# 附 录

## 正文未报告部分

**1. 关于$\frac{\beta}{(\alpha+\beta)N}$的推导。**

夏普利值分配的核心思想是，按照每个企业对联盟的平均贡献分配收入。

①一些名词定义：

$$F_{in}(n,N;\varepsilon)=A^{1-\beta}N^{\beta(\kappa+1-1/\alpha)}x_l^{\beta\mu}[(n-1)\varepsilon x_h(-j)^{(1-\mu)\alpha}+\varepsilon x_h(j)^{(1-\mu)\alpha}]^{\beta/\alpha} \quad \text{（A—1）}$$

$$F_{out}(n,N;\varepsilon)=A^{1-\beta}N^{\beta(\kappa+1-1/\alpha)}x_l^{\beta\mu}[n\varepsilon x_h(-j)^{(1-\mu)\alpha}]^{\beta/\alpha} \quad \text{（A—2）}$$

当某个供应商在联盟里，联盟的总收入记为$F_{in}(n,N;\varepsilon)$，$F$ 的具体含义是联盟有 $n$ 个供应商，$N$ 种任务数，$M$ 表示供应商数目，$\varepsilon=N/M$ 表示每个供应商平均分配的任务数。当某个供应商不在联盟里，联盟的总收入记为$F_{out}(n,N;\varepsilon)$。$x_l$ 表示可契约化的低技术投资，所有供应商投资都是相同的，$x_h(j)$ 表示第 $j$ 个供应商的高技术投资，$x_h(-j)$ 表示除了第 $j$ 个供应商其他供应商的高技术投资。

②夏普利值计算公式：

$$s_j=\frac{1}{(M+1)!}\sum_{g\in G}[v(z_g^j\cup j)-v(z_g^j)] \quad \text{（A—3）}$$

$G$ 是 $M$+1 个参与人的排列，$G$ 集合有($M$+1)！个元素，$z_g^j$ 为 $G$ 的一个排列，$v(z_g^j\cup j)$ 为第 j 个供应商和排列在该供应商之前的供应商集合组成的联盟的支付值，$v(z_g^j)$ 为排列在该供应商之前的（不包括 j）所有供应商集合组成的联盟的支付值。通过上述定义，可以看到：$v(z_g^j\cup j)-v(z_g^j)$ 是一种排列下，参与供应商 $j$ 的边际贡献，将所有可能的排列组合累加除以$(M+1)!$就是该供应商的夏普利值。$g(j)=i$ 在所有排列中的比例是$\frac{1}{(M+1)}$，制造商必须在 $j$ 前面才会产生价值，否则，联盟不会有价值生成。

如果 $g(j)=0$，那么$v(z_g^j\cup j)=v(z_g^j)=0$。

如果 $g(j)=1$，那么制造商在 $j$ 前面的概率为 $1/M$，在 $j$ 后面的概率为$(1-1/M)$，制造商在 $j$ 前面情况下，$j$ 对联盟的价值是$v(z_g^j\cup j)=F_{in}(1,N;\varepsilon)$，制造商在 $j$ 后面，$j$ 对联盟价值是

$v(z_g^j \cup j)$ =0。$g(j)$=1 的 $j$ 在联盟里的期望贡献价值为$\frac{1}{M}F_{in}(1,N;\varepsilon)$，同理可以推出 $j$ 不在联盟里联盟的价值$\frac{1}{M}F_{out}(0,N;\varepsilon)$，$j$ 对联盟的贡献就是$\frac{1}{M}F_{in}(1,N;\varepsilon)-\frac{1}{M}F_{out}(0,N;\varepsilon)$。依次类推 $g(j)$=2，$g(j)$=3 等，$g(j)$=$i$，$j$ 对联盟的贡献为$\frac{i}{M}F_{in}(i,N;\varepsilon)-\frac{i}{M}F_{out}(i-1,N;\varepsilon)$。而这样的排列组合共有 $M$+1 种，所以（A-3）式变为：

$$\begin{aligned} s_j &= \frac{1}{(M+1)M}\sum_{i=1}^{M} i[F_{in}(i,N,\varepsilon)-F_{out}(i-1,N,\varepsilon)] \\ &= \frac{1}{(N+\varepsilon)N}\sum_{i=1}^{M} i\varepsilon[F_{in}(i,N,\varepsilon)-F_{out}(i-1,N,\varepsilon)]\varepsilon \end{aligned} \quad \text{（A—4）}$$

将（A—1）式、（A—2）式带入（A—4）式，化简整理可得：

$$\lim_{M\to\infty} s_j = \frac{\beta}{(\alpha+\beta)N}R \quad \text{（A—5）}$$

其中，收入 $R$ 的具体形式如下：

$$R = A^{1-\beta}\left(\frac{x_h(j)}{x_h(-j)}\right)^{(1-\mu)\alpha} x_l^{\beta\mu} x_h(-j)^{\beta(1-\mu)} N^{\beta(\kappa+1)} \quad \text{（A—6）}$$

（A—5）式中供应商的收入份额为$\frac{\beta}{(\alpha+\beta)N}$。

**2. 关于正文中（10）、（11）、（12）式的推导。**

制造商提供的契约需要满足制造商利润最大化目标和供应商的参与约束与激励相容条件：

$$\max_{N,x_l,x_h,\tau} \quad s_q(N,x_l,x_h)-N\tau-C(N) \quad \text{（A—7）}$$

$$\text{s.t} \quad \bar{s}_x[N,x_l,x_h(-j),x_h(j)]+\tau \ge \mu c_x x_l+(1-\mu)c_x x_h, x_h \in (9) \quad \text{（A—8）}$$

$$x_h \in \arg\max_{x_h(j)} \bar{s}_x[N,x_l,x_h(-j),x_h(j)]-(1-\mu)c_x x_h(j) \quad \text{（A—9）}$$

