

FDI 导致中国制造业价格贸易条件恶化了吗？

——基于微观贸易数据的 GMM 方法研究

王文治 扈 涛

内容提要 本文通过建立 SITC 五位数分类商品与制造业 28 个行业的对照表,基于微观贸易数据测算了中国制造业 28 个行业的价格贸易条件,并采用动态面板 GMM 估计从行业层面分析了 FDI 对制造业价格贸易条件的影响。研究结果表明:首先,不是所有制造业行业的价格贸易条件都恶化,科技含量较高行业的价格贸易条件不断改善;其次,实证研究证明 FDI 与中国制造业价格贸易条件正相关,FDI 不是造成中国制造业价格贸易条件恶化的因素;最后,增加制造业各行业的资本和科技投入,实施规模生产是改善制造业价格贸易条件的有效途径。

关键词 制造业 价格贸易条件 外商直接投资

作者单位 南开大学滨海学院经济管理系

中图分类号: F752 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-6964 [2013] 01-120914-0519

一、引言

制造业的贸易竞争力水平是一国技术进步和产业结构升级和优化的重要体现。经济全球化的发展促使中国快速成为世界主要的制造业加工生产基地,2010 年中国制造业增加值为 17 568 亿美元,占世界制造业增加值的 17.58%,位居美国之后,排在世界第 2 位^①。中国制造业的迅速发展,外商直接投资(FDI)功不可没。自 1993 年起,我国已成为发展中国家中 FDI 最大的流入国,从 FDI 的产业流向来看,制造业是外商投资的主要领域,2010 年制造业实际利用外商直接投资占外商对华直接投资总额的 46.9%^②。某种程度上可以说,改革开放以来中国制造业的发展模式基本上属于 FDI 驱动型发展模式。

中国制造业迅速崛起的同时其价格贸易条件不断恶化,根据世界银行的世界发展指数(WDI)和英国经济学人情报机构(EIU)提供的数据,如果以 1995 年为基期,中国制成品出口的价格贸易条件已经恶化为 2004 年的 89 和 96,2007 年则进一步恶化为 77 和 93^③,如果任由价格贸易条件持续恶化将意味着中国制造业出口收益的下降,甚至出现“贫困化增长”。FDI 作为中国制造业发展的重要推动因素,那么大量流入的 FDI 是否导致中国制造业价格贸易条件的恶化?国内学者黄平、索

瓦罗(2003),李慧中、黄平(2006),黄琼(2008)和张凡等(2010)研究均认为,中国传统的引资模式使外资主要流入劳动密集型出口部门,这种偏向劳动密集型产业的出口导向,使得出口部门出现超额供给,而进口部门出现超额需求,进一步加剧了价格贸易条件的恶化趋势。庄芮(2005)实证研究结果表明:FDI 可以减少发展中国家价格贸易条件的波动性,但是对发展中国家的价格贸易条件并没有产生显著的影响;而对发展中国家的收入贸易条件,FDI 有明显的改善作用。刘渝琳、杨小玲(2007),冯晓玲、张凡(2011)运用协整和格兰杰因果检验证明,中国收入贸易条件与实际利用 FDI 之间存在长期稳定的正相关关系,而价格贸易条件与 FDI 流入呈现负相关关系。上述研究把制造业的整体价格贸易条件作为研究对象存在一定局限性,因为中国制造业整体价格贸易条件的恶化并不意味着所有制造业行业的价格贸易条件都恶化;另外,运用协整方法检验时,样本数量少也会影响结果的准确性。

① 根据世界银行 World Development Indicator 数据库中各国制造业增加值的美元值(Manufacturing, value added (current US \$))计算得到。

② 中国统计年鉴·国家统计局官方统计网站,http://www.stats.gov.cn/,根据 2011 年数据计算得出。

③ 资料来源:World Development Indicator 和 BVD 全球各国宏观数据库,转引自钱学锋等《中国的贸易条件真的持续恶化了吗?——基于种类变化的再估计》,《管理世界》,2010 年第 7 期,第 18 页。

鉴于此,本文以《国际标准产业分类》第三版(ISIC REV. 3) 为桥梁建立了 SITC 五位数商品与我国制造业 28 个行业的对照表,基于微观贸易数据重新测算中国制造业 28 个行业的价格贸易条件,并采用动态面板 GMM 参数估计方法从行业层面准确揭示 FDI 对中国制造业价格贸易条件的影响。

二、模型的建立和变量解释

1. 模型的建立和方法选择

为考察 FDI 对制造业价格贸易条件的影响,我们采用动态面板数据进行估计,即:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 代表中国制造业各行业的价格贸易条件(PTT), X_{it} 代表外商直接投资和影响制造业价格贸易条件的其他控制变量; λ_i 为不可观察的行业效应,用于控制行业固定效应; ε_{it} 为残差项。

