.6	127.5	5.287
2000	8.278	200.4	131.8	5.444
2001	8.277	201.8	135.5	5.558

注: $RE_t = OE_t (CPI_{US}/CPI_{China})$, RE 和 OE 各自表示实际和官方汇率, CPI 是消费者价格指数以 1990 年为基准。中国 1978—1985 的 CPI 数据由总体零售价格指数推得因为在这段时间中国没有官方的 CPI 数据。

资料来源:中国 CPI , 国家统计局(1997), 267 页; 国家统计局(2002), 295 页。美国 CPI , 商务部(1980—2002), 可以从 Datastream 获得。官方汇率, 国家统计局(1996), 国家统计局(2002), 612 页。

四、实证研究

(一) 面板单位根检验和 DPD 估计技术

对第二部分的方程(3)、(5)、(6)用最小二乘法进行估计也许会产生可疑的结果, 因为模型中的变量可能并不稳定。为了检验这些变量是否稳定, 我们使用 Pedroni (1999) 发明的面板单位根检验技术。

用于面板协整测试的一般回归模型如方程(7)所示。

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \sum_{j=1}^M \beta_{ij} x_{ij,t} + e_{i,t},$$

$$\text{for } t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, M. \quad (7)$$

其中左边的变量代表方程(3)、(5)、(6)中任一左边的变量, 也就是国内生产总值、出口和外商直接投资。右边的变量代表这三个方程所有右边的变量。 $T=23$, 指面板数据中的年数, $N=28$, 是面板数据中的省份数。 M 的值根据三个方程具体而定。检测是否存在协整向量等同于检测估计的残差项 $e_{i,t}$ 是否稳定。这是通过检验辅助方程(8)中是否 $\hat{\gamma}_i < 1$ 来完成的。

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + v_{i,t}. \quad (8)$$

如果方程(7)左边的变量不在其中, 方程(8)则变为检验 y 是否存在单位根。因此, 这一步骤既可以用来检验面板数据的单位根, 也可以用来作协整测试(详见 Petroni, 1999)。

Pedroni 提供了四个标准化的、正态分布的统计指标作左尾测试。如果得到小于 -1.96 的负值则拒绝这个变量有单位根的假设。对模型中所有变量的测试结果显示在表 3 中。

表 3 对所有变量的分别面板单位根测试 (28 个省 23 年)

	Levin-Lin ρ	Levin-Lin $t-\rho$	Levin-Lin ADF	IPS ADF
资本资产	5.33	7.86	5.11	7.28
人力资本	-2.36	-4.93	-0.67	-0.13
有效工资	0.67	2.31	1.54	0.71
就业	2.17	1.38	3.39	3.72
出口	2.36	3.41	3.84	4.46
外商直接投资	0.61	1.52	1.39	-1.37
国内生产总值	4.00	5.23	6.41	8.62
交通	3.48	5.04	5.62	6.49
工资	3.25	4.21	4.12	5.54
汇率	1.82	2.13	2.28	3.09

注：人力资本=相对中学毕业生的高校录取比率。因为是左尾测试，所以小于关键值 -1.96 就可以在显著性 5% 的水平上拒绝没有单位根的假设。

除了人力资本，其他所有变量都呈非稳定性。所有变量的一阶差都是稳定的（限于篇幅，本文未将检测结果列出）。这意味着所有变量都是 $I(1)$ 。因此，我们有可能建立一个使用层面数据的模型，尽管因变量和解释变量的关系还须经过协整测试。我们用异质面板数据和多个回归变量对三个模型进行了协整测试。测试结果如表 4 所示。因为统计指标都呈较大负值，所以以外商直接投资和出口为因变量的方程都存在协整关系。因此不存在协整关系的假设被严格否定了。对于国内生产总值方程而言，有三个统计指标给出的答案不明显，但是有两个指标（group- ρ 和 group-ADF）显示模型存在较强协整关系。

