

我国汽车工业内部技术溢出效应实证研究

范叙春, 贾德铮

(上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200052)

摘要: 基于我国汽车工业细分的 5 个亚产业——汽车整车生产产业, 改装车产业, 摩托车产业, 发动机产业和汽车、摩托车配件产业, 本文在借鉴了已有的产业间技术溢出效应模型的基础上, 运用我国 1985—2005 共 21 年的统计数据估算出各个亚产业的技术进步率, 再通过回归模型实证检验了这 5 个亚产业之间的技术溢出状况, 从而得出汽车、摩托车配件产业和汽车整车生产产业为提升我国汽车工业技术水平的主导亚产业的结论。最后从技术溢出效应的角度, 给出了一个提高我国汽车工业整体技术水平的启示, 即通过优先提升主导亚产业技术创新能力进而带动汽车工业整体技术创新水平。

关键词: 汽车工业; 技术溢出效应; 全要素生产率

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1002-980X(2010)05-0024-08

1 研究背景

经过近几年的快速发展, 截止 2009 年, 我国汽车工业在汽车生产和消费两个方面已经跃居为世界第一。但是, 从汽车工业内部的实际发展情况来看, 目前我国汽车工业拥有自主知识产权的专利还很少, 尤其是符合时代发展潮流的新型专利更少。众所周知, 推动专利创新的重要力量就是研发投入。全球最大的管理咨询公司之一的奥纬咨询的管理合伙人 Dannenberg 博士表示, 目前世界成熟汽车企业在每辆新车研发上的投入约为 600 欧元, 而中国的研发投入只有 100 欧元; 中国汽车企业在每辆新车研发上的投入必须达到至少 300~350 欧元, 才能有实力与包括丰田、雷诺、大众等在内的国外汽车巨头竞争, 而这一追赶时间至少需要 15 年。汽车产业由很多亚产业构成, 那么, 如何将有限的资金在各个亚产业之间合理地配置才能最大程度地提升整个行业的技术创新能力呢? 这就需要分析各个亚产业的具体技术创新能力和相互之间的技术溢出能力, 因为很高的技术溢出能力也是带动整个汽车工业技术提升的内在基础。基于此, 本文通过分析汽车工业内部各个亚产业之间的技术溢出能力状况, 比较发现出各个亚产业的技术溢出能力的大小次序, 进而找出研发投入配置的相对侧重点, 为提升我国整个汽车产业的技术创新能力提供了一种思路。

技术溢出不仅存在于国与国之间, 也存在于行业内部各部门之间, 然而目前大多数关于技术溢出

的研究都集中在外资企业对东道国的技术外溢上。技术溢出在产业之间与在国与国之间的情况很相似, 存在很多共性。以往关于技术溢出的研究中, 很多已经包含了产业之间技术溢出的理论, 如 20 世纪 90 年代 Klibanoff 和 Morduch^[1] 研究了厂商之间技术扩散的问题; Wang 和 Blomstrom^[2] 研究了跨国公司对当地相关产业的技术扩散问题。另外, 在研究技术溢出的实证文献中, 大部分都以外国投资企业对本国相关产业的技术溢出为出发点, 得出了伴随着 FDI 的流入, 外资企业明显地提升了本国的相关产业的技术水平, 同时也证明了技术溢出在不同产业之间存在关联效应。岳金桂^[3] 等将技术分类为具有公共品和私人品特性, 他们分析了通过贸易和 FDI 带来的两种外部技术, 技术特性的不同对我国技术进步率的影响也明显不同。程宏^[4] 提出了在引进外资时应积极引进产业关联度高的项目; 尹静、平新乔构造了产业之间的技术相邻指标和技术溢出指标, 分析了中国 30 个省、直辖市的制造业行业之间的技术溢出特点^[5]; 柯广林、华阳通过建立计量经济模型, 估算出了外资对我国汽车工业的技术溢出系数, 总结了技术溢出效应对我国汽车工业技术水平的某些限制性因素, 如自主创新能力的培养和自主品牌建设^[6]。本文以汽车工业为例, 把各亚产业作为技术溢出的主体, 通过建立产业间技术溢出模型, 考察了汽车工业内部各个亚产业之间的技术溢出效应的相对大小, 从另一种视角出发, 为政府集中有限资源, 推动汽车工业整体的技术创新提供理论依据。

收稿日期: 2010-03-11

作者简介: 范叙春(1975—), 男, 安徽合肥人, 上海交通大学安泰经济管理学院博士研究生, 嘉兴学院讲师, 研究方向: 产业创新; 贾德铮(1982—), 男, 河南平顶山人, 上海交通大学安泰经济管理学院博士研究生, 研究方向: 技术创新。