上述动态面板模型虽然纳入了时间效应,但并没有消除未观察到的特殊行业效应,同时解释变量还可能存在着内生性问题,这会导致估计结果发生偏差,从而使得根据估计参数进行的统计推断无效。Arellano 和 Bond (1991) 和 Arellano 和 Bover (1995) 建议采用一般矩估计方法(generalized method of moments, GMM) 来克服动态面板数据中出现的上述两个问题。动态面板 GMM 估计方法的好处在于它通过差分或使用工具变量来控制住未观察到的时间和个体效应,同时还使用前期的解释变量和滞后的被解释变量作为工具变量克服内生性问题。为了消除特定行业效应,对(1)式进行一次差分,即:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha (Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta (X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} + \varepsilon_{it-1}) \quad (2)$$

根据公式(2),一阶差分后消除了不随时间变化的特定行业效应,但包含了被解释变量的滞后项为 $(Y_{it-1} - Y_{it-2})$ 。为了克服所有解释变量的内生性问题以及新的残差项 $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$ 与滞后的被解释变量之间的相关性,必须采用工具变量来进行估计。考虑到样本观察值时间序列的有限性,我们以解释变量的一阶滞后值作为工具变量,以减少数据损失。动态面板 GMM 参数估计的有效性有赖于解释变量滞后值作为工具变量是否有效,在此我们依据两种方法来识别模型设定是否有效。第一种是采用 Hansen 检验来识别工具变量的有效性,如果不能拒绝零假设就意味着工具变量的设定是恰当的。第二种是检验残差项非自相关假设,即检验 GMM

回归系统中差分的残差项是否存在二阶序列自相关。

2. 变量解释

(1) 行业对照表的建立

为了将《国际贸易标准分类》(SITC) 中的商品进出口数据与《中国统计年鉴》中的制造业 28 个行业对应,我们采用如下方法: 首先,选取中国《国民经济行业分类》与联合国 1989 年制定的《全部经济活动的国际标准产业分类》第三版(ISIC Rev. 3) 的行业分类对照表^①。其次,基于 EUROSTAT 中关于 SITC Rev. 3 和 ISIC Rev. 3 的对照表,将 SITC Rev. 3 商品分类与 ISIC Rev. 3 各行业对应^②。最后,以 ISIC 为桥梁建立 SITC 与中国制造业 28 个行业的对照表^③,该对照表中我国制造业 28 个行业对应 SITC Rev. 3 五位数商品分类中的 2712 个产品,统计时间为 1999 ~ 2010 年(数据来自 Uncomtrade 贸易统计数据库中的 SITC Rev. 3 分类数据)。

(2) 被解释变量——价格贸易条件

关于价格贸易条件的测算,借鉴钱学峰等(2010)的研究,本文采用了双层 CES 函数形式的价格指数方法,而在层次分类上与钱学峰的研究略有不同。第一层次为 ISIC 四位数的行业分类,第二层次为 SITC 五位数的商品分类,二者之间按照上述行业对照表一一对应。由于 CES 函数形式的价格总水平包含替代弹性的信息难以直接用于价格指数的计算。因此,钱学峰借鉴了 Sato (1976) 的研究方法,通过对 CES 效用函数的对数变换后得到对数变化权重(the log change weights) :

$$W_{gj,t}^x = \left(\frac{\mu_{gj,t}^x - \mu_{gj,s}^x}{\ln \mu_{gj,t}^x - \ln \mu_{gj,s}^x} \right) / \sum_{j \in EX_g} \left(\frac{\mu_{gj,t}^x - \mu_{gj,s}^x}{\ln \mu_{gj,t}^x - \ln \mu_{gj,s}^x} \right) \quad (3)$$

其中, s 表示基期(1999 年), t 表示报告期(2000 ~ 2010 年), j 表示 SITC 五位数产品种类(共 2712 个产品), g 表示 j 产品所属 ISIC 四位数行业分类(共 107 个类别), 下标 gj 表示 g 行业中的 j 种类商品,上标 x 表示出口, $EX_g \subset (EX_{g,t} \cap EX_{g,s})$ 表示 t 期和 s 期 g 行业中都包含的出口商品种类集合,且 $(EX_{g,t} \cap EX_{g,s}) \neq \Phi, s < t$, $EX_{g,t}$ 表示 t 时期 g 行业包括的全部出口商品种类, $EX_{g,s}$ 表示 s 时期 g 行业包括的全部出口商品种类, $j \in EX_g$ 表示 j 产品是 t 期和基期 s 都出口的属于 g 行业的商品。因此该方法衡量了两个时期同种出口商品集合的价格

① 该对照表来自大连市统计局,下载地址: <http://www.stats.dl.gov.cn/view.jsp?docid=8040>。

② 读者可以从下述网址下载该对照表: http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/relation/index.cfm?TargetUrl=LST_REL, Accessed Sept 9, 2009。