尽管有证据显示三个模型都存在协整关系，使用最小二乘法去估算仍然会产生一些计量经济学的问题。首先，三个方程可能相互关联，理想情况下最好用联立方程组估计。其次，方程(3)用最小二乘法还存在内生性问题，因为某些解释变量（出口、资本存量、劳动力和人力资本）不大可能是外生的。

表 4 异质面板数据和多个回归变量的协整测试

	方程 A(1)国内生产总值	方程 A(4)外商直接投资	方程 A(3)出口
Panel-pp	0.44	-6.78	-5.35
Panel-ADF	-1.28	-4.80	-6.39
Group- ρ	-5.03	-3.18	-1.98
Group-pp	0.61	-7.20	-5.39
Group-ADF	-3.32	-12.31	-8.25

注：因为是左尾测试，所以小于关键值 -1.96 就可以在显著性 5% 的水平上拒绝没有协整关系的假设。

为避免可疑回归,我们使用 Arellano and Bond (1998) 提出的 DPD (动态面板数据估计) 方法和工具变量将模型放置于动态系统中进行估计。这样就克服了不稳定性问题。对于不稳定的变量,我们用它们的一阶差分形式对模型进行估计。这样也解决了内生性问题,如果方程右边有内生变量的话。这个问题主要是通过使用工具变量来替代内生变量来克服的。另外,诊断性检验将显示模型是否存在序列相关问题。如果存在序列相关,滞后变量将被加入模型进行估计。

在实际估计国内生产总值方程时,外国投资、资本和出口都被看作内生变量,它们的滞后值($t-2, t-3$)被当作工具变量用于一阶差分方程,而滞后值($t-1$)用于原值方程。由于数据限制,其他右边的变量不能用同样的方法来处理。因此,劳动力、人力资本、真实汇率和交通都被看作是外生变量。但是为了克服多重共线性问题,这些变量都被处理成了工具变量。再有,出口和外商直接投资方程显示具有序列相关问题。因此有必要在这些模型中加入被解释变量的滞后变量。 M_1 和 M_2 测试(如下所示)显示回归结果证明了所定义的模型存在长期的协整关系。

(二) 结果和解释

表 5 罗列了用 DPD 方法估计的 GMM 结果。 M_1 和 M_2 是对一阶和二阶序列相关的正态分布测试(参见 Arellano and Bond, 1998)。在国内生产总值方程中即使不加入被解释变量的滞后变量也不存在序列相关。在外商直接投资和出口方程中,加入被解释变量的滞后变量后序列相关被去除了。测试结果不能否定国内生产总值方程中工具变量的有效性。Sargan 是工具变量有效性检验的 p 值。共同有效性的 p 值由 Wald 检验给出。

实证结果来自一步预测,并得到检测数据的有力支持。拟合优度系数(R^2)显示在所有回归方程中,因变量超过 90% 的变动可以由解释变量来解释。在国内生产总值方程中, t 检验显示劳动力、物质资本、人力资本、真实汇率、出口、时间趋势等变量和 1992 至 1995 的时间虚拟变量的估计系数都在 5% 水平以下显著。外商直接投资和交通的估计系数仅在 10% 的水平显著。在外商直接投资方程中,国内生产总值、真实汇率、两个虚拟变量和被解释变量的滞后变量的估计系数都在 5% 水平以下显著。人力资本和工资的估计系数不显著,但符号与预计的一致。