2 产业间技术溢出模型的设定

产业间技术溢出效应的模型开始于对部门间技术溢出效应的研究,最有代表性的是由 Feder^[7]于1982年提出的两部门模型。他把整个经济分为两个部门,其中一个为出口部门,另一个为非出口部门。对每一个部门建立一个生产函数,在非出口部门的生产函数中包含出口部门的产出,以此来表示出口部门对非出口部门的影响。此后,很多学者利用这种方法来分析两部门经济中一个部门对另一个部门的作用。如 Biswas 和 Ram 把经济分为军事部门和非军事部门,研究了军事支出对经济增长的影响^[8]。余甫功、欧阳建国把产业分为高技术产业和传统产业,运用 Feder 模型研究了高技术产业对传统产业的技术带动作用^[9]。国内很多学者也借鉴 Feder 的做法来研究 FDI 对华直接投资的技术溢出效应,把整个经济划分为外资和内资两个部门,并以两个部门的生产函数为基础推导出最终的计量方程^[10]。

在此,笔者沿用 Feder 的思路,构建两个产业部门之间的技术溢出模型。首先,假设存在若干个产业,并且每一个产业的产出都与其他产业的技术状况存在一定的联系,这样本文就可以建立以下产出方程:

$$Y_i = Y_i(L_i, K_i, Z_j) (i \neq j) \quad (1)$$

其中, Y_i 、 L_i 、 K_i 分别表示产业 i 的产出量、劳动力投入量和资本投入量, Z_j 表示对产业 i 有技术溢出作用的产业 j 的技术水平,在此,用产业 j 的全要素生产率 TFP_j 来表示。

然后,对式(1)进行全微分变换可以得到:

$$\frac{dY_i}{Y_i} = W_L \frac{dL_i}{L_i} + W_K \frac{dK_i}{K_i} + \beta \frac{dTFP_j}{TFP_j} \quad (2)$$

其中, W_L 、 W_K 、 β 分别表示 L_i 、 K_i 、 TFP_j 的产出弹性系数; $\frac{dTFP_j}{TFP_j}$ 表示产业 j 的全要素生产率的增长率,也可以称为产业 j 的技术进步率,用 $RTFP$ 表示。因此,本文设定计量模型(3)来考察产业 j 对产业 i 的技术溢出效应:

$$\frac{dY_i}{Y_i} = W_L \frac{dL_i}{L_i} + W_K \frac{dK_i}{K_i} + \beta RTFP_j + \varepsilon \quad (3)$$

其中, ε 表示随机误差项。根据 Feder 模型可知,在式(3)中 β 衡量了产业 j 对产业 i 的技术溢出效应的大小。将式(3)等式右边的 $W_L \frac{dL_i}{L_i}$ 和 $W_K \frac{dK_i}{K_i}$ 进行移项可得到式(4)。

$$\frac{dY_i}{Y_i} - W_L \frac{dL_i}{L_i} - W_K \frac{dK_i}{K_i} = \beta RTFP_j + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{从式(4)可以看出等式左边 } \frac{dY_i}{Y_i} - W_L \frac{dL_i}{L_i} - W_K \frac{dK_i}{K_i}$$

的结果,就是新古典经济理论中不存在技术溢出情况下产业 i 的索洛余值,即产业 i 的全要素生产率的增长率,或者称之为技术进步率。因此方程(4)可以写成:

$$RTFP_i = \beta RTFP_j + \varepsilon (i \neq j) \quad (5)$$

通过推导可以看出,斜率系数 β 就是衡量产业之间技术溢出效应的指标值。因此,产业之间的技术溢出效应可以通过考察各产业技术进步率之间的关系来进行研究。

3 汽车工业各个亚产业技术进步率的估算

从式(5)能够看出,想要估算汽车工业内部各个亚产业之间的技术溢出水平,就必须对各个亚产业的技术进步率进行估算,典型的技术进步率可以用全要素生产率的增长率来表示,本文中笔者采用索洛残差法来估算技术进步率,即全要素生产率的增长率。

采用索洛残差法估算技术进步率必须满足3个假定条件,即技术进步是希克斯中性的、规模报酬不变和完全竞争市场结构。但是由于索洛残差法本身的特征^[11],因此本文按照熊俊的方法,只考虑放松前两个假设条件。

3.1 技术进步率估算方法的说明

根据生产函数 $Y = F(K, L, t)$, 熊俊推导出一个增长核算方程^[12]:

$$\frac{Y}{Y} = \left(\frac{W_K}{W_K + W_L} \frac{\lambda_K}{\lambda_K} + \frac{W_L}{W_K + W_L} \frac{\lambda_L}{\lambda_L} \right) + \frac{W_K}{W_K + W_L} \frac{K}{K} + \frac{W_L}{W_K + W_L} \frac{L}{L} \quad (6)$$

其中, $\lambda_K = \frac{Y}{K}$ 表示资本生产率, $\lambda_L = \frac{Y}{L}$ 表示劳动生产率,则 $\frac{K}{K} = \frac{Y}{Y} - \frac{\lambda_K}{\lambda_K}$ 表示资本增长率, $\frac{L}{L} = \frac{Y}{Y} - \frac{\lambda_L}{\lambda_L}$ 表示劳动增长率。方程(6)中 $\frac{W_K}{W_K + W_L} \frac{\lambda_K}{\lambda_K} + \frac{W_L}{W_K + W_L} \frac{\lambda_L}{\lambda_L}$ 即是在放松假设条件下的技术进步率 $RTFP$, 在计算时可以先求出 W_K 和 W_L 的值,然后代入该式来求得,具体计算方法如下^[13]:

1) 首先求出 W_K 和 W_L 的值。本文利用两要素(资本和劳动力)的 C-D 生产函数 $Y_t = AK_t^{W_K} L_t^{W_L}$, 考虑放松规模报酬不变的条件,可知方程中 $W_K + W_L$ 不必然等于1,两边同时取自然对数有:

$$\ln Y_t = \ln(A) + W_K \ln(K_t) + W_L \ln(L_t) \quad (7)$$

因此,建立回归方程:

$$\ln Y_t = W_K \ln(K_t) + W_L \ln(L_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

运用 OLS 回归法可以求得 W_K 和 W_L 的值^[14]。

2) 将 W_K 和 W_L 的值代入 $\frac{W_K}{W_K + W_L} \frac{\lambda_t}{\lambda_t} + \frac{W_L}{W_K + W_L} \frac{\lambda_t}{\lambda_t}$ 来估算技术进步率的值。

根据《中国汽车工业年鉴》按照汽车产品的分类,我国汽车工业共分为 5 类企业,它们分别是汽车整车生产企业,改装车生产企业,摩托车生产企业,发动机生产企业以及汽车、摩托车配件生产企业。按照这些企业的分类,年鉴在综合统计的基础上又给予了分类的统计数据。因此,在本文中按照该统计年鉴的分类,把汽车工业分为 5 个与上述各类企业相对应的亚产业,即汽车整车生产产业,改装车产业,摩托车产业,发动机产业和汽车、摩托车配件产业,并且为了方便起见分别用 assemble、refit、motor、engine 和 part 来表示。

3.2 数据的说明

运用索洛残差法估算汽车工业各个亚产业技术进步率所需要的数据包括各个亚产业的历年总产出 Y_t^x , 历年资本存量 K_t^x 以及该产业历年的劳动投入量 L_t^x , 其中 x 为亚产业变量名称,分别用 assemble、refit、motor、engine 和 part 来表示。本文数据区间为 1985—2005 年共 21 年,5 个亚产业共 105 组数据,所有数据均来自《中国汽车工业年鉴》(1986—2006 年)。

1) 历年总产出 Y_t^x 。本文用生产价格指数变换后的该亚产业当年总产值来表示总产出 Y_t^x , 单位为亿元人民币。该指数以 1985 年为基期,指数的数据来自 1996—2006 年《中国统计年鉴》。总产值数据中 1986 年的数据缺失,因此把 1987 年与 1985 年数据的平均数作为该年的数值。这样我们就可以分别得到 5 个亚产业的产出量 $Y_t^{assemble}$ 、 Y_t^{refit} 、 Y_t^{motor} 、 Y_t^{engine} 和 Y_t^{part} 。

2) 历年资本存量 K_t^x 。对于资本存量的选取,根据会计惯例把当年固定资产净值与当年流动资产平均余额之和作为当年的资本存量值,单位为亿元人民币。根据《中国汽车工业年鉴》,可以得到 1985—2005 年历年的资本存量的原始数据。同样由于价格指数的变化,因此必须对原始数据进行处理,就可以得到 5 个亚产业的资本存量 $K_t^{assemble}$ 、 K_t^{refit} 、 K_t^{motor} 、 K_t^{engine} 和 K_t^{part} 。

3) 历年劳动投入量 L_t^x 。对于劳动投入量,本文用各个亚产业中年末职工人数来表示,单位为万人。价格的涨落对劳动力数量不存在影响,因此,可

以直接使用原始数据。与产出和资本存量相对应,我们可以得到 5 个亚产业的劳动投入量 $L_t^{assemble}$ 、 L_t^{refit} 、 L_t^{motor} 、 L_t^{engine} 和 L_t^{part} 。

3.3 汽车工业各个亚产业产出系数的估算

把 3.2 节中列出的汽车工业中 5 个亚产业的关于产出、资本存量和劳动投入量的数据分别应用于公式(8),这样就可以得到 5 个回归方程,利用统计软件 Eviews 5.0,便可以得到各个亚产业的产出弹性系数 W_K^x 和 W_L^x 。然而不幸的是,在做回归分析之后我们发现每一个回归方程都存在 DW 检验不通过的现象,也就是说每一个回归方程都存在序列相关。进行残差自回归,可以发现汽车整车产业,改装车产业,摩托车产业以及发动机产业都存在一阶序列相关,而汽车、摩托车配件产业则存在二阶序列相关。除此之外各个变量还存在单位根的现象。因此,为了保证回归结果的准确性,还必须对数据进行科克伦-奥克特代换,从而估计出各组 W_K^x 和 W_L^x 的值,但是其缺点是需要损失一个自由度;而对于汽车、摩托车配件产业则需要进行更高阶的代换,同样,这需要损失两个自由度。