③ 由于篇幅有限,全部 28 个行业的对照表有需要的读者可联系笔者。

指数变化。 $\mu_{gj,t}^x = q_{gj,t}^x P_{gj,t}^x / \sum_{j \in EX_g} (q_{gj,t}^x P_{gj,t}^x)$, $\mu_{gj,t}^x$ 表示商品 j 在 t 时期出口额占商品交集所有商品 t 时期出口总额的比重, 其中 $q_{gj,t}^x, P_{gj,t}^x$ 分别表示 t 时期 j 商品的出口数量和出口价格。 $\mu_{gj,s}^x = q_{gj,s}^x P_{gj,s}^x / \sum_{j \in EX_g} (q_{gj,s}^x P_{gj,s}^x)$, $\mu_{gj,s}^x$ 表示商品 j 在 s 时期出口额占商品交集中所有商品 s 时期出口总额的比重, 其中 $q_{gj,s}^x, P_{gj,s}^x$ 分别表示 s 时期 j 商品的出口数量和出口价格。

综上所述, $W_{gj,t}^x$ 表示经过对数变化后, 行业 g 中出口产品 j 之间的替代弹性, 该权重表明, 无论是 t 期还是 s 期, 计算 g 行业产品集合中的商品数量和类别是相同的, 排除新产品的加入和旧产品的淘汰, 因此, g 行业产品集 t 期的出口价格指数表现为以 s 为基期相同商品篮子内的出口价格指数变化。因此, g 行业 CES 函数形式的出口价格指数可表示为:

$$\frac{P_{g,t}^x}{P_{g,s}^x} = \prod_{j \in EX_g} \left(\frac{P_{gj,t}^x}{P_{gj,s}^x} \right)^{W_{gj,t}^x} \quad (4)$$

同理, g 行业进口价格指数为:

$$\frac{P_{g,t}^m}{P_{g,s}^m} = \prod_{j \in IM_g} \left(\frac{P_{gj,t}^m}{P_{gj,s}^m} \right)^{W_{gj,t}^m} \quad (5)$$

其中, 上标 m 表示进口, $W_{gj,t}^m$ 表示行业 g 中进口产品 j 之间的替代弹性。

综合公式 (4) 和 (5) 可得出 ISIC 行业 g 历年贸易条件的计算公式如下:

$$PTT_{g,t} = \frac{\frac{P_{g,t}^x}{P_{g,s}^x}}{\frac{P_{g,t}^m}{P_{g,s}^m}} = \frac{\prod_{j \in EX_g} \left(\frac{P_{gj,t}^x}{P_{gj,s}^x} \right)^{W_{gj,t}^x}}{\prod_{j \in IM_g} \left(\frac{P_{gj,t}^m}{P_{gj,s}^m} \right)^{W_{gj,t}^m}} \quad (6)$$

基于上述方法和本文的对照表可得出第二层进出口商品价格指数, 即: 以 SITC 五位数商品为基础测算得出的 107 个 ISIC 行业进出口价格指数。套用上述公式和对照表可进一步计算出第二层进出口商品价格指数,

即: 以 ISIC 四位数 107 个行业为基础测算得出的 28 个制造业行业进出口价格指数。设 $Z (g \in Z, Z = 1, 2, \dots, 28)$ 代表制造业 28 个行业, g 表示 107 个 ISIC 四位数行业。套用后的计算公式如下:

我国制造业行业 Z 的出口价格指数:

$$\frac{P_{Z,t}^x}{P_{Z,s}^x} = \prod_{g \in Z} \left(\frac{P_{g,t}^x}{P_{g,s}^x} \right)^{W_{g,t}^x} \quad (7)$$

我国制造业行业 Z 的进口价格指数:

$$\frac{P_{Z,t}^m}{P_{Z,s}^m} = \prod_{g \in Z} \left(\frac{P_{g,t}^m}{P_{g,s}^m} \right)^{W_{g,t}^m} \quad (8)$$

其中, Z 即制造业 28 个行业, g 为 28 个行业所对应的 107 个 ISIC 行业, 其他参数含义与上文相同, 进而制造业 28 个行业的贸易条件可通过下述计算公式获得。

$$PTT_{Z,t} = \frac{\frac{P_{Z,t}^x}{P_{Z,s}^x}}{\frac{P_{Z,t}^m}{P_{Z,s}^m}} = \frac{\prod_{g \in Z} \left(\prod_{j \in EX_g} \left(\frac{P_{gj,t}^x}{P_{gj,s}^x} \right)^{W_{gj,t}^x} \right)^{W_{g,t}^x}}{\prod_{g \in Z} \left(\prod_{j \in IM_g} \left(\frac{P_{gj,t}^m}{P_{gj,s}^m} \right)^{W_{gj,t}^m} \right)^{W_{g,t}^m}} \quad (9)$$

运用上述双层 CES 函数形式的价格指数计算方法, 可以准确地将 SITC 五位数分类的商品进出口价格^①, 按照本文的对应关系换算成为制造业 28 个行业的进出口价格指数, 进而得出各行业以 1999 年为基期的历年价格贸易条件指数。

