

《数字政府建设与企业全要素生产率》附录

附录 1 主要变量的描述性统计

由附表 1 可知，在 *LP* 和 *OP* 方法下，*TFP* 的均值分别为 12.4853 和 10.2478，与中位数 12.3726、10.1471 相差不大。这表明企业的全要素生产率不存在明显的左偏或右偏，与现有研究中的统计特征基本一致。

附表 1 描述性统计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>TFP LP</i>	24904	12.4853	1.0863	12.3726	10.2050	15.4466
<i>TFP OP</i>	24904	10.2478	0.8275	10.1472	8.5269	12.7140
<i>Treat</i>	24904	0.6711	0.4698	1	0	1
<i>Post</i>	24904	0.8061	0.3954	1	0	1
<i>Lev</i>	24904	0.4258	0.2037	0.4178	0.0319	0.9085
<i>Size</i>	24904	22.2683	1.3036	22.0720	19.5687	26.4903
<i>Age</i>	24904	2.9092	0.3328	2.9444	1.3863	3.5835
<i>Cash</i>	24904	0.1956	0.1355	0.1588	0.0121	0.7874
<i>ROA</i>	24904	0.0365	0.0646	0.0360	-0.4731	0.2260
<i>Growth</i>	24904	0.3801	0.9904	0.1406	-0.7899	10.2879
<i>Big4</i>	24904	0.0616	0.2405	0	0	1
<i>GDP</i>	24904	10.5640	0.7244	10.5904	7.6507	11.7310
<i>Pop</i>	24904	8.5645	0.6440	8.6745	6.4606	9.4481
<i>Finance</i>	24904	17.5959	0.7258	17.7437	14.6039	18.7646
<i>Tax</i>	24904	17.3478	0.7799	17.5577	14.3872	18.4963

附录 2 稳健性检验

(一) 更换被解释变量

为提升基准回归结果的稳健性，参考 Ackerberg 等（2015）的方法，计算了企业全要素生产率 *TFP_ACF*，并将其作为被解释变量进行回归分析，附表 2 中列（1）的结果表明双重差分系数仍显著为正。这表明即使更换了被解释变量的计算方式，信息惠民试点政策对企业全要素生产率的提升作用依然成立。

附表 2 更换被解释变量和工具变量回归

	(1)	(2)	(3)
	<i>TFP_ACF</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0385**	0.0859***	0.0771**
	(2.4330)	(3.0394)	(2.3628)
观测值	24904	24904	24904
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是

年份固定效应	是	是	是
组间 R ² /R ²	0.5454	0.4451	0.2196

（二）工具变量回归

为缓解信息惠民试点政策可能存在的内生性问题，我们借鉴 Bai and Jia（2016）以及黄群慧等（2019）的研究思路选取 1984 年各城市每百人固定电话数量与政策时间前后的交乘项作为双重差分项的工具变量。在采用工具变量法后，附表 2 中列（2）和列（3）的二阶段回归结果显示，相关系数均显著为正。这进一步证明，即使在考虑并控制了潜在的内生性问题后，信息惠民试点政策依然对企业全要素生产率具有正向促进作用，结论依然稳健成立。此外，工具变量也通过了有效性检验和弱工具变量检验。

（三）政策强度回归

通过结合百度搜索与网络爬虫技术，整理并汇总了各城市信息惠民试点的相关政策文件，并对文件数量取自然对数，以此构建了各城市的政策强度变量（*LnPolicy*）。随后，将双重差分项与该政策强度变量的交乘项纳入回归模型进行分析。附表 3 中列（1）和列（2）的结果显示，*Treat×Post×LnPolicy* 的系数显著为正。这表明政策强度越大，政策对企业全要素生产率的积极影响越大，进一步证实了基准回归结果的稳健性以及信息惠民政策的有效性。

附表 3 政策强度回归和安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Treat×Post×LnPolicy</i>	0.0115*** (3.6337)	0.0068** (1.9652)		
<i>DID_Fake</i>			0.1159 (0.8922)	0.0545 (0.5026)
观测值	24904	24904	24904	24904
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
组间 R ²	0.4453	0.2192	0.4447	0.2189

（四）安慰剂检验

我们将政策冲击时间提前一年，构建了虚构的双重差分变量 *DID_Fake*，并将其纳入模型进行回归。附表 3 中列（3）和列（4）的结果显示，*DID_Fake* 的系数均不显著。这证明基准回归结果中企业全要素生产率的变化确实是由信息惠民试点政策所导致的，而非其他潜在趋势。

（五）控制其他相似政策的影响

为控制样本期间内其他地区层面政策对企业全要素生产率估计可能产生的混淆影响，我们梳理并选取了智慧城市试点（*Smart*）和政府公共数据开放（*Open*）这两项相关政策，并将它们同时纳入回归模型进行分析。附表 4 中列（1）和列（2）的结果显示，信息惠民试点政策对企业全要素生产率的正向效应并未受到智慧城市试点政策和政府公共数据开放政策的干扰。

附表 4 控制其他相似政策的影响和考虑期初控制变量的时间趋势

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0462** (1.9777)	0.0494** (1.9659)	0.0554*** (3.3327)	0.0526*** (2.8740)
<i>Smart</i>	0.0039 (0.3426)	0.0041 (0.3249)		
<i>Open</i>	0.0188 (0.7802)	0.0094 (0.3672)		
观测值	24904	24904	24904	24904
控制变量	是	是	是	是
期初控制变量×时间趋势	否	否	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
组间 R ²	0.4454	0.2198	0.4457	0.2199

(六) 考虑期初控制变量的时间趋势

考虑到控制变量可能直接受到政策实施的影响，进而引发内生性问题，进一步加入了期初城市层面控制变量与时间的交互项进行回归分析。附表 4 中列（3）和列（4）的回归结果显示，即便引入了这些交互项，信息惠民试点政策仍正向影响了企业全要素生产率。

参考文献

- [1] 黄群慧、余泳泽和张松林，2019，《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第 8 期，第 5~23 页。
- [2] Akerberg, D. A., K. Caves and G. Frazer, 2015, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 83(6), pp.2411~2451.
- [3] Bai, Y. and R. Jia, 2016, “Elite recruitment and political stability: the impact of the abolition of China's civil service exam”, *Econometrica*, 84(2), pp.677~733.