另外,由于中国在加入世界贸易组织之后,绝大多数组数据的数值都存在加速上升的趋势,因此可以在回归方程(8)中加入一个时期虚拟变量 wto (2001 年以前年份该变量的值为 0,2001 年及以后年份设变量的值为 1)。因此回归方程(8)可以写为:

$$\ln Y_t^x = W_K^x \ln(K_t^x) + W_L^x \ln(L_t^x) + W_0 wto + \varepsilon_t \quad (9)$$

把每个产业中各个变量的数据进行科克伦-奥克特代换,可以发现代换后每个变量还剩 20 年的数据,并且已经不存在单位根现象,其中汽车、摩托车配件产业由于存在 2 阶序列相关,因此代换后还剩下 19 年的数据。把代换后的结果带入计量方程(9),利用统计软件 Eviews 5.0 进行 OLS 回归分析,便可以得到准确的 W_K^x 和 W_L^x 。具体结果见表 1。

根据索洛残差法,这些系数就是本文所要的产出系数。经查德宾-沃森统计表可知,在 5% 的显著水平上,当 $K = 3$ 、 $N = 20$ 时, $d_L = 0.998$ 、 $d_U = 1.676$, 因此改装车产业、摩托车产业和发动机产业的回归方程均不存在序列相关。整车生产产业是否存在序列相关无法用 DW 检验来验证,但是通过残差自回归的方式可以得出整车生产产业的回归方程也不存在序列相关。当 $K = 3$ 、 $N = 19$ 时, $d_L = 0.967$ 、 $d_U = 1.685$, 可知,汽车、摩托车配件产业的回归方程也不存在序列相关。

表1 汽车产业各个亚产业资本和劳动的产出系数及
检验结果

产业名称	系数		DW 统计量	R 平方
	W_K	W_L		
汽车整车 assemble	$W_K^{assemble}$	0.838987	1.592050	0.688616
	$W_L^{assemble}$	0.578800		
改装车 refit	W_K^{refit}	0.842399	2.402354	0.727509
	W_L^{refit}	0.619317		
摩托车 motor	W_K^{motor}	0.923626	1.855949	0.842175
	W_L^{motor}	0.457484		
发动机 engine	W_K^{engine}	0.839813	1.855949	0.641152
	W_L^{engine}	0.775690		
汽车、摩托车 配件 part	W_K^{part}	0.757145	2.070971	0.751799
	W_L^{part}	0.769575		

注:为了简洁起见,该表忽略了变量 w_{to} 的估计系数。

表2 汽车工业各个亚产业技术进步率

年份	汽车整车 $RTFP_{assemble}$	改装汽车 $RTFP_{refit}$	摩托车 $RTFP_{motor}$	车用发动机 $RTFP_{engine}$	汽车、摩托车配件 $RTFP_{part}$
1986	-0.04788	-0.11363	-0.25176	-0.06994	-0.15954
1987	-0.04475	-0.09826	-0.15665	-0.06922	-0.19719
1988	0.18057	0.123679	0.4815	0.214009	0.258333
1989	-0.08541	-0.16493	-0.00822	0.04596	0.039896
1990	-0.0907	0.093366	0.037946	-0.14874	-0.08597
1991	0.143708	-0.01679	0.044764	-0.05682	-0.01758
1992	0.388776	0.292648	0.263219	0.38598	0.153514
1993	0.018424	0.064254	0.422263	0.328855	0.170419
1994	-0.11577	-0.15084	0.117992	-0.06506	-0.07631
1995	-0.20339	-0.26674	-0.01819	-0.28362	-0.13857
1996	-0.03613	0.012197	-0.15773	-0.19329	-0.07577
1997	-0.09175	0.000051	-0.0424	-0.03919	0.073081
1998	-0.01773	0.102189	-0.24415	0.105712	0.03068
1999	0.197624	0.119354	0.101753	0.312932	0.096021
2000	0.106762	0.10761	0.059315	-0.16307	0.063549
2001	0.332193	0.226086	0.170087	0.121887	0.330567
2002	0.274123	0.404148	-0.00696	0.732157	0.395682
2003	0.27738	-0.04417	0.100369	0.236519	0.137991
2004	-0.01151	0.147322	0.051413	0.180103	0.037151
2005	0.008987	0.070546	0.142016	0.147984	0.126769

4 汽车工业各个亚产业之间技术溢出效应的估算

通过3.3节和3.4节的分析,本文已经获得了考察汽车工业各个亚产业技术溢出效应所需要的技术进步率。根据前面的思路及第3节中的计量模型,分别以某一亚产业的技术进步率为因变量,其他亚产业的技术进步率为自变量进行回归分析,以此来考察:汽车工业内部是否存在技术溢出效应;哪些亚产业之间存在技术溢出效应;这种效应强度有多大。