(3) 解释变量

外商直接投资变量 (FDI_{jt}) 由于缺乏制造业各行业 FDI 流入量的统计, 本文采用外商直接投资企业工业总产值占行业全部工业总产值的比重来衡量行业的 FDI 流入量, 其中, 外商直接投资企业工业总产值用各行业外商投资和港澳台商投资工业企业工业总产值表示。该指标越大说明 FDI 企业在某行业的产出比重越大。除 FDI 变量外, 本文还选取了一些能够影响行业价格贸易条件的变量作为控制变量, 参见表 1。

表 1 其他控制变量定义及说明

变量代码	变量说明	数据来源
K_{jt}	各行业固定资产净值年平均余额, 并以 1991 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减。	《中国统计年鉴》2004 ~ 2010 年
L_{jt}	制造业各行业全部企业从业人员年平均人数, 由于 2001 年没有确定给出各行业从业人员年平均人数而只给出全员劳动生产率, 需要根据公式“全员劳动生产率 (元/人) = 全部企业工业增加值 / 全部从业人员年平均人数”计算得出。	《中国统计年鉴》2004 ~ 2010 年
FS_{jt}	制造业各行业工业总产值 (1991 年不变价格) 除以各行业企业总数	《中国统计年鉴》2004 ~ 2010 年
$R\&D_{jt}$	制造业各行业 R&D 投入量占制造业各行业工业总产值 (1991 年不变价格) 的比重	《中国统计年鉴》2004 ~ 2010 年
$productivity_{jt}$	制造业各行业工业总产值 (1991 年不变价格) 与各行业全部企业从业人员的比值	《中国统计年鉴》2004 ~ 2010 年

① Uncomtrade 数据库提供了 SITC 五位数分类的商品进出口额和进出口量, 因此商品的进 (出) 口价格用该商品的进 (出) 口额 (美元) 除以该商品的进 (出) 口量得到。

三、中国制造业价格贸易条件和贸易竞争指数测算结果

本文在计算制造业各行业价格贸易条件的同时,根据公式 $TC = (E_j - I_j) / (E_j + I_j)$ 计算出制造业各行业的贸易竞争指数,其中 E_j, I_j 分别代表一国 j 行业的出口和进口额(参见表 2)。对比中国制造业 2000 ~ 2010 年的贸易竞争指数和价格贸易条件,可得出下述结论。

从贸易竞争指数计算结果看:首先,多数制造业行业历年贸易竞争指数都大于 0,其中传统的劳动密集型行业,如纺织服装、鞋、帽制造业,家具制造业的 TC 指数 2000 年分别为 0.938 和 0.912,2010 年分别为 0.954

和 0.909,长期且稳定保持相对较高水平。其次,技术含量较高的装配加工业 TC 指数逐年上升,且幅度较大,如通信设备、计算机及其他电子设备制造业,电气机械及器材制造业的 TC 指数由负转正,从 2000 年的 -0.065 和 -0.133 稳步增加为 2010 年的 0.359 和 0.246,贸易竞争优势逐年增加。最后,造纸及纸制品业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业长期处于出口竞争劣势。综上所述,中国制造业出口竞争力最强的行业依然是传统的劳动密集型行业。

从价格贸易条件计算结果来看:首先,与制造业 TC 指数情况相反,多数制造业行业历年的价格贸易条件都小于 1,这说明,相对 1999 年的基期 2000 年后中国制造业多数行业的价格贸易条件长期处于恶化状态。其中木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业的价格贸易条件最低,2000 年为 0.027,2010 年为 0.024。其次,科技含量

表 2 中国制造业贸易条件、贸易竞争指数测算结果(2000 ~ 2010 年)

