**人力资本积累、贸易开放与中国制造业企业创新**

张亮 邱斌 吴腊梅 彭婷婷

**目录**

[附录I 使用1995年中国行业人力资本密集度的稳健性检验 1](#_Toc160308257)

[附录II 采用不同窗口期子样本的稳健性检验 3](#_Toc160308258)

[附录III 其他稳健性检验 5](#_Toc160308259)

# 附录I 使用1995年中国行业人力资本密集度的稳健性检验

本文衡量行业的人力资本密集度采用的是1980年美国各行业具有大学本科及以上学历人数的比重，这可以尽量避免反向因果导致的内生性问题，在本部分使用冲击形成前（1995年）中国行业的人力资本密集度进行替代，作为稳健性检验。研究结果显示，在考虑了一系列可能的干扰因素后回归结果依然稳健。具体结果如表I1所示，按照正文的思路，本部分分别进行了以下回归：第（1）列为基准回归；第（2）列为控制了产业线性时间趋势；第（3）列为两期DID模型；第（4）–（6）列为考虑中国加入WTO带来出口增长的影响，第（4）列和第（5）列是分别删除了出口最多与第二多行业的样本，第（6）列控制了出口行业×*Post*03；第（7）列与第（8）列分别控制了行业产出关税和行业投入品关税；第（9）列控制了外资自由化；第（10）列控制了国有企业改革；最后，第（11）列为同时控制了贸易自由化、外资自由化和国有企业改革政策影响的回归结果。结果显示，交互项*HC\_CNj×Post*03的系数估计值都显著为正，进一步表明人力资本积累有利于中国制造业企业的创新。

表I1 稳健性检验：使用1995年中国行业的人力资本密集度的结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） | （9） | （10） | （11） |
|  | 基准回归 | 产业时间趋势 | 两期DID | 删除出口最多 | 删除出口第二多 | 出口行业×*Post*03 | 行业产出关税 | 行业投入品关税 | 外资自由化 | 国有制改革 | 所有政策冲击 |
| *HC\_CN×Post*03 | 0.248\*\*\* | 0.267\*\*\* | 0.259\*\*\* | 0.246\*\*\* | 0.244\*\*\* | 0.247\*\*\* | 0.243\*\*\* | 0.266\*\*\* | 0.244\*\*\* | 0.249\*\*\* | 0.252\*\*\* |
|  | （0.060） | （0.065） | （0.069） | （0.059） | （0.060） | （0.060） | （0.060） | （0.061） | （0.059） | （0.060） | （0.061） |
| 出口行业*×Post*03 |  |  |  |  |  | 0.002 |  |  |  |  |  |
| 行业产出关税 |  |  |  |  |  |  | 是 |  |  |  | 是 |
| 行业投入品关税 |  |  |  |  |  |  |  | 是 |  |  | 是 |
| 外资自由化 |  |  |  |  |  |  |  |  | 是 |  | 是 |
| 国有制改革 |  |  |  |  |  |  |  |  |  | 是 | 是 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 产业时间趋势 | 否 | 是 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 | 否 |
| Constant | –0.090\*\*\* | –0.091\*\*\* | –0.156\*\*\* | –0.090\*\*\* | –0.092\*\*\* | –0.090\*\*\* | –0.094\*\*\* | –0.076\*\*\* | –0.096\*\*\* | –0.098\*\*\* | –0.094\*\*\* |
|  | （0.011） | （0.011） | （0.023） | （0.011） | （0.012） | （0.011） | （0.012） | （0.012） | （0.011） | （0.012） | （0.012） |
| Observations | 1,428,844 | 1,428,844 | 209,834 | 1,427,641 | 1,405,198 | 1,428,844 | 1,427,752 | 1,427,752 | 1,426,297 | 1,418,881 | 1,415,253 |
| *R2* | 0.5957 | 0.5961 | 0.7043 | 0.5941 | 0.5960 | 0.5957 | 0.5957 | 0.5957 | 0.5958 | 0.5962 | 0.5963 |

# 附录II 采用不同窗口期子样本的稳健性检验

为了保证文章识别策略的有效性和平行趋势检验的可靠性，本文进一步采用不同样本期间的数据进行实证分析。根据平行趋势检验可知，政策冲击前1998–2002年期间内处理组和对照组的趋势在2000–2001年较为平行，而此前的1998–2000年处理组和对照组的平行趋势并不十分明显，并且在2005年后两组的趋势呈现出更为明显的差异。基于以上分析，本文使用不同样本期进行回归，以保证本文结论的稳健性。表II1的回归结果显示，无论是使用2001年还是2002年作为样本起始年份，并分别以2007、2006、2005、2004和2003年作为样本末期，采用不同子样本的回归结果都与基准回归结论保持一致，这进一步保证了本文结论的稳健性。