4.1 估算方法的说明

由于本文中一共有5个时间序列,即有5个亚产业的技术进步率,每个变量只有20年的数据(1986—2005年),因此如果把5个变量放在一起,

3.4 汽车工业各个亚产业全要素生产率增长率的估算结果

在计算出各个亚产业资本和劳动的产出系数之后,就可以把这些系数分别带入 $\frac{W_K}{W_K + W_L} \frac{\lambda_K}{\lambda_K} + \frac{W_L}{W_K + W_L} \frac{\lambda_L}{\lambda_L}$, 以此求出各个亚产业的技术进步率,即全要素生产率增长率。具体估算结果见表2。由本文于是按照索洛差法来估算汽车工业各个亚产业的技术进步率,因此可以相信这些技术进步率的时间序列都是零阶单整的。

采用有限分布滞后的方式进行实证检验,那么本文就会面临缺少自由度而使结论不准确的危险。所以,在实证分析时本文采用两两分组的测定方式,对每两个亚产业给予分别检验。根据方程(5)笔者建立考察汽车工业内部技术溢出效应的回归方程如下:

$$RTFP_t^Y = \beta_0 + \beta_{X,t} RTFP_t^X + \beta_{X,t-1} RTFP_{t-1}^X + \beta_{X,t-2} RTFP_{t-2}^X + \varepsilon_t \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (10)$$

其中,每一个 $RTFP$ 的上标 Y 和 X 分别表示亚产业变量名称, $Y \neq X$ 。由第2节可知方程中产业 Y 为技术接受方,产业 X 为技术溢出方,斜率系数就是亚产业 X 对亚产业 Y 的技术溢出系数。

然而这种两两分组的估算方法并不是没有缺陷的。从回归方程(10)可以看出,本文所用的自变量

只有某一亚产业的技术进步率及其滞后项,忽略了其他亚产业技术进步率对因变量的影响,被忽略的变量被包含在误差项 ε_t 中,造成误差项与自变量可能存在相关性,从而使普通最小二乘法(OLS)失效,使估算的系数具有有偏性和不一致性。为了使估计的斜率系数具有无偏性或一致性,本文转而采用二阶段最小二乘法(2SLS),这种方法要求有足够多的外生变量来作为工具变量。

4.2 对工具变量的说明

通过收集数据笔者使用两组变量作为工具变量,它们分别是汽车工业各个亚产业单位产值能源消耗增长量和全员劳动生产率(增加值)增长量,分别用英文 *energy* 和 *product* 来表示,数据范围为 1986—2005 年,且均来自历年《中国汽车工业年鉴》。可以相信,汽车工业某一个亚产业的技术进步率与该产业单位产值能源消耗增长量相关,与该产业全员劳动生产率增长量也相关,但是与其他产业的单位产值能源消耗增长量和全员劳动生产率增长量无关,例如汽车整车生产产业的技术进步率只与汽车整车生产产业单位产值能源消耗增长量和全员劳动生产率增长量相关,与摩托车产业、改装车产业等的单位产值能源消耗增长量和全员劳动生产率增

长量无关。这种观点使每个亚产业的单位产值能源消耗增长量和全员劳动生产率增长量成为该产业技术进步率的有效工具变量。

对于单位能源消耗增长量($energy_t^x$),可用汽车工业各个亚产业每年能源消耗量除该年产值再进行一阶差分得到,单位是“吨标准煤/亿元人民币”。其中,年产值为经过生产价格指数变换后的数值,价格指数基数为 1985 年。1991 年和 1992 年的数据缺失,其值由前后两年的算数平均数获得。

对于全员劳动生产率(增加值)增长量($product_t^x$),本文首先对全员劳动生产率数据进行价格指数变换,对变换后的数据进行一阶差分,这样就可以得到全员劳动生产率增长量,单位是“元/人·年”。其中 1989—1992 年 4 年的数据缺失,同样采用前后两年的算数平均数获得这 4 年的数据。

由于本文所采用的工具变量都是由时间序列数据构成,因此,在进行 2SLS 分析之前必须检查这些工具变量是否满足平稳性条件,对工具变量进行单位检验可得如下结果,见表 3。从检验的结果可以看出,这 10 个变量都是平稳的时间序列,因此在进行 2SLS 回归分析中可以直接使用这些数据。

表 3 汽车工业各个亚产业单位能源消耗增长量和全员劳动生产率增长量单位根检验

序列名称	ADF 统计量	检验类型	10% 临界值	P 值	结论
$energy_t^{assemble}$	-3.573568	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0012	平稳
$energy_t^{refit}$	-3.827534	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0007	平稳
$energy_t^{motor}$	-7.343597	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0000	平稳
$energy_t^{engine}$	-3.256158	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0026	平稳
$product_t^{part}$	-4.544055	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0001	平稳
$product_t^{assemble}$	-2.547654	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0139	平稳
$product_t^{refit}$	-4.943559	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0000	平稳
$product_t^{motor}$	-3.818153	(C, T, 4)	-3.286909	0.0399	平稳
$product_t^{engine}$	-1.802731	(0, 0, 4)	-1.607051	0.0687	平稳
$product_t^{part}$	-5.164464	(C, T, 4)	-3.286909	0.0033	平稳

注:表中序列名称 M_t^x 中, M 表示变量,上标 x 表示该变量所属亚产业,如 $energy_t^{assemble}$ 表示汽车整车生产产业的单位产值能源消耗量。检验形式(C, T, K)表示单位根检验方程中包含的常数项、时间趋势和滞后项的阶数,滞后项阶数的选择依据 SIC 原则。