行业编号 ^①	价格贸易条件(PTT) ^②				贸易竞争指数(TC)			
	2000 年	2005 年	2010 年	2000 ~ 2010 年的变化	2000 年	2005 年	2010 年	2000 ~ 2010 年的变化
1	1.069	0.897	0.757	-0.313	0.250	0.178	0.129	-0.122
2	1.023	0.809	0.706	-0.317	0.082	0.025	-0.018	-0.100
3	0.826	0.638	0.647	-0.179	0.743	0.690	0.494	-0.249
4	-	-	-	-	0.223	0.847	0.323	0.100
5	0.848	0.791	0.655	-0.193	0.587	0.752	0.830	0.243
6	1.139	0.722	0.309	-0.830	0.938	0.957	0.954	0.016
7	1.369	1.580	0.933	-0.437	0.807	0.858	0.878	0.072
8	0.027	0.028	0.024	-0.003	0.121	0.504	0.288	0.167
9	-	-	-	-	0.912	0.916	0.909	-0.003
10	0.851	0.952	0.945	0.094	-0.670	-0.490	-0.223	0.447
11	-	-	-	-	0.662	0.778	0.830	0.168
12	0.895	0.681	0.609	-0.286	0.472	0.464	0.408	-0.065
13	0.840	1.706	1.812	0.972	0.009	0.233	-0.146	-0.156
14	0.915	0.816	0.808	-0.107	-0.319	-0.301	-0.204	0.115
15	0.622	0.513	0.498	-0.124	0.577	0.576	0.530	-0.048
16	0.872	0.769	0.673	-0.199	-0.828	-0.651	-0.337	0.491
17	0.997	0.808	0.804	-0.193	0.841	0.804	0.712	-0.128
18	0.845	0.526	0.467	-0.378	0.648	0.627	0.585	-0.063
19	0.802	0.714	0.689	-0.113	0.409	0.448	0.485	0.077
20	-	-	-	-	-0.373	-0.109	0.265	0.638
21	0.906	0.770	0.593	-0.313	-0.002	0.075	-0.103	-0.101
22	0.972	0.659	0.534	-0.438	0.672	0.655	0.615	-0.058
23	1.447	1.122	0.987	-0.459	-0.030	0.068	0.184	0.214
24	1.215	1.994	2.146	0.931	-0.238	0.023	0.016	0.254
25	0.954	2.070	2.885	1.932	-0.040	0.067	0.084	0.124
26	1.058	0.904	1.062	0.003	-0.133	-0.210	0.246	0.379
27	1.030	1.438	1.146	0.115	-0.065	0.077	0.359	0.424
28	1.096	1.096	1.150	0.054	0.071	0.034	-0.004	-0.075
行业均值	0.943	0.959	0.910	-	0.226	0.318	0.325	-

注:①1 ~ 28 分别对应《中国统计年鉴》中制造业 28 个行业(从农副食品加工业到仪器仪表及文化、办公用机械制造业)。②价格贸易条件在计算过程中由于缺乏某些商品价格信息,导致 4 个制造业行业的价格贸易条件无法用上述方法测定。

相对较高的装配加工业,如通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业的价格贸易条件长期高于 1 或逐年增加并超过 1,其中交通运输设备制造业和专用设备制造业的价格贸易条件从 2000 年的 0.954 和 1.215 上升至 2010 年的 2.885 和 2.146,改善幅度较大。

综上所述,相对贸易竞争指数的长期优势,中国制造业的价格贸易条件不断恶化。“量涨价跌”可准确描述中国制造业的总体特征,这与多数研究结论也是相符的。然而并不是所有的制造业行业价格贸易条件都恶化,科技含量较高的制造业行业其价格贸易条件与贸易竞争指数“双增长”,呈现出“价量齐涨”的特点,价格贸易条件恶化较大的主要是传统的劳动密集型制造业行业。那么从行业层面看,FDI 流入与中国制造业各行业价格贸易条件的变化之间存在何种关系?这种关系是否存在显著性?这需要通过实证研究来验证。

四、回归结果分析

动态面板 GMM 估计有两种方法,分别是差分 GMM 估计 (Difference-GMM) 和系统 GMM 估计 (System-GMM)。根据 Arellano 和 Bover (1995) 以及 Blundell 和 Bond (1998) 的研究,相对差分 GMM,系统 GMM 利用一

表 3 差分 GMM 方法 (two-step difference GMM) 的回归结果

被解释变量/解释变量	lnPTT					
lnPTT(-1)	-0.4060244 (-52.49) ***	-0.416546 (-52.52) ***	-0.4871729 (-34.89) ***	-0.4937894 (-29.07) ***	-0.4901942 (-16.82) ***	-0.5066345 (-21.13) ***
lnFDI	0.0904118 (9.66) ***	0.0977439 (6.84) ***	0.0860551 (4.58) ***	0.0567131 (2.68) **	0.0367428 (2.37) **	0.0342672 (1.89) *
lnK		-0.00896 (-0.47)	0.2509488 (7.90) ***	0.2429047 (6.93) ***	0.3165341 (12.32) ***	0.352094 (6.91) ***
lnL			-0.4743666 (-10.31) ***	-0.4811152 (-8.12) ***	-0.5763509 (-10.54) ***	-0.5811743 (-7.78) ***
lnR&D				0.0241624 (3.93) ***	0.0267469 (1.88) *	0.0269417 (1.51)
lnFS					-0.133392 (-3.36) ***	-0.0589893 (-1.11)
lnProductivity						-0.0785726 (-1.02)
观测值	144	144	144	144	144	144
Arellano-Bond test for AR(2) -P 值 ^a	0.276	0.275	0.293	0.308	0.365	0.357
Hansen test of overid-P 值 ^b	0.370	0.294	0.308	0.321	0.461	0.470

注: (1) 括号中的数值为 t 统计值,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; (2) a. 零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关; b. Hansen 检验的零假设为过度识别检验是有效的。