表 5 1978—2000 年 28 个中国省份的回归结果

国内生产总值			出口			外商直接投资		
$X's$	$\beta's$	t -value	$X's$	$\beta's$	t -value	$X's$	$\beta's$	t -value
常数	-17.50	-1.75	常数	-0.781	-3.11	常数	-3.044	-4.05
劳动力	0.408	12.10	国内产值	0.187	4.83	国内产值	0.165	2.31
资本	0.470	8.75	汇率	0.141	1.95	工资	0.114	0.96
人力资本	0.051	2.36	东部	0.281	3.15	汇率	0.626	2.73
汇率	0.102	6.76	D9295	0.216	3.45	交通	0.151	1.66
外商投资	0.006	1.69	出口(-1)	0.793	13.19	人力资本	0.041	0.51
出口	0.111	10.29				东部	0.370	3.57
交通	0.039	1.78				D9295	0.629	4.96
东部	0.030	0.49				出口(-1)	0.798	16.83
D9295	0.019	2.61						
时间趋势	0.011	2.01						
测试数据			测试数据			测试数据		
R^2		0.96	R^2		0.94	R^2		0.91
Wald		$p=0.00$	Wald		$p=0.00$	Wald		$p=0.00$
Sargan		$p=0.88$	Sargan		N. A.	Sargan		N. A.
M_1	-1.56	$p=0.12$	M_1	-1.295	$p=0.18$	M_1	-0.898	0.33
M_2	-0.86	$p=0.39$	M_2	0.718	$p=0.46$	M_2	-0.819	0.48

注：所有变量都取自然对数。1990 年的价格用来衡量变量值。由于没有 1978 到 1983 年各省份外商直接投资的数据，针对外商直接投资的回归方程限于 1984—2000 年这段时间。

资料来源：国家统计局(1996)。国家统计局，1997—2002。

回归结果显示除了资本和劳动力，所有的内外部变量对国内生产总值都有显著影响。就外部因素而言，出口和真实汇率对经济总值的影响要比外商直接投资强得多。出口的产出系数超过 0.11，汇率的产出系数为 0.10，而外商直接投资的产出系数还不到 0.01。就内部因素而言，人力资本比交通和地理位置更重要。人力资本的产出系数为 0.051。东部地区效应并不显著。这可能是因为地区之间生产率的差异已经被内外部变量的变动充分解释了。时间趋势变量的估计系数表明希克斯中性技术进步为每年 1.1%。这反映了在这一数据期间中国经历了无省份差别的宏观生产率提高。

出口方程包含国内生产总值、真实汇率、地理位置、因变量的滞后变量和 1992—1995 年的虚拟时间变量。所有的解释变量都在 5% 的水平显著。参照国内生产总值方程的回归结果，出口和国内生产总值是明显相互关联的。国内生产总值对于出口的产出系数是 0.903，意味着在其他条件不变的情况下国内生产总值增长 10% 将导致出口 9.03% 的增长。³ 真实汇率是影响出口的另一个重要因素。换句话说，如果没有外汇市场改革，中国的出口优势将大大

³ 出口和外商直接投资被定义为部分修正模型。估计的系数为短期弹性。长期弹性可以通过短期弹性除以 $(1 - \text{因变量滞后变量的估计系数})$ 求得。举个例子，如果国内生产总值对于出口的短期弹性为 0.187，因变量滞后变量的估计系数为 0.793，那么国内生产总值对于出口的长期弹性为 $0.187 / (1 - 0.793) = 0.903$ 。

减少⁴。尽管地理位置在国内生产总值方程中不显著,但与出口显著相关。这表明即使在其他因素不变情况下,东部沿海地区比内陆省份更以出口为导向。

外商直接投资被定义为国内生产总值、实际工资(根据生产率修正的名义工资)、真实汇率、交通、人力资本、地理位置和因变量的滞后变量的方程。方程也包含1992到1995的时间虚拟变量。如同出口一样,外商直接投资水平主要由国内生产总值决定,长期弹性为0.817。时间汇率对外商直接投资也起着重要作用。地理位置变量显著表明东部地区比其他地区更成功地吸引外商直接投资。人力资本和工资对外商直接投资的效应均为正但不显著,这表明在这一时间区间各省份的工资差异不是海外投资者重要的考虑因素。事实上,工资的差异也许仅仅反映了劳动力质量的不同。

图2说明了国内生产总值、出口、外商直接投资、外生变量和真实汇率之间的数量关系。在这一模型中,真实汇率被看作是外生变量。分析结果显示真实汇率对三个内生变量国内生产总值、出口、外商直接投资都有显著的规模性的效应。这也说明在数据期间,人民币兑美元向均衡汇率的逐渐贬值是中国成功吸引外资、推动出口、促进经济增长的最主要因素。