(A—7)式中$\tau$ 是关于制造商支付给供应商的 $x_l$ 的报酬，$C(N)$是协作成本，是一个凸函数，其需要满足$C'(N)>0, C''(N)\ge 0$，表明 $N$ 越大，分工越细，制造商需要支付的协作成本越高。（A—8）式是供应商的参与约束条件，其获得的收益至少要大于等于其付出的成本，$c_x$ 表示厂商投资的边际成本，为便于研究，假定为常数。$x_h(j)$是第 $j$ 个供应商的$x_h$，$x_h(-j)$是除了第 $j$ 个供应商其他所有供应商的$x_h$。（A—9）式是供应商的激励相容约束，供应商为了获得最大收益如何选择$x_h$。参与约束（A—8）式必然会束紧，如果其不束紧，制造商会减少支付工资$\tau$，获得更多利润。模型简化为：

$$\max_{N,x_l,x_h} \quad s_q(N,x_l,x_h)-N\left(\mu c_x x_l+(1-\mu)c_x x_h-\bar{s}_x[N,x_l,x_h(-j),x_h(j)]\right)-C(N) \quad \text{（A—10）}$$

$$s.t.\quad x_h \in \arg\max_{x_h(j)} \bar{s}_x[N, x_l, x_h(-j), x_h(j)] - (1-\mu)c_x x_h(j) \qquad \text{（A—11）}$$

分析供应商如何投资 $x_h$，为了简化起见，假设供应商之间是对称的，即每个供应商的决策行为都是一样的，供应商的谈判力为 $\frac{\varphi(\phi,\beta,\alpha)}{N}$，则供应商的决策方程为最大化下式：

$$\max_{x_h(j)} \frac{\varphi(\phi,\beta,\alpha)}{N} A^{1-\beta}\left(\frac{x_h(j)}{x_h(-j)}\right)^{(1-\mu)\alpha} x_l^{\beta\mu} x_h(-j)^{\beta(1-\mu)} N^{\beta(\kappa+1)} - (1-\mu)c_x x_h(j) \qquad \text{（A—12）}$$

先对（A—12）式关于 $x_h(j)$ 求一阶条件，然后利用对称性 $x_h(j) = x_h(-j)$，得到下式：

$$x_h = \bar{x}_h(N, x_l) \equiv \left[\alpha\varphi(\phi,\beta,\alpha)\frac{1}{c_x} A^{1-\beta} x_l^{\beta\mu} N^{\beta(\kappa+1)-1}\right]^{\frac{1}{1-\beta(1-\mu)}} \qquad \text{（A—13）}$$

分析制造商决策。制造商是在供应商做出最优 $x_h$ 的投资之后，根据利润最大化目标准则决策 $x$ 的种类 $N$ 与 $x_l$ 的投入。

$$\max_{N, x_l} A^{1-\beta}(x_l^{\mu} x_h^{(1-\mu)})^{\beta} N^{\beta(\kappa+1)} - N\mu c_x x_l - (1-\mu)c_x x_h N - C(N) \qquad \text{（A—14）}$$

对（A—14）式关于 $N$ 与 $x_l$ 求一阶导数后，整理得：

$$A\kappa\beta^{\frac{1}{1-\beta}} N^{\frac{\beta(\kappa+1)-1}{1-\beta}} c_x^{\frac{-\beta}{1-\beta}} \left[\frac{1-\alpha\phi(1-\mu)}{1-\beta(1-\mu)}\right]^{\frac{1-\beta(1-\mu)}{1-\beta}} [\beta^{-1}\alpha\varphi(\phi,\beta,\alpha)]^{\frac{\beta(1-\mu)}{1-\beta}} = C'(N) \qquad \text{（A—15）}$$

$$x_l = \frac{C'(N)}{\kappa c_x} \qquad \text{（A—16）}$$

（A—15）式和（A—16）式唯一确定了 $N$ 和 $x_l$，将（A—15）、（A—16）式带入（A—13）式中求出 $x_h$ 的最优投入量。

$$x_h = \frac{\alpha\varphi(\phi,\beta,\alpha)[1-\beta(1-\mu)]}{\beta\left(1-\alpha\phi(1-\mu)\right)} \frac{C'(N)}{\kappa c_x} \qquad \text{（A—17）}$$

**3. 关于出口技术复杂度的其他测度方法。**

关于出口技术复杂度的其他测度方法①。目前学者认为仅仅使用出口额衡量企业的出口技术复杂度会有偏误，出口额中可能包含了大量的高技术、高质量的进口中间品，导致企业具有高技术复杂度，出口额测度的是复合完全出口技术复杂度（包括国内与国外技术含量），而不能代表国内

① 虽然本文对出口技术复杂度进行了修正，但是这些修正都是建立在较强的假设条件上，假设条件能否成立对结果的影响很大，因而本文仅将这些出口技术复杂度的修正作为稳健性检验。

出口技术复杂度（姚洋和张晔，2008；齐俊妍和王岚，2015）。本文将从行业层面、企业层面修正企业出口技术复杂度和用企业国内增加值重新测度企业出口技术复杂度，尽可能地剔除进口高技术中间品带来的技术提升，测度出企业本土出口技术含量。

在行业层面修正出口技术复杂度（*ESIi*_1_*adj*）。借助投入产出表，可以剔除进口中间品的影响，测算出更能体现国内技术含量的行业技术复杂度（姚洋和张晔，2008；齐俊妍和王岚，2015）。参考姚洋和张晔（2008）、齐俊妍和王岚（2015）研究的基本思路，首先按照正文中（14）式计算出行业的出口技术复杂度，然后扣除其他行业中进口中间投入品的消耗，再根据投入产出表中各行业的直接消耗系数为权重进行调整，具体调整方程如下式：

$$Prody_{k_adj} = \sum_{\lambda} \alpha_{\lambda k}(1-\beta_{\lambda})Prody_{\lambda} + (1-\sum_{\lambda}\alpha_{\lambda k})Prody_{k} \qquad \text{（A—18）}$$

其中 $\lambda$ 和 $k$ 表示行业，$\beta$ 为进口中间品占使用量的比例，表示国外技术对最终产品的影响，$(1-\beta_{\lambda})$ 表示剔除国外技术对最终产品的技术贡献，$Prody_{k_adj}$ 表示调整后行业 $k$ 的出口技术复杂度。$\alpha$ 是直接消耗系数，$(1-\sum_{\lambda}\alpha_{\lambda k})$ 表示最终产品的生产（组装）过程对产品价值的贡献率，即这个过程新创造的价值占产品总价值的比例，这里暗含了一个假设是一种产品的技术复杂度反映的是生产该产品最终工序的技术含量（姚洋和张晔，2008）。齐俊妍和王岚（2015）在姚洋和张晔（2008）的基础上测度了中国制造业中一般贸易行业的复合完全技术含量（包括国内与国外技术含量）和国内完全技术含量，并计算了国内完全技术含量与复合完全技术含量的比值。本文借鉴齐俊妍和王岚（2015）研究的国内完全技术含量与复合完全技术含量的比值，然后用该比值对本文的出口技术复杂度进行修正，可以计算出本文行业层面的国内完全技术含量，在一定程度上剔除了行业通过进口大量中间品提升行业出口技术复杂度的影响，修正后的出口技术复杂度（*ESIi*_1_*adj*）更能反映中国行业的出口国内完全技术含量。由于本文是时间序列数据，需要对齐俊妍和王岚（2015）的截面数据进行差值补齐，使其成为时间序列数据。