级差分随机项的正交矩、一级差分变量和水平随机项的正交矩,可有效解决内生性问题。该方法利用了更多的样本信息,在通常情况下比差分 GMM 估计更合理。为验证估计结果的稳健性,本文同时使用差分 GMM 估计和系统 GMM 估计方法。从两种估计方法的结果来看 (参见表 3 和表 4),通过逐步加入其他控制变量,FDI 与价格贸易条件的相关性始终为正,且存在显著性。此外,两种估计方法的二阶序列相关 (AR(2)) 检验结果显示估计方程的误差项不存在二阶序列相关性。同时,Hansen 过度识别检验的结果也显示工具变量选择存在有效性 (p 值均显著大于 0.1)。检验结果证明模型设定的合理性和工具变量的有效性。

无论是差分 GMM 估计还是系统 GMM 估计都一致证明 FDI 与中国制造业价格贸易条件正相关,即: FDI 流入有助于中国制造业价格贸易条件的改善。这与一些学者的研究结论相反,我们认为,以往研究主要将制造业整体作为研究对象来分析 FDI 对制造业价格贸易条件的影响,因此二者呈负相关关系是显而易见的。事实上,本文的研究结果显示并不是所有制造业行业的贸易条件都发生恶化,一些技术含量较高的制造业行业,如通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业贸易条件长期高于 1 且逐年上升 (参见表 2),同时这些行业也是 FDI 大量流入的行业,2001 年

上述行业的 FDI 行业占比指标分别为: 8%、17.7%、30.9%、33.4% 和 73.8%, 到 2010 年该指标分别为: 22.7%、24.9%、44.4%、31.4%、77.4%, 除电气机械及器材制造业略有下降外, 其他行业 FDI 行业占比指标都不断上升, 其中通信设备、计算机及其他电子设备制造业 FDI 行业占比是制造业 28 个行业中最高的; 相反, 价格贸易条件恶化严重的传统劳动密集型行业, FDI 的行业占比不断下降, 如纺织服装、鞋帽制造业价格贸易条件从 2000 年的 1.139 下降至 2010 年的 0.309, 同时该行业 FDI 行业占比指标从 2001 年的 46% 下降至 2010 年的 37.5%。因此, 当从行业层面具体分析 FDI 对价格贸易条件的影响时, 可以得出 FDI 流入上升的行业其价格贸易条件不断改善, 而 FDI 流入下降的行业其价格贸易条件发生恶化, 基于行业层面的回归结果更加真实和准确地反映了 FDI 对中国制造业价格贸易条件变化的影响效果。

此外, 两种估计方法的回归结果还显示, 行业的资本数量与价格贸易条件正相关且存在统计上的显著性, 资本积累有利于改善制造业的价格贸易条件。差分 GMM 估计结果显示劳动力数量与价格贸易条件呈现负相关关系, 且存在统计上的显著性, 系统 GMM 估计结果也显示了相同结论, 但不存在统计上的显著性, 表明劳动密集型的加工生产模式不利于制造业出口产品附加值的提升和价格贸易条件的改善。企业规模变量与价格贸易条件正相关, 且存在显著性, 这表明实施规模生产有利于提高制造业产品生产质量, 改善价格贸易条

件。科技投入与贸易条件正相关且存在显著性, 说明科技投入的增加能有效提升出口产品技术含量和附加值, 最终有利于价格贸易条件的改善。最后, 行业劳动生产率与价格贸易条件负相关, 且在系统 GMM 估计中存在显著性, 表明劳动生产率较高的行业, 其出口产品价格相对较低, 进而引起价格贸易条件恶化。

五、结论性评述

本文以 ISIC 为桥梁将 SITC 提供的微观贸易数据与中国制造业 28 个行业分类对照, 利用双层 CES 函数形式的价格指数系统测算了中国制造业 28 个行业的价格贸易条件, 并通过动态面板 GMM 估计从行业层面分析了 FDI 对制造业价格贸易条件的影响。本文的主要研究结论包括: 首先, 从出口数量看, 制造业多数行业的贸易竞争指数大于 0, 具有出口竞争优势。该指数较大的行业多数为传统的劳动密集型行业, 这表明我国制造业的产品出口竞争力长期表现为劳动密集型行业的产品出口。其次, 从出口质量看, 制造业多数行业的价格贸易条件小于 1, 相对 1999 年的基期 2000~2010 年制造业多数行业的价格贸易条件都在恶化。然而中高技术行业的价格贸易条件却不断改善, 且呈现“价量齐涨”的趋势。再次, 基于行业层面的两种 GMM 回归估计结果都显示, FDI 流入并不是造成中国制造业价格贸易条件恶化的原因; 相反, FDI 与制造业价格贸易条件正相关, FDI 流入较大的中高技术制造业行业其价格贸