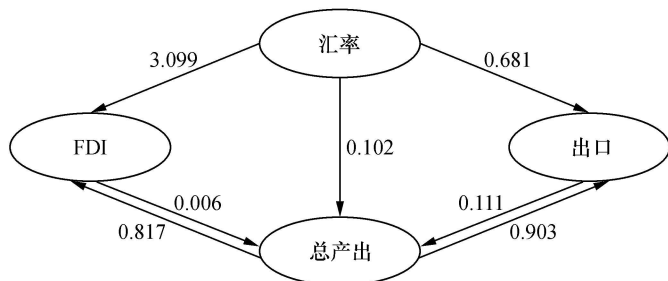


图2 中国产出、出口和外商直接投资的互动

注:以上数值都为长期弹性。箭头表示影响的方向。

资料来源:见表5。

外商直接投资和出口与国内生产总值存在互动的关系。它们促进了国内生产总值的增长,反过来国内生产总值为外商直接投资和出口的增长提供了良好的基础。这种三个经济变量之间的互动构成了开放和经济增长的良性循环:越开放经济越增长。

五、结 论

在过去四分之一世纪里,中国经济发展的奇迹在学术圈里受到了极大

⁴ 在 Brada *et al.* (1993) 的相关研究中显示人民币贬值(真实汇率变化)对中国的贸易收支有着正面影响。

的关注。学者们用不同的方法去解释中国为什么在这样长的一个时期里一直做得这么好。本文重点研究了中国政府采用的两个发展战略。一个是用推动出口战略取代了自力更生和进口替代战略。另一个是通过吸引和使用外商直接投资，吸收国外的先进技术和学习国际商业管理实践。

本文使用了有关中国经济的最全的数据资料，包括 28 个省级行政区 23 年的数据。这个数据库提供了最丰富的信息用以揭示中国经济成功的根本原因。因为所研究的模型是相互关联的，并且变量都是不稳定的，所以本文利用了最新的计量经济学技术，如面板单位根和协整检验、DPD 方法中的 GMM 估计，推导出用传统最小二乘法（OLS）无法得出的结果。我们也尝试了最小二乘法，但因为数据存在严重的计量问题，所以结果非常不令人满意。GMM 的估算值与理论上的预测一致，所以提供了最好的回归结果。

本文的一个主要结论是出口和外商直接投资对中国经济的成功至关重要。出口和外商直接投资的稳步增长是由中国领导层在经济改革中采用全国性的开放政策造成的。中国的开放政策是渐进式的，就像中国国内的改革一样。第一步是人民币贬值。第二步是吸引外商直接投资。这两步为快速的出口增长奠定了基础。而出口的快速增长使中国经济能够吸收更多的外商直接投资并保持稳定和良好（没有扭曲）的外汇市场。推动出口、外商直接投资和稳定的外汇市场是开放的三个重要的元素，为高速稳定的经济增长创造了良好的外部环境。

尽管中国在经济增长方面很成功，但也有着很多不足之处，包括低效率和国有企业亏损、资不抵债的金融机构、腐败和裙带资本、不均衡的地区发展、环境的退化以及不断加大的收入差异。虽然这些问题不是本文的研究内容，但是在综合考察中国宏观经济情况的时候却必须注意，因为这些因素会大大地影响中国保持经济高速增长和防止严重经济衰退的能力。中国从 1997 年至 1998 年亚洲金融危机中吸取的经验和教训对将来的发展是有益的。其中一个教训就是金融开放的时机和规模需要审慎定夺。中国于 2001 年 12 月加入世界贸易组织意味着中国将比以前更为开放。真正的挑战是针对我国经济中那些薄弱的行业，如：银行、保险、资本和技术密集的制造业以及农业。如果中国将所有的行业都开放进行国际竞争，这将是危险的，因为中国无法处理国际资本主义经济周期中不景气所带来的冲击。某些行业会因为无利润而导致大量的企业关闭，从而造成工人失业。股票市场和各金融部门不得不去顶住巨额的资本流动和国际金融投机。