在企业层面修正出口技术复杂度（*ESIi*_2_*adj*）。前面剔除了行业可能会通过高技术进口中间投入提升行业出口技术复杂度的因素，但是仅仅消除了进口中间品投入对行业技术复杂度的影响，而行业内部的企业之间依然存在通过高技术进口中间品投入提升企业的出口技术复杂度的可能。因而本文将在 *ESIi*_1_*adj* 的基础上进一步对企业出口技术复杂度进行修正。为了剔除企业是通过高技术中间品投入（包括进口与非进口）提升企业出口技术复杂度的影响，本文将采用企业的工业增加值与工业总产值的比例乘以 *ESIi*_1_*adj* 后得到修正后的企业出口技术复杂度 *ESIi*_2_*adj*。工业增加值反映的是企业生产过程中新增加的价值（剔除了外来进口中间品的影响），是由于企业自身的技术带来的增量，因而工业增加值与工业总产值的比例可以反映出企业出口产品中企业自身的技术在生产过程中的贡献率，该比例乘以 *ESIi*_1_*adj* 可以得到企业自身的出口技术水平。

用企业国内增加值测度企业出口技术复杂度（*ESIi*_3_*adj*）。前两种方法的修正都基于投入产出表，而投入产出表每 5 年报告 1 次，其不能反映直接消耗系数在时间上的变化。固定投入产出系数使得估算难以捕捉价格变化等外生冲击对企业投入产出决策的影响（Koopman et al.，2012）。通过投入产出表虽然可以一定程度测度行业国内出口技术复杂度，但是并不能很好测度企业层面的出口技术复杂度（主要指国内技术含量）。已有学者（Upward et al.，2013；张杰等，2013；许和连等，2017；诸竹君等，2018）从企业层面剔除进口中间品的贡献，测度了企业层面的国内增

加值。用企业的国内增加值测度显示性比较优势，进而测度企业出口技术复杂度，可以剔除高技术进口中间品对出口技术复杂度的影响，测度的企业出口技术复杂度可以反映企业自身技术水平。参考 Upward et al.（2013）、许和连等（2017）、诸竹君等（2018）的研究，企业的国内增加值具体测度如下：

一般贸易企业的国外增加值（*VS*）和国内增加值（*DVA*）的计算公式如下：

$$VS_i = \frac{imp_i^{adj}}{output_i} y_i \qquad \text{（A—19）}$$

$$DVA_i = y_i - VS_i \qquad \text{（A—20）}$$

其中，*i* 表示企业，*imp* 表示进口中间品，*adj* 表示调整后的值，*output* 表示总产出，*y* 表示一般贸易出口额。关于进口中间品的调整（$imp_i^{adj}$）需要考虑以下两类问题。

①对一般贸易类型出口企业的进口中间品分类。一般贸易类型企业进口的中间产品可能被当成最终品直接在国内销售，也可能被用于企业的中间品投入。将所有进口中间品都计为中间投入品会低估企业的国内出口增加值，因而本文依据联合国统计司网站提供的 HS6 分位编码与 BEC（Broad Economic Categories）的对应关系将 HS6 分位产品分为消费品、资本品和中间品，消费品被用于国内消费，资本品和中间品当成中间投入品，调整后的进口中间品投入记为 $imp_i^o$。

②贸易代理商问题。中国在 2004 年之前存在企业进出口经营权的垄断与管制，一些企业没有进出口经营权，只能通过贸易代理商完成间接进口，如果不考虑这些间接进口会显著高估企业的国内增加值（张杰等，2013）。参考 Amiti et al.（2012）、张杰等（2013）的研究将企业名称中含有“贸易”、“进出口”、“科贸”、“经贸”和“外经”字样的企业定义为贸易代理商，参考许和连等（2017）、诸竹君等（2018）的研究，计算出 HS6 分位行业的贸易代理商的进口额占行业总进口额的比重 $m_k$。然后，计算出企业的调整后的实际中间品进口额为 $imp_{ik}^{adj} = imp_{ik}^{o} / (1 - m_k)$。最后，从样本中剔除贸易代理商。

计算出企业实际中间品进口额之后，利用（A—19）式、（A—20）式计算出企业的国内增加值，再利用正文的（14）式、（15）式的计算方法测算出企业的出口技术复杂度（*ESIi_3_adj*）。使用企业的国内增加值计算企业的出口技术复杂度，剔除了企业通过进口高技术中间品带来的企业高出口技术复杂度的可能性，可以反映出企业本身的技术水平。本文将这三种测度方法计算的出口技术复杂度作为稳健性检验。

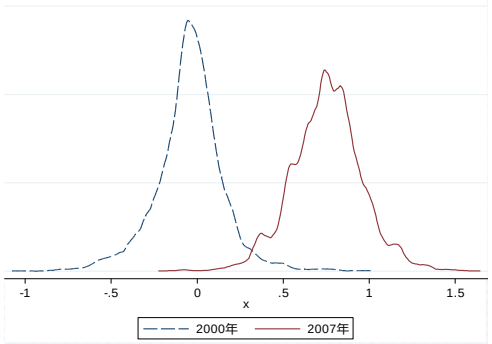
**4. 变量的统计性描述**

附表 1：变量的描述特征统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|
| *ESIi* | 175718 | 1.7205 | 0.5434 | 0.3140 | 5.1834 |
| *property* | 175718 | 12.8621 | 9.6079 | -0.24 | 40.47 |
| *age* | 175718 | 9.6312 | 8.4217 | 0 | 60 |
| *employment* | 175718 | 412.8874 | 1189.83 | 6 | 188151 |
| *wage* | 175718 | 7209.2250 | 42889.61 | 10 | 7210385 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| *revenue* | 175718 | 143532.1 | 1152502 | 20 | 1.87E+08 |
| *subsidy* | 175718 | 282.0760 | 5493.657 | 0 | 900000 |
| *state* | 175718 | 0.0606 | 0.2386 | 0 | 1 |
| *tax* | 175718 | 0.0257 | 0.0307 | 0 | 0.8551 |
| *klratio* | 175718 | 88.5782 | 240.2278 | 0.0026 | 23565 |
| *finance* | 175718 | 0.0799 | 2.4101 | 0.000 | 931 |