4.3 对滞后项的选择

在通常 OLS 法情况下,有两种方法可以用来估算(10)式的回归系数:一种是 ad hoc 估算法,也就是在方程右边逐渐加入自变量的滞后项,直到出现回归系数不显著或者系数符号改变为止。这种方法最早由丁伯根提出。另一种方法是对待估系数 β 进行约束,认为 β 的变化遵循一定的系统模式,通过把 β 进行代换来求出待估系数,比较常用的有几何滞后法和多项分布滞后法。

在本文中需要用 2SLS 法来估算(10)式中的系

数,这就出现了如何确定自变量滞后项数的问题,另外由于在本文中每个自变量只有相对应的两个工具变量,因此根据方程的识别条件,最多只能在自变量中加入一个滞后项,这个滞后项可以是滞后一期也可以是滞后 n 期。在本文中笔者采用 ad hoc 法,并且首先考察当(10)式右边只有同期自变量和一期滞后项时斜率系数是否都显著或者是否存在系数正负号的改变。具体做法是根据(10)式,把单位能源消耗增长量作为同期自变量的工具变量,把滞后一期的全员劳动生产率增长量作为滞后一期自变量的工

具变量,运用 2SLS 法估算出同期自变量和滞后自变量的系数和检验统计量,根据 2SLS 的特征可知,估算出的系数具有一致性且 t 统计量和 F 统计量也具有较好的特征。同样,也可以用上述方法估算滞后二期的自变量,当然前提条件是忽略滞后一期的自变量,以此类推可以估算任意期的滞后自变量。但是,按照这种方法考察更高的滞后期,只会减少全员劳动生产率增长量的数据量,而不会改变滞后自变量和工具变量的相互关系,因此只需在自变量中加入一期滞后项,如果滞后项不显著或者符号发生改变,则在现有条件下运用(10)式考察技术溢出时只需考虑静态模型,而无需在回归中加入滞后项。

另一方面,如果一期滞后项在统计上是显著的,且符号未改变,则无法确知二期滞后项是否应该加入模型,即某一产业的技术溢出进步率是否在两年后仍然对另一产业存在技术溢出,以此类推还必须在式(10)中加入更高期的滞后项,这时只能运用 OLS 法估算式(10)中的回归系数,并根据 ad hoc 法确定滞后项,与此同时忍受这种估算带来的偏误,但是我们能够估算出这种偏误的大小,以此来弥补系数估算的有偏性。

幸运的是当本文用工具变量估算存在一期滞后

的回归方程时,发现汽车工业内部各个亚产业之间的技术溢出都不存在滞后效应,一期滞后自变量的系数或不显著或改变符号。因此,可以认为,汽车亚产业之间的技术溢出并不像有些人认为的那样存在一个长期的时滞,恰恰相反,这种技术溢出基本都在短期发生,并没有延续到下一期。这样本文在运用 2SLS 法估算回归方程(10)时,不需要在方程右边加入滞后项,把式(10)写成:

$$RTFP_t^Y = \beta_0 + \beta_X RTFP_t^X + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中,内生变量是 $RTFP_t^X$, 工具变量为 $energy_t^X$ 和 $product_t^X$ 。下面本文就运用 2SLS 法来估算汽车工业各个亚产业间的技术溢出效应。

4.4 技术溢出效应的估算结果

为了估算汽车工业内部各个亚产业间技术溢出效应,本文把第 3 节估算的汽车工业各个亚产业的技术进步率分别带入方程(11),由于 X 和 Y 可以分别从 5 个亚产业中选取不同的产业作为变量,因此共可得到 20 个回归方程。以相对应的亚产业单位能源消耗增长量和全员劳动生产率增长量作为工具变量,应用统计分析软件 Eviews5.0 进行 2SLS 回归分析,得出的回归系数也就是所要求的技术溢出强度。具体结果见表 4。

表 4 汽车工业各个亚产业间技术溢出效应回归结果

(技术接收方) $RTFP_t^a$	(技术溢出方) $RTFP_t^b$	内生变量	工具变量	(技术溢出强度) 回归系数 β		t 统计量
改装车产业 $RTFP_t^{refit}$	汽车整车生产产业 $RTFP_t^{assemble}$	$RTFP_t^{assemble}$	$energy_t^{assemble}$ $product_t^{assemble}$	0.7570	技术溢出效应 总计: 2.5039	4.16
摩托车产业 $RTFP_t^{motor}$				0.4723*		1.70
发动机产业 $RTFP_t^{engine}$				0.9710		3.36
汽车、摩托车配件 $RTFP_t^{part}$				0.7759		4.44
汽车整车生产产业 $RTFP_t^{assemble}$	改装车产业 $RTFP_t^{refit}$	$RTFP_t^{refit}$	$energy_t^{refit}$ $product_t^{refit}$	0.5673	技术溢出效应 总计: 2.1157	2.76
摩托车产业 $RTFP_t^{motor}$				0.0070*		0.02
发动机产业 $RTFP_t^{engine}$				0.9747		3.38
汽车、摩托车配件 $RTFP_t^{part}$				0.5737		3.11
汽车整车生产产业 $RTFP_t^{assemble}$	摩托车产业 $RTFP_t^{motor}$	$RTFP_t^{motor}$	$energy_t^{motor}$ $product_t^{motor}$	0.3064*	技术溢出效应 总计: 0	0.88
改装车产业 $RTFP_t^{refit}$				0.3857*		1.09
发动机产业 $RTFP_t^{engine}$				0.3435*		0.67
汽车、摩托车配件 $RTFP_t^{part}$				0.3256*		1.07