然而中国必须面对这样的挑战。开放可以促进经济增长也可能带来无法预料的风险。经济成功发展过去依赖于今后也将依赖于我国利用开放政策去刺激经济增长和管理相应风险的能力。中国经济在过去 25 年里已成功地做到了这一点。

亚洲经济危机爆发时,人们对亚洲的经济发展模式都很悲观并对中国保持持续经济增长的能力表示关注。经济危机两年以后,中国和亚洲所有新兴国家的经济指标显示这些经济体都很好地处理了危机。在亚洲危机时期,中国经济增速放缓,进出口和外商直接投资连续6个季度下降。然而中国本身并没有经历危机。在危机发生时和发生后,中国经济都表现良好。这就意味着包括国际贸易自由化和资本自由流动的开放政策在过去非常成功,并将继续帮助中国在今后保持可持续发展。

亚洲危机之后,中国继续执行开放政策。自1999年下半年起,出口和进口都增长迅速。到2000年底,中国成为世界上第九大贸易国(人民日报,2000a)。加入世贸组织后,贸易额平均每年增长30%以上。最新统计数据表明2006年的进出口总额达到1.8万亿美元,中国成为世界上第三大贸易国。另外,中国仍然是世界上最大的外商直接投资接收国。持续的开放政策还为中国带来令人瞩目的经济增长。从1996到2000年,国内生产总值年增长率为8.3%(人民日报,2000b)。到2000年,国内生产总值首次超过1万亿美元(人民日报,2001)。在21世纪的前几年里,中国以平均年增长率超过10%的速度保持着高速增长。在2006年我国国内生产总值达到2.56万亿美元,成为世界第四大经济体(人民日报,2007)。

参考文献

- [1] Arellano, M., and R. Bond, "Dynamic panel data estimation using DPD98 for Gauss", mimeo, Institute for Fiscal Studies, London, 1998.
- [2] Balassa, B., "The Interaction of Factor and Product Market Distortions in Developing Countries", *World Development*, 1988, 16 (4), 449—463.
- [3] Barbosa, N., P. Guimaraes, and D. Woodward, "Foreign Firm Entry in An Open Economy: The Case of Portugal", *Applied Economics*, 2004, 36(5), 465—472.
- [4] Blomstrom, M., and F. Sjöholm, "Technology Transfer and Spillovers: Does Local Participation with Multinationals Matter?" *European Economic Review*, 1999, 43 (4—6), 915—923.
- [5] Brada, J., A. Kutan, and S. Zhou, "China's Exchange Rate and the Balance of Trade", *Economics of Planning*, 1993, 26(3), 229—242.
- [6] Brainard, L., "A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with A Trade-off between Proximity and Concentration", NBER Working Paper, No. 4269, 1993.
- [7] Brohman, J., "Postwar Development in the Asian NICs: Does the Neoliberal Model Fit Reality?" *Economic Geography*, 1996, 72(2), 107—130.
- [8] Caves, R., "Multinational Firms, Competition and Productivity in Host-country Markets", *Economica*, 1974, 41(162), 176—193.

