**附录A 稳健性检验**

**1.****互联网的其他度量方法**

在前文实证研究中，我们主要从地区互联网上网人数的角度来刻画地区互联网发展水平。为了稳健起见，我们考虑采用其他两种方法来重新度量：其一，使用各地区CN域名数与所在地区人口总数（万人）的比值来衡量地区互联网发展水平（记为*INTNETCN*）；其二，使用各地区长途光缆线路长度与所在地区人口总数（万人）的比值进行衡量（记为*INTNETFB*）。从表A1第（1）列可以看到，交叉项*INTNETCN*×*INTNETints*的估计系数显著为正，表明伴随着地区CN域名数的增加，高互联网依赖度行业的企业就业水平较于低互联网依赖度行业有更大幅度的提升；此外，表A1第（2）列的回归结果显示，交叉项*INTNETFB*×*INTNETints*的估计系数为正且通过了1%水平的显著性检验，表明随着长途光缆线路长度的提高，高互联网依赖度行业的企业就业水平相比于低互联网依赖度行业的提升幅度也更大。以上检验均意味着，互联网发展显著促进了企业就业水平的提升，这一核心结论并不会随着地区互联网发展衡量方法的不同而改变。

**2.企业就业增长率**

在前文，我们使用企业就业人数的自然对数值作为因变量，进而考察互联网发展对企业就业水平的影响，发现互联网发展显著促进了企业就业水平的提升。与此紧密相关的一个问题是，互联网发展对企业就业增长率究竟会产生怎样的影响？为了回答这一问题，接下来借鉴Dai and Xu（2017）的做法，采用企业就业增长率作为因变量，考察互联网发展与企业就业增长之间的关系，回归结果如表A1第（3）列所示。我们发现，交叉项*INTNET*×*INTNETints*的估计系数显著为正，表明在控制了其他影响因素之后，随着互联网发展水平的提高，高互联网依赖度行业的企业就业增长率较于低互联网依赖度行业的提升幅度更大，这意味着互联网发展不仅有利于提高企业的就业水平，而且对企业就业增长率的提升也产生了显著的促进作用。

**3.控制其他维度的比较优势**

本文旨在考察互联网发展对企业就业的影响，发现互联网作为一种比较优势，会对制造业就业产生积极的影响。考虑到除了互联网发展之外，其他地区层面的比较优势（如人力资本、基础设施和资本投入等）也可能会对企业行为产生影响（Fernandes et al.，2019），作为一个稳健性检验，我们对人力资本、基础设施和资本投入等其他维度的比较优势进行控制。具体地，我们在基准比较优势型的双重差分法模型中引入地区技能劳动力（）与行业技能劳动力密集度（）的交叉项、地区交通基础设施（）与行业交通设施使用密集度（）的交叉项、地区实际资本投入（）与行业资本使用密集度（）的交叉项，回归结果报告在表A1第（4）列。从中不难看出，在控制了上述其他维度的比较优势的潜在影响之后，核心解释变量*INTNET*×*INTNETints*的估计系数大小和显著性水平与基准回归结果（即表1第（7）列）相比没有发生实质变化，仍然在1%水平上显著为正。由此可见，互联网发展促进企业就业水平提升这一核心结论并不会受到其余地区比较优势的干扰。

**4.控制其他固定效应**

在基准回归中，为了降低遗漏变量偏差，我们控制了企业特征因素、地区维度影响因素、行业层面政策变动、企业固定效应以及年份固定效应。然而，企业就业变化还可能会受到其他地区层面时变因素（如政府行为）以及其他行业层面时变因素（如行业管制）的影响。为此，作为进一步的稳健性检验，我们在表A1第（5）列控制了“地区×年份”固定效应，其优势在于能够控制所有地区层面随时间变化因素对企业就业的影响，进而在很大程度上降低遗漏变量偏差；另外，表A1第（6）列控制了“行业×年份”固定效应，它可以控制所有行业层面随时间变化因素对企业就业的作用。从中可以看到，两列回归中交叉项*INTNET*×*INTNETints*的估计系数都在1%水平上显著为正，即再次表明互联网发展显著促进了企业就业水平的提升。