续表 4

(技术接收方) $RTFP_t^a$	(技术溢出方) $RTFP_t^b$	内生变量	工具变量	(技术溢出强度) 回归系数 β		t 统计量
汽车整车生产产业 $RTFP_{t,assemble}$	发动机产业 $RTFP_{t,engine}$	$RTFP_{t,engine}$	$energy_{t,engine}$ $product_{t,engine}$	0.5412	技术溢出效应 总计: 1.6346	3.43
改装车产业 $RTFP_{t,refit}$				0.5133		3.62
摩托车 $RTFP_{t,motor}$				0.2719*		1.23
汽车、摩托车配件 $RTFP_{t,part}$				0.5801		4.64
汽车整车生产产业 $RTFP_{t,assemble}$	汽车、摩托车配件 $RTFP_{t,part}$	$RTFP_{t,part}$	$product_{t,part}$ $product_{t,part}$	0.9702	技术溢出效应 总计: 3.3335	3.86
改装车产业 $RTFP_{t,refit}$				1.0423		4.25
摩托车 $RTFP_{t,motor}$				0.1631*		0.43
发动机产业 $RTFP_{t,engine}$				1.3210		4.11

注:表中“*”号表示该回归方程中系数值在 10% 的显著水平上不显著;回归系数(技术溢出强度)表示技术溢出方对技术输入方的技术溢出效应,即技术溢出方技术进步率增加 1% 会导致技术接收方技术进步率增加的百分比。技术溢出效应总计为显著系数的总和。为了方便起见本表忽略了常数项估计值。

可以看出,在所有的共 20 个回归结果中,有 8 种情况不存在技术溢出效应,它们分别是整车生产产业对摩托车产业不存在技术溢出,改装车产业对摩托车产业不存在技术溢出,发动机产业对摩托车产业不存在技术溢出,汽车、摩托车配件产业对摩托车产业也不存在技术溢出,与此同时,摩托车产业对其余 4 个亚产业不存在技术溢出。其余 12 种情况都存在不同程度的技术溢出效应。可以看出,在我国摩托车产业是一个技术相对封闭的产业。

从表 4 中还可以看出,在存在技术溢出的亚产业之间,汽车、摩托车配件产业的技术溢出强度最大,该产业对摩托车产业以外的其余三个亚产业技术溢出总和约为 3.3335,其中对发动机产业的技术溢出效应最大,系数值为 1.3210,也就是说汽车、摩托车配件产业的技术进步率增长 1%,就会使发动机产业的技术进步率提高 1.321%,因此可以认为配件产业是个重要的技术溢出主体,政府应重点加强该产业的技术创新能力提高其技术水平。汽车整车生产产业作为技术溢出方,对其他亚产业存在很强的技术溢出效应,对改装车产业,发动机产业和汽车、摩托车配件产业的技术溢出程度分别为 0.757、0.9710 和 0.7759,尽管该产业的技术溢出程度低于配件产业,但是由于该产业的产品直接面向消费者,且该产业是整个汽车工业的核心,因此,政府也应该把该产业的技术创新作为提升整体汽车工业技术的重点。改装车产业对其他产业的技术溢出程度也非常高,对汽车整车生产产业、发动机产业和汽车、摩托车配件产业的技术溢出程度分别为

0.5673、0.9747 和 0.5737。发动机产业的技术溢出效应相对较弱,总的技术溢出效应只有 1.6346,对整车生产产业,改装车产业和汽车、摩托车配件产业的技术溢出系数分别为 0.5412、0.5133 和 0.5801。

5 结论

本文运用 Feder 的理论建立了衡量产业之间技术溢出的模型,并使用 1985—2005 年的数据,通过实证研究获得了以下结论:首先,汽车工业各个亚产业之间存在不同程度的技术溢出效应,但是根据判断,这些技术溢出效应只在短期发生,并不像某些学者认为的这种技术溢出效应可以发生在滞后几期中;其次,在各个亚产业中,汽车、摩托车配件产业的技术溢出程度最强,整车生产产业的技术溢出程度次之,摩托车产业对其他亚产业毫无技术溢出效应,属于技术封闭的产业;最后,改装车产业的技术溢出程度也很高,发动机产业的技术溢出效益相对较弱。

参考文献

[1] KLIBANOFF, MORDUCH. Decentralization, externalities and efficiency[J]. The Review of Economic Studies, 1995, 62: 223-247.