- [9] Caves, R., *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- [10] Chakraborty, C. and P. Basu, "Foreign Direct Investment and Growth in India: A Cointegration Approach", *Applied Economics*, 2002, 34(9), 1061—1073.
- [11] Chen, C., L. Chang, and Y. Zhang, "The Role of Foreign Direct Investment in China's Post-1978 Economic Development", *World Development*, 1995, 23(4), 691—703.
- [12] Choi, C., "Foreign Direct Investment and Income Convergence", *Applied Economics*, 2004, 36(10), 1045—1049.
- [13] Chou, W., and Y. Shih, "The Equilibrium Exchange Rate of the Chinese Renminbi", *Journal of Comparative Economics*, 1998, 26(1), 165—174.
- [14] Chuang, Y., and P. Hsu, "FDI, Trade, and Spillover Efficiency: Evidence from China's Manufacturing Sector", *Applied Economics*, 2004, 36(10), 1103—1115.
- [15] Deichmann, J., S. Karidis, and S. Sayek, "Foreign Direct Investment in Turkey: Regional Determinants", *Applied Economics*, 2003, 35(16), 1767—1778.
- [16] Ding, J., "China's Foreign Exchange Black Market and Exchange Flight: Analysis of Exchange Rate Policy", *Developing Economics*, 1998, 36(1), 24—44.
- [17] Dowling, P., "Asia's Economic Miracle: A Historical Perspective", *Australian Economic Review*, 1997, 30 (1), 113—123.
- [18] Dunning, J., *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Reading, MA: Addison-Wesley, 1993.
- [19] Ethier, W., and J. Markusen, "Multinational Firms, Technology Diffusion and Trade", *Journal of International Economics*, 1996, 41(1—2), 1—28.
- [20] Filippaios, F., M. Papanastassiou, and R. Pearce, "The Evolution of US Outward Foreign Direct Investment in the Pacific Rim: A Cross-time and Country Analysis", *Applied Economics*, 2003, 35(16), 1779—1787.
- [21] Fleisher, B., and J. Chen, "The Coast-Noncoast Income Gap, Productivity, and Regional Economic Policy in China", *Journal of Comparative Economics*, 1997, 25(2), 220—236.
- [22] Globerman, S., "Foreign Direct Investment and 'Spillover' Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries", *Canadian Journal of Economics*, 1979, 12(1), 42—56.
- [23] Greenaway, D., "Does Trade Liberalisation Promote Economic Development?" *Scottish Journal of Political Economy*, 1998, 45(5), 491—511.
- [24] Grossman, G., and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1995.
- [25] Groves, T., Y. Hong, J. McMillan, and B. Naughton, "Autonomy and Incentives in Chinese State Enterprises", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(1), 183—209.
- [26] 国家统计局,《中国地区经济:改革开放 17 年概要》,北京:中国统计出版社,1996 年。
- [27] 国家统计局,历年《中国统计年鉴》,北京:中国统计出版社,1997—2002 年。
- [28] Harrold, P., "China: Foreign Trade Reform: Now for the Hard Part", *Oxford Review of Economic Policy*, 1995, 11(4), 133—146.

- [29] Hay, D., D. Morris, S. Liu, and S. Yao, *Economic Reform and State-Owned Enterprises in China 1979—1987*. Oxford: Oxford University Press, 1994.
- [30] Hay, D., and S. Yao, “Determinants of Productive Efficiency in Chinese State-owned Manufacturing Enterprises”, Discussion Paper, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1990.
- [31] Hymer, S., *The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1976.
- [32] Islam, N., “Growth Empirics: A Panel Data Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(4), 1127—1170.
- [33] Janicki, H., and P. Wunnava, “Determinants of Foreign Direct Investment: Empirical Evidence from EU Accession Candidates”, *Applied Economics*, 2004, 36(5), 505—509.
- [34] Jensen, N., “Economic Reform, State Capture, and International Investment in Transition Economies”, *Journal of International Development*, 2002, 14(7), 973—977.
- [35] Lardy, N., “The Role of Foreign Direct Investment in China’s Economic Transformation”, *China Quarterly*, 1995, 144, 1065—1082.
- [36] Liu, X., “Comparative Productivity of Foreign and Local Firms in Chinese Industry”, *27th UK Chapter AIB Conference proceedings*, 2000, 2, 115—136.
- [37] Liu, X., P. Burridge, and P. Sinclair, “Relationships between Economic Growth, Foreign Direct Investment and Trade: Evidence from China”, *Applied Economics*, 2002, 34(11), 1433—1440.
- [38] Liu, X., H. Song, Y. Wei, and P. Romilly, “Country Characteristics and Foreign Direct Investment in China: A Panel Data Analysis”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1997, 133 (2), 311—329.
- [39] Love, J., “Technology Sourcing versus Technology Exploitation: An Analysis of US Foreign Investment Flows”, *Applied Economics*, 2003, 35(15), 1667—1678.
- [40] Nolan, P., and X. Wang, “Reorganising Amid Turbulence: China’s Large-scale Industry”, in Cook, S., S. Yao, and J. Zhuang (eds.), *The Chinese Economy under Transition*. Basingstoke: Macmillan Press, 2000.
- [41] Pan, S., “*Asia Pacific Economic Cooperation and regionalism in the world of globalisation and regionalisation*”, unpublished Ph. D. dissertation, University of Sheffield, UK, 1998.
- [42] Park, K., “Patterns and Strategies of Foreign Direct Investment: The Case of Japanese Firms”, *Applied Economics*, 2003, 35(16), 1739—1746.
- [43] Pedroni, P., “Critical Values for Cointegration Test in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61(Special Issue), 653—670.
- [44] Pomfret, R., “Growth and Transition: Why Has China’s Performance Been So Different?” *Journal of Comparative Economics*, 1997, 25(3), 422—440.
- [45] 人民日报(海外版), “去年我进出口跃居世界第九今年前两月增长四成多”, 2000年3月14日, 第1版。
- [46] 人民日报, “今年国内生产总值突破一万亿美元”, 2000年12月31日, 第1版。