表II1 不同窗口期子样本的回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） | （9） | （10） |
|  | 2001年及以后的样本 | | | | | 2000年及以后的样本 | | | | |
|  | 2001–2007 | 2001–2006 | 2001–2005 | 2001–2004 | 2001–2003 | 2000–2007 | 2000–2006 | 2000–2005 | 2000–2004 | 2000–2003 |
| *HC×Post*03 | 0.057\*\* | 0.064\*\*\* | 0.060\*\* | 0.056\*\* | 0.065\*\* | 0.073\*\*\* | 0.079\*\*\* | 0.076\*\*\* | 0.072\*\*\* | 0.075\*\* |
|  | （0.023） | （0.024） | （0.024） | （0.025） | （0.031） | （0.026） | （0.027） | （0.027） | （0.027） | （0.031） |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | –0.069\*\*\* | –0.060\*\*\* | –0.044\*\*\* | –0.029\*\* | –0.014 | –0.081\*\*\* | –0.073\*\*\* | –0.061\*\*\* | –0.049\*\*\* | –0.037\*\*\* |
|  | （0.010） | （0.010） | （0.011） | （0.013） | （0.012） | （0.011） | （0.011） | （0.012） | （0.013） | （0.012） |
| Observations | 1,123,696 | 872,366 | 646,575 | 390,163 | 282,701 | 1,215,551 | 964,212 | 738,680 | 483,446 | 375,034 |
| *R2* | 0.6325 | 0.6531 | 0.6830 | 0.6951 | 0.7138 | 0.6181 | 0.6343 | 0.6571 | 0.6595 | 0.6692 |

# 附录III 其他稳健性检验

本文的核心结论是人力资本积累会显著促进中国制造业企业的创新，为了进一步验证这一结果的可靠性，本文从如下几个方面补充了稳健性检验。由于本文所使用样本包含了中国在2001年加入WTO这一特殊时期，为了充分考虑研究结论可能受到样本期间其它政策冲击的影响，本文分别从中国加入WTO带来的中间品、最终品进口关税降低及贸易政策不确定性下降等多个方面的影响展开稳健性检验，同时进一步考虑了期间外资管制放松、国有制改革等其他政策冲击的影响。

**1. 考虑中国加入WTO后进口关税降低的影响**

本文基准回归使用的样本是1998–2007年中国工业企业的数据，基准分析结果初步表明人力资本积累显著提升了企业创新能力。但在样本期间，企业可能还会受到其他相关政策的影响。首先，2001年中国加入WTO这一政策冲击，会带来企业出口的增加以及最终品关税和中间品关税的下降，表III1的回归中考虑了中国加入WTO带来的影响。具体而言，借鉴Che and Zhang（2018）的做法，表III1第（1）列删除了出口最多的行业，第（2）列删除了出口第二多的行业，结果发现交互项的回归系数仍然显著为正。进一步地，第（3）列控制了出口行业*×Post*03，回归结果并无显著差异，表明本文的基本结论并不会受到中国加入WTO带来的行业出口增长的影响。第（4）–（5）列则进一步通过控制行业最终品关税和中间品关税以排除中国加入WTO带来的关税下降的影响，结果发现本文关注的核心变量*HC×Post*03的系数估计值仍然显著为正。结果表明，在控制中国加入WTO出口增长和进口关税降低的影响后本文的研究结果依然可靠。

表III1稳健性检验：考虑中国加入WTO后进口关税降低的影响

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） |
|  | 删除出口最多的行业 | 删除出口第二多的行业 | 控制出口行业×*Post*03 | 控制行业最终品关税 | 控制行业中间品关税 |
| *HC×Post*03 | 0.086\*\*\* | 0.084\*\*\* | 0.086\*\*\* | 0.083\*\*\* | 0.101\*\*\* |
|  | （0.030） | （0.031） | （0.030） | （0.029） | （0.031） |
| 出口行业×*Post*03 |  |  | 是 |  |  |
| 行业产出关税 |  |  |  | 是 |  |
| 行业投入品关税 |  |  |  |  | 是 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | –0.090\*\*\* | –0.092\*\*\* | –0.091\*\*\* | –0.095\*\*\* | –0.077\*\*\* |
|  | （0.012） | （0.012） | （0.012） | （0.013） | （0.012） |
| Observations | 1,427,641 | 1,405,198 | 1,428,844 | 1,427,752 | 1,427,752 |
| *R2* | 0.5941 | 0.5959 | 0.5957 | 0.5957 | 0.5957 |

注：出口最多的为电子计算机行业，出口第二多的为皮鞋皮革制造业行业，出口行业表示上述两个行业，行业最终品关税是根据产品贸易量及关税加权得到的，行业中间品关税是借鉴Liu and Qiu（2016）计算得到的。