表 4 系统 GMM 方法(two-step system GMM) 的回归结果

被解释变量/解释变量	lnPTT					
lnnPTT(-1)	0.9083798 (301.1) ***	0.8592006 (79.5) ***	0.8412888 (102.7) ***	0.753616 (38.7) ***	0.7523001 (33.18) ***	0.7628173 (30.13) ***
lnFDI	0.0377694 (12.49) ***	0.0982401 (13.03) ***	0.148148 (9.94) ***	0.17156 (10.35) ***	0.1078064 (4.12) ***	0.0607968 (2.26) **
lnK		0.0578341 (7.07) ***	0.1026488 (6.18) ***	0.059937 (2.24) **	0.0052473 (0.15)	0.073248 (1.88) *
lnL			-0.061724 (-4.20) ***	0.001314 (0.05)	0.0374558 (1.00)	-0.014915 (-0.37)
lnFS				0.109475 (4.44) ***	0.1269362 (4.48) ***	0.1617362 (5.31) ***
lnR&D					0.0445263 (4.60) ***	0.0351532 (3.12) ***
lnProductivity						-0.146804 (-3.64) ***
观测值	168	168	168	168	168	168
Arellano-Bond test for AR(2) -P 值 ^a	0.121	0.124	0.119	0.653	0.712	0.871
Hansen test of overid-P 值 ^b	0.628	0.684	0.690	0.760	0.747	0.848

注: (1) 括号中的数值为 t 统计值, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; (2) a. 零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关; b. Hansen 检验的零假设为过度识别检验是有效的。

(下转第 66 页)

- (eds.). The International Allocation of Economic Activity, New York: Holmes and Meier, 1977.
- [7] Dunning, J. H., S. M. Lundan. Multinational Enterprises and the Global Economy. Cheltenham: Edward Elgar, 2008.
- [8] Feenstra, R. C. . Integration of Trade and Disintegration of Production in the Global Economy. Journal of Economic Perspectives, 1998, 12(4) : 31-50.
- [9] Helpman, E. . A Simple Theory of Trade with Multinational Corporations. Journal of Political Economy, 1984, 92: 451-471.
- [10] Helpman, E. . Multinational Corporations and Trade Structure. Review of Economic Studies, 1985, 52(3) : 443-457.
- [11] Markusen, P. . Multinationals, multi-plant economies, and the gains from trade. Journal of International Economics, 1984, 16(3-4) : 205-226.
- [12] Markusen, J. R. . Multinational Firms and the Theory of International Trade. London: The MIT Press, 2002.
- [13] Yeaple, S. R. . The complex integration strategies of multinationals and cross country dependencies in the structure of foreign direct investment. Journal of International Economics, 2003, 60(2) : 293-314.
- [14] 李洪心. 可计算的一般均衡模型——建模与仿真. 北京: 机械工业出版社, 2008.
- [15] 李卓, 刘杨, 陈永清. 发展中国家跨国公司的国际化战略选择: 针对中国企业实施“走出去”战略的模型分析. 世界经济, 2006(11) : 11-22.

(责任编辑: 王丽娟)

(上接第 52 页)

易条件明显改善, 价格贸易条件恶化较大的部门, FDI 行业占比相对较低且呈现下降趋势。最后, 增加行业资本数量和行业科技投入量, 扩大行业中企业规模有利于改善制造业的价格贸易条件。

基于微观贸易数据, 从行业层面分析 FDI 对中国制造业价格贸易条件的影响, 能够更加科学和准确地反映中国制造业各行业价格贸易条件的变化特征以及 FDI 的作用。本文认为, FDI 在促进中国制造业在出口不断增加的同时, 并没有导致其价格贸易条件持续恶化, 且不会使中国制造业陷入“贫困化增长”, 事实上 FDI 集中流入的中高技术含量行业的贸易条件持续改善, 且这些行业在制造业产出中的比重逐年上升。2010 年 9 个中高技术行业的工业总产值占全部 39 个工业行业工业总产值的 40.29%, 占 28 个制造业行业工业总产值的 46.79%, 利润总额分别占全部工业和 28 个制造业利润总额的 40.11% 和 50.58%, 从业人员占全部工业和 28 个制造业行业从业人员的 38.14% 和 44.19%^①。这类行业的快速崛起有利于中国制造业产品质量的提高和价格贸易条件的改善, 而 FDI 在这个过程中作用是积极的。当然不断提高制造业各行业的资本投入、科技投入和实施规模生产也是改善制造业价格贸易条件的有效途径。