资料来源：作者整理。




**附图 1　企业出口技术复杂度的核密度图**

资料来源：作者整理。

附表 1 报告了部分变量的统计特征。从附表 1 中可以看到数据都符合计量要求，并没有特别的异常值。值得关注的是出口技术复杂度（*ESIi*）在企业之间是有差异的，最小值为 0.31，最大值为 5.18。附图 1 可以看到，从 2000—2007 年中国企业整体的出口技术复杂度有显著提升迹象。地区知识产权保护的差异十分巨大，最大值为 40.47，最小值为-0.24①，这为本文研究知识产权保护不同导致出口技术复杂度不同提供了很好的异质性样本。企业平均年龄为 9.63 年，这说明国内的企业都比较年轻化，目前国内市场充满着不确定性，企业进入退出十分频繁（毛其淋和盛斌，2013；李俊青等，2017）。企业平均人数约为 413 人，最小的 6 人，最多的 188151 人，相差十分悬殊。政府补贴存在着明显偏向性，很多企业的补贴为 0，但是有些企业却得到了高昂的补贴(900000)。关于融资约束方面，国内目前融资存在信贷问题，有些企业几乎不能获得贷款，而有些企业却获得大量贷款，其他变量也均符合理论要求。

**5. 固定效应与随机效应的豪斯曼检验结果**

**附表 2：固定效应与随机效应的豪斯曼检验**

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 变量 | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* |
| 卡方值 | 30363 | -15381 | -13578 | -13326 | -13281 | -13108 |

① 知识产权保护会产生负值是因为算法的问题，有些省份基期的年份知识产权保护如果接近于 0，并且下一年知识产权保护并没有提高，反而降低了，就可能出现负值（樊纲等，2011）。不过在本文的研究样本中只有一个样本小于 0，取完对数之后，总样本减少 29 个，几乎没有影响。

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| P值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注：附表 2 中卡方值都很大，拒绝原假设，说明采用固定效应更为合理。有些卡方值是负值，卡方统计应该都为正值才合理，如果出现负值，也表明拒绝原假设。

资料来源：作者计算。

### 6. 异质性分析

（1）区域异质性分析。从正文图 1 中，可以看东、西、中部之间的出口技术复杂度存在着巨大差距，技术水平的差距会导致地区之间的经济差距（Klenow and Rodríguezclare，1997；Hall and Jones，1999）。知识产权保护是否有利于提升中西部地区的出口技术复杂度，是否能够改善中国区域之间不平衡不充分的发展问题十分值得讨论。

本节将中国分为东部和中西部地区。在基准模型中引入知识产权保护与东部企业（如果企业在东部地区，*east* 则为 1，否则，为 0）的交互项，观察交互项的符号与显著性。附表 3 报告了知识产权保护对不同区域的出口技术复杂度影响的估计结果，知识产权保护的系数依然显著为正，引入知识产权保护与东部的交互项并没有改变模型的基本结论，进一步验证假说的稳健性。本文更为感兴趣的是交互项的符号，从模型的结果看，前 3 列（控制了时间、行业和省份固定效应）的交互项都显著为负，后 3 列（控制了企业和时间固定效应）的交互项为负，但不显著。以前 3 列的结果分析，表明知识产权保护水平对东部企业出口技术复杂度的影响要低于中西部企业。这和代中强（2014）的研究部分吻合，其研究表明知识产权保护对中部地区的出口技术复杂度有显著影响，但是对东部地区出口技术复杂度呈现负向影响。本文的结论是知识产权保护对东部与中西部企业的出口技术复杂度都有正向影响，只是对中西部的影响更为明显。知识产权保护与出口技术复杂度呈现出倒“U”型曲线的关系（代中强，2014），在知识产权保护较弱的地区，加强知识产权保护对地区出口技术复杂度提升的边际效果更高。本节的研究结果说明加强中西部地区的知识产权保护是缩小东部与中西部出口技术复杂度差距的重要途径，对于改善中国区域之间不平衡不充分的发展有重要启示。

附表 3：知识产权保护对不同地区企业的出口技术复杂度回归结果

| 变量 | (1)<br>*lnESIi* | (2)<br>*lnESIi* | (3)<br>*lnESIi* | (4)<br>*lnESIi* | (5)<br>*lnESIi* | (6)<br>*lnESIi* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ln*property* | 0.0110*** | 0.0102*** | 0.0105*** | 0.0143*** | 0.0146*** | 0.0145*** |
| | (0.0030) | (0.0030) | (0.0030) | (0.0028) | (0.0028) | (0.0028) |
| ln*property×east* | -0.0070*** | -0.0056** | -0.0059** | -0.0026 | -0.0029 | -0.0029 |
| | (0.0026) | (0.0026) | (0.0026) | (0.0026) | (0.0026) | (0.0026) |
| ln*age* | | -0.0001 | 0.0002 | | -0.0003 | -0.0005 |
| | | (0.0006) | (0.0006) | | (0.0013) | (0.0013) |
| ln*employment* | | 0.0024*** | 0.0047*** | | 0.0047*** | 0.0052*** |
| | | (0.0004) | (0.0006) | | (0.0010) | (0.0012) |
| ln*wage* | | 0.0137*** | 0.0141*** | | 0.0010 | 0.0005 |
| | | (0.0008) | (0.0009) | | (0.0009) | (0.0010) |
| ln*finance* | | -0.0017*** | -0.0015*** | | 0.0001 | 0.0002 |
| | | (0.0002) | (0.0002) | | (0.0002) | (0.0002) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *tax* | | -0.0046 | -0.0101 | | -0.0105 | -0.0098 |
| | | (0.0138) | (0.0138) | | (0.0152) | (0.0152) |
| ln*revenue* | | | -0.0026*** | | | 0.0008 |
| | | | (0.0006) | | | (0.0009) |
| ln*subsidy* | | | -0.0107 | | | -0.0046 |
| | | | (0.0180) | | | (0.0156) |
| *state* | | | -0.0067*** | | | -0.0021 |
| | | | (0.0019) | | | (0.0031) |
| ln*klratio* | | | 0.0017*** | | | 0.0017** |
| | | | (0.0004) | | | (0.0007) |
| 时间固定 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 省份固定 | YES | YES | YES | NO | NO | NO |
| 行业固定 | YES | YES | YES | NO | NO | NO |
| 企业固定 | NO | NO | NO | YES | YES | YES |
| 观测值数 | 175686 | 175684 | 17584 | 149835 | 149833 | 149833 |
| $R^2$ | 0.7367 | 0.7374 | 0.7374 | 0.9069 | 0.9069 | 0.9069 |