- [47] 人民日报(海外版),“上海人均 GDP 超过 4000 美元”,2001 年 1 月 3 日,第 1 版。
- [48] 人民日报(海外版),“头四月我国外贸保持快速增长”,2003 年 5 月 12 日,第 1 版。
- [49] 人民日报,“中国 GDP 达到 20 万亿元人民币”,2007 年 1 月 15 日,第 1 版。
- [50] Romer, P., “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, 1986, 94(4), 1002—1037.
- [51] Rozelle, S., “Rural Industrialisation and Increasing Inequality: Emerging Patterns in China’s Reforming Economy”, *Journal of Comparative Economics*, 1994, 19(3), 362—391.
- [52] Sala-I-Martin, X., “The Classical Approach to Convergence Analysis”, *Economic Journal*, 1996, 106(437), 1019—1036.
- [53] Sengupta, J., and R. Juan, “Exports and Economic Growth in Asian NICs: An Econometric Analysis for Korea”, *Applied Economics*, 1994, 26(1), 41—51.
- [54] Shan, J., “A VAR Approach to the Economics of FDI in China”, *Applied Economics*, 2002, 34(7), 885—893.
- [55] U. S. Department of Commerce, Economics and Statistics Administration, and Bureau of Census, *Statistical Abstract of the United States*, 1980—1996.
- [56] Wang, C., P. Siler, and X. Liu, “The Relative Economic Performance of Foreign Subsidiaries in UK Manufacturing”, *Applied Economics*, 2002, 34(15), 1885—1892.
- [57] World Bank, *World Development Indicators*. Washington, D. C. : World Bank, 1999.
- [58] Yao, S., “Economic Development and Poverty Reduction in China over 20 Years of Reforms”, *Economic Development and Cultural Change*, 2000, 48(3), 447—474.
- [59] Yao, S., and Z. Zhang, “On Regional Inequality and Diverging Clubs: A Case Study of Contemporary China”, *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29 (3), 466—484.
- [60] Yue, C., “Trade, Foreign Direct Investment and Economic Development of Southeast Asia”, *The Pacific Review*, 1999, 12(2), 249—270.

On Economic Growth, FDI and Exports in China

SHUJIE YAO

(Nottingham University and Xi’an Jiaotong University)

KAILEI WEI

(Middlesex University)

Abstract This paper focuses on the effect of exports and foreign direct investments (FDI) on economic performance, using panel data encompassing 28 Chinese provinces over

the period 1978—2000. Adopting Petroni's panel unit root test and Arellano and Bond's dynamic panel data estimating technique, we find that both exports and FDI have a strong and positive effect on economic growth. The results suggest that two development policies adopted in China are useful for other developing and transitional economies: export promotion and adoption of world technology and business practices.

JEL Classification O11, O57, F43