参考文献

- [1] Arellano M., Bond S. . Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991(58) : 77-297.
- [2] Arellano M., Bover O. . Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995(68) : 29-52.
- [3] Blundell R., Bond S. . Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998(87) : 115-143.
- [4] Sato K. . The Ideal Log-Change Index Number [J]. Review of Economics and Statistics, 1976(58) : 223-228.
- [5] 冯晓玲, 张凡. 外商直接投资对中国收入贸易条件的影响分析 [J]. 世界经济研究, 2011(4) : 69-74.
- [6] 黄平, 索瓦罗. FDI 流向部门结构对我国贸易条件的影响 [J]. 云南财经大学学报, 2003(3) : 5-6.
- [7] 黄琼. FDI 对我国贸易条件的影响 [J]. 北方经济, 2008(16) : 84-86.
- [8] 刘渝琳, 杨小玲. 外商直接投资、贸易条件与政策选择 [J]. 国际贸易问题, 2007(7) : 111-113.
- [9] 李慧中, 黄平. 中国 FDI 净流入与贸易条件恶化: 悖论及解释 [J]. 国际经济评论, 2006(5) : 48-51.
- [10] 钱学锋, 陆丽娟, 黄云湖, 陈勇兵. 中国的贸易条件真的持续恶化了吗? ——基于种类变化的再估计 [J]. 管理世界, 2010(7) : 18-29.
- [11] 庄芮. FDI 流入的贸易条件效应: 发展中国家视角 [M]. 北京: 对外经济贸易大学出版社, 2005: 62-89.
- [12] 张凡, 张璐. 外商直接投资与中国价格贸易条件波动的实证研究 [J]. 中国市场, 2010(8) : 41-46.

(责任编辑: 张 薇)

① 根据刘庆林等的研究(刘庆林、高越、韩军伟《国际生产分割的生产率效应》《经济研究》, 2010 年第 2 期, 第 37 页), 9 个中高技术行业包括: 化学原料及化学制品制造业, 化学纤维制造业, 通用设备制造业, 专用设备制造业, 交通运输设备制造业, 电气机械及器材制造业, 通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 仪器仪表及文化、办公用机械制造业, 医药制造业。上述行业的统计数据由 2011 年《中国统计年鉴》的相关数据计算得出。

nancing constraints, the paper exploits Heckman sample selection model to explain the effect of financing constraints on manufacturing firms' export in China by using manufacturing enterprises data from 1999 ~ 2007 about 11.8 ten thousand. The results show that Chinese firms generally face financial constraints when they have exports. Firms with less financing constraints are more likely to export. Further study shows that the effect of financing constraints exists differences in scale, industry, region and ownership. This conclusion provides China the evidence which can facilitate us in understanding the relationship between exports and financing constraints.

An Empirical Study on Intellectual Property Rights Protection and International R&D Spillovers

Zhang Yuanyuan Qiu Jinwen (35)

International trade and foreign direct investment are two important channels that affect international R&D technology spillovers. Intellectual property rights protection is one of the important factors which determine international technology spillovers. This paper uses China's time series data from 1985 ~ 2009 and does empirical analysis. It finds that import and FDI have significantly promoted the international R&D technology spillovers. What's more absorption capability will contribute to the expansion of technology spillovers. But under current level of China economic development, strengthening intellectual property rights protection will reduce the international technology spillovers and hinder China labor productivity increasing. Thus, China as a developing country should improve the existing education system and human capital to do self-innovation which is the key important thing. At the same time, under the promise of not againsting WTO agreements, China should adopt appropriate level of intellectual property rights protection.

Processing Trade Import, Forward Linkage and Industrial Productivity: An Study based on Non-competitive Input-output Table

Wang Youxin Zhao Yajing (41)

Through constructing the non-competitive input-output table, this paper conducts an empirical research on the perspective of horizontal and forward linkage to investigate the technology spillover effect of processing trade import products. The paper comes to the conclusion that the horizontal effect of processing trade is positive which is different from general trade, and its forward spillover is remarkable higher than general trade. And the stronger the industries' absorption ability is, the more obvious technology spillover is. And the entry of FDI in industries is good for processing trade import products' horizontal spillover, but bad for the forward spillover. In addition, divided processing trade into two types, processing on order and feed processing, in order to do the robust test, the finding is that horizontal and forward linkage are both good for the technology spillover. But owing to different cash flow and risk bearing capacity, feed processing trade has a higher horizontal spillover, while processing on order has a higher forward spillover.

Does FDI Deteriorate Price Terms of Trade of China's Manufacturing Industry?: A Study based on the Methodology of Dynamic Panel Data GMM on the Micro Trade Data

Wang Wenzhi Hu Tao (47)

Based on the correspondence between the 5 digit trade commodities of SITC and 28 Chinese manufacturing sectors, this paper calculates price terms of trade of 28 Chinese manufacturing industries by micro trade data from 2000 to 2010 and reviews the impact of FDI on price terms of trade based on the methodology of the industrial level dynamic panel data GMM. According to the empirical study, it concludes the following results. Firstly, not all price terms of trade of Chinese manufacturing industry are deteriorated, the high technology sectors' are improvement; Secondly, it is positive correlation between FDI and price terms of trade, and FDI is not the reason which leads to deterioration of price terms of trade of Chinese manufacturing industry. Finally, it is an effective way to improve price terms of trade of Chinese manufacturing industry by increasing the capital and technology input and applying the scale production.