注：*east*为虚拟变量，当企业位于东部地区，则为1，否则为0。汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中10%、5%、1%的显著性水平。

数据来源：作者利用STATA13软件计算。

（2）时间异质性分析。由于本文采用的是面板回归模型，知识产权保护对出口技术复杂度的影响只是在 2000—2007 年的平均值。中国每年的经济形式可能会有不同的变化，例如 2001 年中国加入 WTO，会对中国经济形成巨大的冲击，不确定性冲击可能会影响知识产权保护对出口技术复杂度的影响。知识产权保护对出口技术复杂度的影响在时间序列上呈现出怎样的变化趋势值得本文研究。

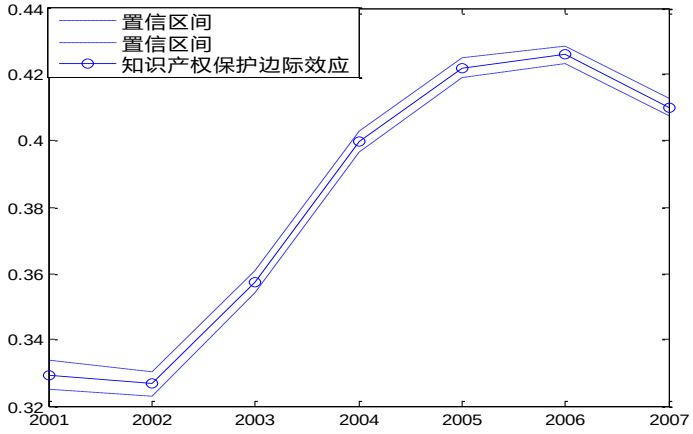
**附表 4：知识产权保护与年份的交互作用对企业技术复杂度的回归结果**

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 变量 | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* |
| ln*property* | 0.0830*** | 0.0765*** | 0.0741*** | 0.0218*** | 0.0185*** | 0.0150*** |
| | (0.0024) | (0.0024) | (0.0024) | (0.0021) | (0.0021) | (0.0021) |
| *2001*× ln*property* | 0.0889*** | 0.0881*** | 0.0875*** | 0.0797*** | 0.0777*** | 0.0776*** |
| | (0.0018) | (0.0018) | (0.0018) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) |
| *2002*×ln*property* | 0.0912*** | 0.0894*** | 0.0884*** | 0.0969*** | 0.0921*** | 0.0916*** |
| | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0013) | (0.0013) | (0.0013) |
| *2003*×ln*property* | 0.1269*** | 0.1252*** | 0.1243*** | 0.1423*** | 0.1359*** | 0.1348*** |
| | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0013) | (0.0013) | (0.0013) |
| *2004*×ln*property* | 0.1864*** | 0.1823*** | 0.1810*** | 0.2033*** | 0.1935*** | 0.1914*** |
| | (0.0014) | (0.0014) | (0.0014) | (0.0013) | (0.0013) | (0.0013) |
| *2005*×ln*property* | 0.2112*** | 0.2066*** | 0.2053*** | 0.2321*** | 0.2201*** | 0.2174*** |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0013) | (0.0014) | (0.0014) |
| *2006*×ln*property* | 0.2306*** | 0.2254*** | 0.2244*** | 0.2548*** | 0.2412*** | 0.2382*** |
| | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0014) | (0.0014) | (0.0014) |
| *2007*×ln*property* | 0.2167*** | 0.2106*** | 0.2096*** | 0.2425*** | 0.2268*** | 0.2236*** |
| | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0014) | (0.0015) | (0.0015) |
| ln*age* | | -0.0040*** | -0.0004 | | 0.0301*** | 0.0306*** |
| | | (0.0007) | (0.0007) | | (0.0014) | (0.0014) |
| ln*employment* | | 0.0009** | -0.0033*** | | 0.0096*** | -0.0062*** |
| | | (0.0004) | (0.0007) | | (0.0011) | (0.0014) |
| ln*wage* | | 0.0364*** | 0.0342*** | | 0.0332*** | 0.0258*** |
| | | (0.0008) | (0.0009) | | (0.0010) | (0.0011) |
| ln*finance* | | -0.0020*** | -0.0023*** | | -0.0004** | -0.0008*** |
| | | (0.0002) | (0.0002) | | (0.0002) | (0.0002) |
| *tax* | | -0.1097*** | -0.0879*** | | -0.1567*** | -0.1275*** |
| | | (0.0148) | (0.0149) | | (0.0170) | (0.0170) |
| ln*revenue* | | | 0.0053*** | | | 0.0236*** |
| | | | (0.0006) | | | (0.0010) |
| ln*subsidy* | | | -0.0231 | | | -0.0088 |
| | | | (0.0194) | | | (0.0175) |
| *state* | | | -0.0341*** | | | -0.0497*** |
| | | | (0.0020) | | | (0.0034) |
| ln*klratio* | | | -0.0041*** | | | -0.0033*** |
| | | | (0.0004) | | | (0.0008) |
| 省份固定 | YES | YES | YES | NO | NO | NO |
| 行业固定 | YES | YES | YES | NO | NO | NO |
| 企业固定 | NO | NO | NO | YES | YES | YES |
| 观测值数 | 175686 | 175684 | 175684 | 149835 | 149833 | 149833 |
| $R^2$ | 0.6915 | 0.6952 | 0.6960 | 0.8804 | 0.8822 | 0.8830 |

注：汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用STATA13软件计算。




**附图2　知识产权保护对出口技术复杂度在时间轴上的边际影响**

注：图像是根据附表4第(3)列的估计结果求边际效应绘制的。

资料来源：作者利用MATLAB软件计算。

本节在正文（13）式的基础上，将时间效应与知识产权保护相乘，考察该交互项的系数，观察知识产权保护对企业的出口技术复杂度在每一年的具体影响。附表 4 报告了知识产权保护对出口技术复杂度的动态性的检验结果。从回归的结果来看，无论是在控制了省份效应、行业效应还是在控制企业效应的模型中，知识产权保护对企业出口技术复杂度的影响都是逐年增大的，仅仅在 2007 年有小幅度下滑。本文还计算了知识产权保护在每个年份对出口技术复杂度影响的边际效应，并绘制在附图 2 中，从附图 2 中可以看到知识产权保护的对出口技术复杂度影响的峰值出现在 2006 年，知识产权保护对出口技术复杂度提升的增量在时间序列上似乎表现出倒“U”型关系，但是这并不意味着知识产权保护在抑制出口技术复杂度的提升，知识产权保护对出口技术复杂度提升的增量减少并不意味着知识产权保护达到了最优值，提升知识产权保护依然会显著提升企业的出口技术复杂度（见附图 2）。