**2. 考虑中国加入WTO后贸易政策不确定性下降的影响**

中国加入WTO后不仅降低了中间品和最终品进口关税，还使中国企业面对的贸易政策不确定性大幅降低。在加入WTO之前，美国给予中国的正常贸易关系是临时性的，美国众议院按照《1974年贸易法》有关条款需要每年都对中国的最惠国待遇进行审议，如果审议不通过则会终止正常贸易关系的关税优惠，这种情形下中国企业将会面临被征收非常高的二类关税（column 2 tariff）威胁。在中国加入WTO 之后，美国政府正式授予中国永久正常贸易关系，即不再需要对中国所享受的最惠国待遇进行年度审议，这在很大程度上降低了中国企业所面临的贸易政策不确定性（Pierce and Schott，2016），中国不同行业所属企业面对的贸易政策不确定的降低存在很大差异。因此，在表III2中通过加入*TPU*1*×year*或*TPU*2*×year*来控制样本期间贸易政策不确定性的影响，*TPU*1和*TPU*2是两种衡量贸易政策不确定性的方式，*year*是年份虚拟变量。借鉴Handley and Limao（2014）以及Liu and Ma（2021），，。是较高的二类关税，是最惠国关税，是替代弹性取值为3。考虑到加入WTO后贸易政策不确定性的下降可能对本文结论产生影响，即在中国加入WTO后，相较于原本贸易政策不确定性较小的企业，那些经历较大贸易政策不确定性降低企业的创新可能也会有不一样的变动趋势。为了控制在政策冲击前后由于贸易政策不确定性对本文结果的潜在影响，本文在表III2第（1）–（4）列中进一步将*TPU*与年份虚拟变量的交互项（*TPU×year*）作为控制变量纳入回归模型，其中第（1）和（3）列为未加入控制变量的结果，第（2）和（4）列为加入控制变量的结果，研究发现在控制贸易政策不确定后核心解释变量*HC×Post*03的回归系数依然显著为正。最后，由于贸易政策不确定性主要是来源于美国对中国出口企业的审查，因此在第（5）列进一步控制了企业是否出口到美国的虚拟变量，回归结果依然稳健。表III2的回归结果表明，在排除中国加入WTO后贸易政策不确定性下降的潜在影响后，本文的核心研究结论依然成立。

表III2稳健性检验：考虑中国加入**WTO**后贸易政策不确定性下降的影响

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） |
|  | *innovation* | *innovation* | *innovation* | *innovation* | *innovation* |
| *HC×Post*03 | 0.103\*\* | 0.098\*\* | 0.104\*\* | 0.100\*\* | 0.097\*\* |
|  | （0.042） | （0.043） | （0.042） | （0.043） | （0.042） |
| *TPU*1*×year* | 是 | 是 | 否 | 否 |  |
| *TPU*2*×year* | 否 | 否 | 是 | 是 |  |
| 是否出口到美国 |  |  |  |  | 是 |
| 控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | 0.029\*\*\* | –0.087\*\*\* | 0.022\*\*\* | –0.094\*\*\* | –0.089\*\*\* |
|  | （0.004） | （0.015） | （0.005） | （0.015） | （0.015） |
| Observations | 1,045,474 | 1,006,473 | 1,045,474 | 1,006,473 | 1,006,473 |
| *R2* | 0.5915 | 0.5944 | 0.5915 | 0.5944 | 0.5943 |

**3. 考虑样本期间其它政策冲击的影响**

除了上述考虑中国加入WTO带来的一系列影响之外，本文还考虑到外资管制放松政策对研究结论可能产生的影响，2002年《外商投资产业指导目录》较大幅度修改使得外资进入更为容易，外资自由化带来的竞争效应和知识溢出效应也可能对企业创新产生影响。借鉴Lu and Yu（2015），表III3第（1）列控制了外资自由化后发现核心变量*HC×Post*03系数估计值依然显著为正。此外，样本期间中国还积极推进了国有企业改革，该政策对企业生产组织行为各方面都会产生影响，且企业所有制可能对创新行为具有重要影响。本文在第（2）列控制了国有企业改革，结果发现交互项的回归结果依旧显著为正。最后，第（3）列同时控制了贸易自由化、外资自由化和国有企业改革政策，核心变量*HC×Post*03的回归系数仍然在1%的统计水平上显著为正。结果表明，在考虑了样本期间其他政策冲击后本文的研究结果依然可靠。

表III3稳健性检验：考虑样本期间其它政策冲击的影响

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） |
|  | 外资  自由化 | 国有制  改革 | 所有政策  冲击 |
| *HC×Post*03 | 0.087\*\*\* | 0.088\*\*\* | 0.099\*\*\* |
|  | （0.030） | （0.030） | （0.031） |
| 外资自由化 | 是 | 否 | 是 |
| 国有制改革 | 否 | 是 | 是 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | –0.098\*\*\* | –0.098\*\*\* | –0.097\*\*\* |
|  | （0.012） | （0.012） | （0.013） |
| Observations | 1,426,297 | 1,418,881 | 1,415,253 |
| *R2* | 0.5957 | 0.5962 | 0.5963 |