[2] WANG J, BLOMSTROM M. Foreign investment and technology transfer: a simple model[J]. European Economic Review, 1992, 36: 137-155.

[3] 岳金桂. 技术的公共品或私人品特性与国际技术溢出效应: 基于我国的实证分析[J]. 技术经济, 2009(3): 10-16.

[4] 程宏. 利用外资促进我国产业结构升级的新思路[J]. 南方经济, 2001(4): 28-30.

- [5] 尹静,平新乔. 中国地区(制造业行业)间的技术溢出效应分析[J]. 产业经济研究, 2006(1): 1-10.
- [6] 柯广林, 华阳. FDI 技术溢出效应实证分析[J]. 科技情报与开发, 2006(3): 124-126.
- [7] FEDER G. On exports and economic growth[J]. Journal of Development Economics, 1982, 12: 59-73.
- [8] BISWAS B, RAM R. Military expenditure and economic growth in less developed countries: an augmented model and further evidence[J]. Economic Development and Culture Change, 1986(1): 361-372.
- [9] 余甫功, 欧阳建国. 高技术产业发展对工业的带动作用 and 溢出效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(7): 35-43.
- [10] 包群, 赖明勇. FDI 技术外溢的动态测算及原因解释[J]. 统计研究, 2003(6): 33-38.
- [11] 施亚萍. 科技进步的数量度量及其经济效益评价[D]. 华南理工大学, 2006.
- [12] 熊俊. 经济增长因素分析模型: 对索洛模型的一个扩展[J]. 数量经济技术经济研究, 2005(8): 25-34.
- [13] 朱钟棣, 李小平. 中国工业行业资本形成、全要素生产率变动及其趋异化[J]. 世界经济, 2005(9): 51-62.
- [14] 郭玉清. 资本积累、技术变迁与总量生产函数[J]. 南开经济研究, 2006(3): 79-89.

Empirical Research on Technology Spillover Effect of China's Automobile Industry

Fan Xuchun, Jia Dezheng

(Antai College of Economics & Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200052, China)

Abstract: Based on the related data between 1985-2005 to China automobile industry's five sub-industries including automobile manufacturing industry, modified car industry, motorcycle industry, engine industry, automobile and motorcycle parts industry. This paper firstly obtains the values of the rate of technological progress of those five sub-industries and the numbers of the effect size of technology spillover among those five sub-industries after referencing existing inter-industry technology spillover effects model. Then, it can be concluded that automobile and motorcycle parts industry and automobile manufacturing industry are two leading sub-industries from this paper. At last, this paper gives some enlightenment on upgrading overall technical level of China's automobile industry from the view of technology spillover effect. The enlightenment is enhancing the technological innovation ability of two leading sub-industries should be in first.

Key words: automobile industry; technology spillover effect; total factor productivity

(上接第 11 页)

- [15] BELL M. Time and technological learning in industrializing countries: how long does it take? How fast is it moving (if at all) [J]. Technology Management, 2006(36): 25-39.
- [16] 王彦, 李纪珍, 吴贵生. 中国光纤光缆产业技术能力提高: 逆向技术学习[J]. 科研管理, 2007(4): 1-8.
- [17] FIGUEIREDO P N. Industrial policy changes and firm level technological capability development: evidence from Northern Brazil[J]. World Development, 2008(36): 55-88.
- [18] 洪茹燕. 基于技术能力演进的企业技术学习模式选择机制研究[J]. 科学管理研究, 2009(4): 20-23.
- [19] DUTRENT G. Building technological capabilities in latecomer firms: a review essay [J]. Science Technology Society, 2004(9): 209-241.
- [20] TACLA C L, FIGUEIREDO P N. The dynamics of technological learning inside the latecomer firm: evidence from the capital goods industry in Brazil [J]. Technology Management, 2006(36): 62-90.
- [21] 李焱, 任胜钢, 魏峰. 组织学习方式对管理创新成效的影响[J]. 中国软科学, 2006(7): 121-130.
- [22] 魏勇. 企业知识平台整体结构: 以某软件企业为例[J]. 研究与发展管理, 2004(1): 49-54.
- [23] MEYER M H, DETORE A. Perspective: creating a platform-based approach for developing new services [J]. The Journal of Product Innovation Management, 2001(18): 188-204.

Analysis on Interactive Model of Technological Learning and Growth of Technological Capability in Latecomer Firms

Yang Ying, Yu Bo, Wu Weiwei

(School of Management, Harbin Institute Technology, Harbin 150001, China)

Abstract: Latecomer firms' competitive advantage would be promoted dynamically through the continuous interaction of technological learning and growth of technological capability. In this paper, the process of interaction between technological learning and the growth of technological capability is analyzed, and interactive model is put forward: the interactive model based on platform of gradual development and the interactive model based on platform of plunging. And the circulation of both kind interaction models promotes the development of the latecomer firms. As a practical case study, an example of the interaction model in the firm of automotive exhaust system is given. The result would provide foundations for the adjustments of technology strategy.

Key words: latecomer firm; technological learning; growth of technological capability; interactive model