（3）关于正文表2和表3控制变量的报告结果。

**附表5：知识产权保护对不同所有制企业的出口技术复杂度回归结果**

| 变量 | (1)<br>ln*ESIi* | (2)<br>ln*ESIi* | (3)<br>ln*ESIi* | (4)<br>ln*ESIi* | (5)<br>ln*ESIi* | (6)<br>ln*ESIi* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ln*property* | 0.0053*** | 0.0056*** | 0.0056*** | 0.0123*** | 0.0123*** | 0.0122*** |
| | (0.0020) | (0.0020) | (0.0020) | (0.0016) | (0.0016) | (0.0016) |
| ln*property*×*state* | -0.0049*** | -0.0043*** | -0.0043*** | -0.0026* | -0.0025* | -0.0024 |
| | (0.0010) | (0.0010) | (0.0010) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) |
| ln*age* | | 0.0004 | 0.0001 | | -0.0003 | -0.0006 |
| | | (0.0006) | (0.0006) | | (0.0013) | (0.0013) |
| ln*employment* | | 0.0025*** | 0.0046*** | | 0.0046*** | 0.0051*** |
| | | (0.0004) | (0.0006) | | (0.0010) | (0.0012) |
| ln*wage* | | 0.0136*** | 0.0141*** | | 0.0010 | 0.0005 |
| | | (0.0008) | (0.0009) | | (0.0009) | (0.0010) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ln*finance* | | -0.0017*** | -0.0015*** | | 0.0001 | 0.0002 |
| | | (0.0002) | (0.0002) | | (0.0002) | (0.0002) |
| *tax* | | -0.0038 | -0.0100 | | -0.0108 | -0.0100 |
| | | (0.0138) | (0.0138) | | (0.0152) | (0.0152) |
| ln*revenue* | | | -0.0024*** | | | 0.0009 |
| | | | (0.0006) | | | (0.0009) |
| ln*subsidy* | | | -0.0113 | | | -0.0049 |
| | | | (0.0180) | | | (0.0156) |
| ln*klratio* | | | 0.0017*** | | | 0.0016** |
| | | | (0.0004) | | | (0.0007) |
| 时间固定 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 省份固定 | YES | YES | YES | NO | NO | NO |
| 行业固定 | YES | YES | YES | NO | NO | NO |
| 企业固定 | NO | NO | NO | YES | YES | YES |
| 观测值数 | 175686 | 175684 | 175684 | 149835 | 149833 | 149833 |
| $R^2$ | 0.7367 | 0.7374 | 0.7374 | 0.9069 | 0.9069 | 0.9069 |

注：*state* 为虚拟变量，当企业为国有企业时为 1，否则为 0；汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用STATA13软件计算。

附表 6：知识产权保护对不同契约密集度的企业出口技术复杂度回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---|---|---|---|
| | 契约密集度为$zr_1$ | | 契约密集度为$zr_2$ | |
| | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* |
| ln*property* | 0.0120*** | 0.0209*** | 0.0120*** | 0.0147*** |
| | (0.0016) | (0.0020) | (0.0016) | (0.0017) |
| ln*property*×ln$zr_1$ | | 0.0125*** | | |
| | | (0.0017) | | |
| ln$zr_1$ | 0.0040 | -0.0217*** | | |
| | (0.0037) | (0.0051) | | |
| ln$zr_2$ | | | 0.0124 | -0.0270** |
| | | | (0.0099) | (0.0129) |
| ln*property*×ln$zr_2$ | | | | 0.0210*** |
| | | | | (0.0044) |
| ln*age* | | -0.0006 | | -0.0005 |
| | | (0.0013) | | (0.0013) |
| ln*em* | | 0.0049*** | | 0.0050*** |
| | | (0.0012) | | (0.0012) |
| ln*wage* | | 0.0005 | | 0.0006 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | | (0.0010) | | (0.0010) |
| ln*finace* | | 0.0002 | | 0.0002 |
| | | (0.0002) | | (0.0002) |
| *tax* | | -0.0095 | | -0.0097 |
| | | (0.0152) | | (0.0152) |
| ln*revenue* | | 0.0011 | | 0.0009 |
| | | (0.0009) | | (0.0009) |
| ln*subsidy* | | -0.0043 | | -0.0042 |
| | | (0.0156) | | (0.0156) |
| *state* | | -0.0023 | | -0.0020 |
| | | (0.0031) | | (0.0031) |
| ln*klratio* | | 0.0016** | | 0.0016** |
| | | (0.0007) | | (0.0007) |
| 企业固定 | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 149811 | 149809 | 149811 | 149809 |
| $R^2$ | 0.9069 | 0.9070 | 0.9069 | 0.9070 |

注：汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用STATA13软件计算。

## 6. 内生性检验结果及内生性估计结果

附表 7：内生性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| 卡方值 | 44.70 | 44.69 | 44.65 | 44.72 | 44.76 |
| P值 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