注：第（1）列是考虑了外资自由化的影响，参照 Lu and Yu（2015）是采用行业中外资企业占比进行衡量；第（2）列是控制了国有制改革，借鉴白重恩等（2006）采用非国有资本占总资本的比例来衡量。

**4. 其他可能的影响因素**

除了排除样本期间上述政策的影响外，本文还考虑了其他可能的影响因素，如样本期间存在大量的企业进入退出行为、汇率制度改革、不同层面的聚类标准误、创新决策以及特大城市的影响等，回归结果如表III4所示。首先，表III4第（1）列为持续生存企业的样本，这是由于样本期间存在大量的企业进入和退出行为，而企业进入退出造成的行业内资源配置可能会对企业行为产生影响，只考虑持续生存的企业样本回归结果显示交互项*HCj×Post*03的估计系数显著为正，并且估计系数提高至0.214，这表明人力资本积累更大程度地提升了持续生存企业的创新能力。第二，考虑到2005年人民币升值以来，企业面临的国际经济环境发生了重大变化（余淼杰和袁东，2016），而汇率作为国际贸易中最重要的调节杠杆，也会直接影响到产品在国际市场的成本和价格，进而对企业的绩效和创新能力产生影响。为了避免2005年汇率制度改革对企业创新的影响以及检验本文结论在不同经济周期中的稳健性，在第（2）列仅保存了2005年之前的子样本并按照文章所述方法再次进行检验，回归结果表明交互项*HCj×Post*03系数估计值仍然显著为正。第三，为了控制潜在的序列相关和异方差等问题，本文采用企业层面聚类标准误，回归结果仍然稳健。第四，除了创新能力之外，创新决策也是企业创新的重要指标，本文在第（4）列采用了企业是否创新作为被解释变量，回归结果与前文保持一致，这表明人力资本积累同样也有利于企业的创新决策。最后，有研究表明空间集聚会影响中国企业出口的二元边际（陈旭等，2016），这是由于经济发展水平较高的城市具有更高的集聚效应，人力资本也更容易流向这些城市，为了控制这一影响，本文在第（5）列删除北京、上海、广州三所一线城市，回归结果表明排除了这一因素的影响后，人力资本积累对企业创新仍然有显著的促进作用。

表III4 稳健性检验：其他需要考虑的因素

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） |
|  | 持续生存  企业 | 汇率制度  改革 | Cluster  （firm） | 创新决策 | 删除  北上广 |
| *HC×Post*03 | 0.213\*\* | 0.089\*\*\* | 0.087\*\*\* | 0.058\*\*\* | 0.070\*\* |
|  | （0.089） | （0.030） | （0.011） | （0.018） | （0.030） |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | –0.255\*\*\* | –0.074\*\*\* | –0.091\*\*\* | –0.051\*\*\* | –0.073\*\*\* |
|  | （0.049） | （0.012） | （0.005） | （0.007） | （0.011） |
| Observations | 68,890 | 952,162 | 1,428,844 | 1,428,844 | 1,123,030 |
| *R2* | 0.5367 | 0.6192 | 0.5957 | 0.5118 | 0.5814 |

参考文献

1. 白重恩、路江涌、陶志刚，“国有企业改制效果的实证研究”，《经济研究》，2006年第8期，第4–13+69页。
2. Che, Y.，and L. Zhang，“Human Capital，Technology Adoption and Firm Performance：Impacts of China’s Higher Education Expansion in the Late 1990s”, *The Economic Journal*，2018，128（614）, 2282–2320.
3. Handley，K.，“Exporting under Trade Policy Uncertainty：Theory and Evidence”，*Journal of International Economics*，2014，94（1），50–66.
4. Liu，Q.，and H. Ma，“Trade Policy Uncertainty and Innovation：Firm Level Evidence from China’s WTO Accession”，*Journal of International Economics*，2020，127：103387.
5. Liu，Q.，and L. D. Qiu，“Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings”，*Journal of International Economics*，2016，103，166–183.
6. Lu，Y., and L. Yu，“Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession”，*American Economic Journal：Applied Economics*，2015，7（4），221–253.
7. Pierce，J. R.，and P. K. Schott，“The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment”，*American Economic Review*, 2016, 106（7），1632–62.
8. 余淼杰、袁东，“贸易自由化、加工贸易与成本加成——来自我国制造业企业的证据”，《管理世界》，2016年第9期，第33–43+54页。

**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附录下载出处**。