资料来源：作者利用STATA13软件计算。

附表 8：内生性问题估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| 变量 | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* |
| ln*property* | 0.066991*** | 0.066978*** | 0.066979*** | 0.066978*** | 0.067020*** |
| | (0.008378) | (0.008374) | (0.008374) | (0.008374) | (0.008374) |
| ln*age* | | -0.0015 | -0.0015 | -0.0016 | -0.0016 |
| | | (0.0013) | (0.0013) | (0.0013) | (0.0013) |
| ln*employment* | | 0.0048*** | 0.0048*** | 0.0044*** | 0.0056*** |
| | | (0.0010) | (0.0010) | (0.0011) | (0.0012) |
| ln*wage* | | 0.0013 | 0.0013 | 0.0011 | 0.0009 |
| | | (0.0010) | (0.0010) | (0.0010) | (0.0010) |
| ln*finance* | | | 0.0002 | 0.0002 | 0.0003 |
| | | | (0.0002) | (0.0002) | (0.0002) |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| *tax* | | | -0.0154 | -0.0146 | -0.0154 |
| | | | (0.0153) | (0.0153) | (0.0153) |
| ln*revenue* | | | | 0.0007 | 0.0003 |
| | | | | (0.0009) | (0.0009) |
| ln*subsidy* | | | | -0.0034 | -0.0036 |
| | | | | (0.0157) | (0.0157) |
| *state* | | | | | -0.0028 |
| | | | | | (0.0031) |
| ln*klratio* | | | | | 0.0016** |
| | | | | | (0.0007) |
| 时间固定 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 企业固定 | YES | YES | YES | YES | YES |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 5252.839*** | 5259.829*** | 5261.383*** | 5263.603*** | 5263.757*** |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 3952.213*** | 3957.537*** | 3958.676*** | 3960.335*** | 3960.381*** |
| 观测值数 | 149835 | 149833 | 149833 | 149833 | 149833 |
| $R^2$ | 0.9058 | 0.9058 | 0.9058 | 0.9058 | 0.9058 |

注：汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用STATA13软件计算。

## 7. 稳健性检验结果

附表9：稳健性检验估计结果1

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 更换知识产权指标 | | 教会大学（工具变量） | | 截面回归 | | 2008-2013年 | |
| 变量 | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* |
| ln*property* | | | 0.0726*** | 0.0727*** | 0.0052*** | 0.0120*** | | |
| | | | (0.0086) | (0.0086) | (0.0020) | (0.0016) | | |
| ln*age* | 0.0002 | -0.0005 | | -0.0017 | 0.0002 | -0.0006 | -0.0030*** | -0.0028** |
| | (0.0006) | (0.0013) | | (0.0013) | (0.0006) | (0.0013) | (0.0006) | (0.0012) |
| ln*employment* | 0.0045*** | 0.0049*** | | 0.0056*** | 0.0046*** | 0.0051*** | 0.0025*** | 0.0056*** |
| | (0.0006) | (0.0012) | | (0.0012) | (0.0006) | (0.0012) | (0.0005) | (0.0015) |
| ln*wage* | 0.0141*** | 0.0003 | | 0.0010 | 0.0141*** | 0.0005 | — | — |
| | (0.0009) | (0.0010) | | (0.0010) | (0.0009) | (0.0010) | — | — |
| ln*finance* | -0.0015*** | 0.0002 | | 0.0003 | -0.0015*** | 0.0002 | -0.0007*** | -0.0002* |
| | (0.0002) | (0.0002) | | (0.0002) | (0.0002) | (0.0002) | (0.0001) | (0.0001) |
| *tax* | -0.0097 | -0.0104 | | -0.0160 | -0.0100 | -0.0098 | — | — |
| | (0.0138) | (0.0152) | | (0.0153) | (0.0138) | (0.0152) | — | — |
| ln*revenue* | -0.0024*** | 0.0011 | | 0.0002 | -0.0025*** | 0.0009 | 0.0057*** | 0.0040*** |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (0.0006) | (0.0009) | | (0.0009) | (0.0006) | (0.0009) | (0.0004) | (0.0006) |
| ln*subsidy* | -0.0100 | -0.0044 | | -0.0035 | -0.0108 | -0.0046 | -0.0000 | -0.0000 |
| | (0.0180) | (0.0156) | | (0.0157) | (0.0180) | (0.0156) | (0.0000) | (0.0000) |
| *state* | -0.0072*** | -0.0022 | | -0.0029 | -0.0069*** | -0.0021 | -0.0075*** | -0.0062 |
| | (0.0019) | (0.0031) | | (0.0031) | (0.0019) | (0.0031) | (0.0029) | (0.0048) |
| ln*klratio* | 0.0017*** | 0.0018** | | 0.0016** | 0.0017*** | 0.0017** | 0.0034*** | 0.0013*** |
| | (0.0004) | (0.0007) | | (0.0007) | (0.0004) | (0.0007) | (0.0003) | (0.0004) |
| ln*law* | 0.0668*** | 0.0606*** | | | | | 0.0285*** | 0.0314*** |
| | (0.0118) | (0.0064) | | | | | (0.0066) | (0.0044) |
| 省份固定 | YES | NO | NO | NO | YES | NO | YES | NO |
| 行业固定 | YES | NO | NO | NO | YES | NO | YES | NO |
| 企业固定 | NO | YES | YES | YES | NO | YES | NO | YES |
| 年份固定 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值数 | 175715 | 149866 | 149835 | 149833 | 175685 | 175685 | 237022 | 217440 |
| $R^2$ | 0.7376 | 0.9070 | 0.9056 | 0.9056 | 0.7374 | 0.9231 | 0.5576 | 0.8801 |

注：汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用STATA13软件计算。

## 附表10：稳健性检验结果2

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 变量 | ln*ESIi_1_adj* | ln*ESIi_1_adj* | ln*ESIi_2_adj* | ln*ESIi_2_adj* | ln*ESIi_3_adj* | ln*ESIi_3_adj* |
| ln*property* | 0.0068*** | 0.0137*** | 0.0161** | 0.0190*** | 0.0098** | 0.0074* |
| | (0.0020) | (0.0017) | (0.0064) | (0.0063) | (0.0041) | (0.0043) |
| ln*age* | -0.0001 | -0.0005 | 0.0031 | 0.0093* | -0.0023* | -0.0012 |
| | (0.0007) | (0.0014) | (0.0021) | (0.0051) | (0.0014) | (0.0038) |
| ln*employment* | 0.0059*** | 0.0078*** | 0.1204*** | 0.0638*** | -0.0028** | 0.0111*** |
| | (0.0006) | (0.0013) | (0.0021) | (0.0049) | (0.0014) | (0.0038) |
| ln*wage* | 0.0145*** | 0.0005 | 0.1107*** | 0.0552*** | 0.0145*** | -0.0019 |
| | (0.0009) | (0.0010) | (0.0028) | (0.0039) | (0.0019) | (0.0030) |
| ln*finace* | -0.0016*** | 0.0003 | -0.0123*** | -0.0052*** | -0.0018*** | -0.0009 |
| | (0.0002) | (0.0002) | (0.0005) | (0.0008) | (0.0004) | (0.0006) |
| *tax* | -0.0101 | -0.0215 | 4.2141*** | 3.2858*** | 0.0936*** | -0.0174 |
| | (0.0142) | (0.0161) | (0.0455) | (0.0607) | (0.0298) | (0.0452) |
| ln*revenue* | -0.0036*** | -0.0019* | -0.1005*** | -0.0368*** | 0.0019 | 0.0034 |
| | (0.0006) | (0.0010) | (0.0019) | (0.0038) | (0.0012) | (0.0029) |
| ln*subsidy* | -0.0135 | -0.0096 | -0.0018 | -0.0767 | -0.0495 | -0.0044 |
| | (0.0185) | (0.0165) | (0.0636) | (0.0651) | (0.0394) | (0.0452) |
| *state* | -0.0071*** | -0.0026 | -0.0602*** | 0.0089 | -0.0174*** | -0.0011 |
| | (0.0019) | (0.0032) | (0.0062) | (0.0121) | (0.0040) | (0.0090) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ln*klratio* | 0.0019*** | 0.0028*** | 0.0139*** | -0.0041 | 0.0041*** | 0.0001 |
| | (0.0004) | (0.0007) | (0.0013) | (0.0028) | (0.0008) | (0.0022) |
| 省份固定 | YES | NO | YES | NO | YES | NO |
| 行业固定 | YES | NO | YES | NO | YES | NO |
| 时间固定 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 企业固定 | NO | YES | NO | YES | NO | YES |
| 观测值 | 175646 | 149809 | 172607 | 146834 | 125758 | 102566 |
| $R^2$ | 0.7513 | 0.9068 | 0.3199 | 0.6509 | 0.2661 | 0.5622 |

注：汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用 STATA13 软件计算。

## 8. 知识产权保护通过高人力资本投入影响企业出口技术复杂度的检验结果

附表 11：渠道分析检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 变量 | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* | ln*ESIi* |
| ln*property* | 0.0643*** | 0.0612*** | 0.0607*** | 0.0574*** | 0.0610*** | 0.0579*** |
| | (0.0063) | (0.0064) | (0.0063) | (0.0064) | (0.0063) | (0.0064) |
| $high_1$ | -0.0000 | -0.0002*** | -0.0001 | -0.0002*** | | |
| | (0.0000) | (0.0001) | (0.0000) | (0.0001) | | |
| ln*property*×$high_1$ | | 0.0001*** | | 0.0001*** | | |
| | | (0.0000) | | (0.0000) | | |
| $high_2$ | | | | | -0.0000 | -0.0002*** |
| | | | | | (0.0000) | (0.0001) |
| ln*property*×$high_2$ | | | | | | 0.0001*** |
| | | | | | | (0.0000) |
| ln*age* | | | 0.0021 | 0.0022 | 0.0021 | 0.0022 |
| | | | (0.0016) | (0.0016) | (0.0016) | (0.0016) |
| ln*employment* | | | 0.0017 | 0.0020 | 0.0016 | 0.0018 |
| | | | (0.0017) | (0.0017) | (0.0017) | (0.0017) |
| ln*wage* | | | 0.0169*** | 0.0171*** | 0.0168*** | 0.0170*** |
| | | | (0.0024) | (0.0024) | (0.0024) | (0.0024) |
| ln*finance* | | | -0.0017*** | -0.0017*** | -0.0017*** | -0.0017*** |
| | | | (0.0005) | (0.0005) | (0.0005) | (0.0005) |
| *tax* | | | 0.0500 | 0.0507 | 0.0497 | 0.0502 |
| | | | (0.0321) | (0.0321) | (0.0321) | (0.0321) |
| ln*revenue* | | | -0.0023 | -0.0022 | -0.0023 | -0.0023 |
| | | | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) | (0.0015) |
| ln*subsidy* | | | -0.0411 | -0.0410 | -0.0414 | -0.0421 |
| | | | (0.0894) | (0.0893) | (0.0894) | (0.0894) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *state* | | | -0.0085 | -0.0074 | -0.0087* | -0.0079 |
| | | | (0.0053) | (0.0053) | (0.0053) | (0.0053) |
| ln*klratio* | | | 0.0016 | 0.0016 | 0.0016 | 0.0016 |
| | | | (0.0010) | (0.0010) | (0.0010) | (0.0010) |
| 省份固定 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业固定 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值数 | 25813 | 25813 | 25813 | 25813 | 25813 | 25813 |
| $R^2$ | 0.3887 | 0.3889 | 0.3908 | 0.3910 | 0.3908 | 0.3910 |

注：汇报结果均是异方差稳健标准误， *、**、***分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。

资料来源：作者利用STATA13软件计算。

## 参考文献


[1] 代中强. 知识产权保护提高了出口技术复杂度吗?——来自中国省际层面的经验研究[J]. 科学学研究，2014，(12)：1846–1858.

[2] 樊纲，王小鲁，朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京：经济科学出版社，2011.

[3] 李俊青，刘帅光，刘鹏飞. 金融契约执行效率、企业进入与产品市场竞争[J]. 经济研究，2017，(3)：136–150.

[4] 毛其淋，盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究，2013，(4)：16–29.

[5] 齐俊妍，王岚. 贸易转型、技术升级和中国出口品国内完全技术含量演进[J]. 世界经济，2015，(3)：29–56.

[6] 许和连，成丽红，孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济，2017，(10)：62–80.

[7] 姚洋，张晔. 中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据[J]. 中国社会科学，2008，(2)：67–82.

[8] 张杰，陈志远，刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究，2013，(10)：124–137.

[9] 诸竹君，黄先海，余骁. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率[J]. 中国工业经济，2018，(8):116–134.

[10] Amiti，M.，O. Itskhoki，and J. Konings. Importers，Exporters，and Exchange Rate Disconnect[J]. Social Science Electronic Publishing，2012，104(7): 1942–1978.

[11] Hall，R. E.，and C. I. Jones. Why do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others[J]. 1999，114: 83–116.

[12] Klenow，P. J.，and A. Rodrí guezclare. The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?[J]. Nber Macroeconomics Annual，1997，12(12): 73–103.

[13] Koopman，R.，Wang，Z.，and，S. J. Wei. Estimating Domestic Content in Exports when Processing Trade is Pervasive [J]. Journal of Development Economics, 2012, 99(1): 178–189.

[14] Upward，R.，Wang，Z.，Zheng，J. Weighing. China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(2): 527–543.


**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。**

引用示例：

参考文献引用范例：

[1] 朱军. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J].中国工业经济.2017,(1):5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容（包括数据、程序、附录文件），请务必在研究成果正文中注明：

数据(及程序等附件)来自朱军(2017),参见在《中国工业经济》网站(http://www.ciejournal.org)附件下载。