**5.1999—2007年样本**

到目前为止，我们均是使用1999—2013年的微观企业数据进行实证研究。然而，考虑到2007年之后的工业企业数据的质量相较于之前而言有所下降（例如缺少工业增加值、中间品投入等指标），另外2007年尤其是2010年之后的“规模以上”的口径发生了变化，为了稳健起见，接下来我们将样本期限定为1999—2007年，重新进行回归。从表A1第（7）列可以看到，交叉项*INTNET*×*INTNETints*的估计系数显著为正，表明本文的核心结论成立，即互联网发展显著促进了企业就业水平的提高。此外，考虑到从2003年开始，中国各地区的互联网普及率相对于之前时期得到了更加迅猛的发展，与此相关的一个重要问题是，互联网对企业就业的影响在2003年前后是否有差异？为此，我们将样本划分为两个阶段：1999—2002年和2003—2007年。表A1第（8）列和第（9）列分别报告了基于上述两个阶段子样本的回归结果，我们发现，在1999—2002年子样本估计中，交叉项*INTNET*×*INTNETints*的估计系数不显著，说明互联网对这一时期企业就业没有产生明显的影响，而在2003—2007年，互联网发展显著促进了企业就业水平的提高。对此可能的解释有两个方面：其一，如前所述，在2003年之前，中国互联网普及率较低，因此难以对企业就业产生明显的作用；其二，中国在1999年实行了“大学扩招”政策，导致2003年之后高素质人力资本增加（Che and Zhang，2018），而这部分劳动力能够熟练使用互联网技术进行工作搜寻匹配以及利用互联网进行生产活动，进而互联网发展对这一时期企业就业的促进效应更大。

**6.在地区-行业维度进行估计**

截至目前，我们从微观层面考察了互联网发展对企业就业的影响。为了保持研究的完整性以及出于稳健性的考虑，这里进一步在地区-行业维度检验互联网发展与就业之间的关系，设定如下回归模型：

 ， （A1）

其中，因变量用地区-行业层面企业就业总人数的自然对数值衡量；与前文类似，和分别表示地区互联网发展水平和行业互联网使用密集度；控制变量集合包括地区-行业层面企业平均成立年限、平均资本密集度、地区人均实际GDP、地区产业结构、城市最低工资、地区-行业层面赫芬达尔指数、行业最终品关税、行业中间品关税、国有企业改革和外资放松管制措施；此外我们在回归中控制了地区-行业固定效应和年份固定效应；为随机误差项。表A1第（10）列报告了对式（2）的回归结果。[[1]](#footnote-0)从中可以看到，交叉项*INTNET*×*INTNETints*的估计系数显著为正，表明随着地区互联网发展水平的提高，高互联网依赖度行业的就业水平较于低互联网依赖度行业有更大幅度的提升，换言之，互联网发展显著促进了制造业就业水平的提高。

**表A1 稳健性检验**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | CN域名数 | 长途光缆线路长度 | 就业增长率 | 控制其他维度的比较优势 | 地区×年份FE | 行业×年份FE |
| *INTNETCN*×*INTNETints* | 0.0002\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  | (13.68) |  |  |  |  |  |
| *INTNETFB*×*INTNETints* |  | 193.3433\*\*\* |  |  |  |  |
|  |  | (13.73) |  |  |  |  |
| *INTNET*×*INTNETints* |  |  | 0.0274\*\* | 0.4990\*\*\* | 0.8870\*\*\* | 0.1332\*\*\* |
|  |  |  | (2.33) | (23.22) | (42.35) | (4.28) |
| *SKILL*×*SKILLints* |  |  |  | 0.0131\*\*\* |  |  |
|  |  |  |  | (29.19) |  |  |
| *TRANS*×*TRANSints* |  |  |  | -0.0681\*\*\* |  |  |
|  |  |  |  | (-3.24) |  |  |
| *CAP*×*CAPints* |  |  |  | 0.0000\*\*\* |  |  |
|  |  |  |  | (5.47) |  |  |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 企业固定效应 | √ | √ | √ | √ | √ | √ |
| 年份固定效应 | √ | √ | √ | √ |  |  |
| 地区×年份固定效应 |  |  |  |  | √ |  |
| 行业×年份固定效应 |  |  |  |  |  | √ |
| 观测值 | 3,327,233 | 3,327,233 | 2,415,786 | 3,327,233 | 3,134,874 | 3,134,877 |
| *R*2 | 0.876 | 0.876 | 0.339 | 0.877 | 0.871 | 0.869 |

注：括号内数值为在地区-行业层面聚类稳健标准误下对应的*t*值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；表中没有报告控制变量和常数项的回归结果（下同）。

**表A1 稳健性检验（续）**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (7) | (8) | (9) | (10) |
|  | 1999—2007年 | 1999—2002年 | 2003—2007年 | 地区-行业层面 |
| *INTNETINTNETints* | 1.7352\*\*\* | -0.2942 | 1.6161\*\*\* | 0.4276\*\*\* |
|  | (39.61) | (-1.41) | (38.69) | (2.96) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |
| 企业固定效应 | √ | √ | √ |  |
| 年份固定效应 | √ | √ | √ | √ |
| 地区-行业固定效应 |  |  |  | √ |
| 观测值 | 1,707,796 | 519,716 | 1,188,080 | 7,336 |
| *R*2 | 0.915 | 0.953 | 0.937 | 0.915 |

注：括号内数值为在地区-行业层面聚类稳健标准误下对应的*t*值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

**附录B 地区-产业劳动收入份额的分解**

与周茂等（2018）的做法类似，我们按照如下方式对地区-产业劳动收入份额（*LS*）进行分解：

 ， （B1）

其中，为高技能劳动力的报酬，为低技能劳动力的报酬[[2]](#footnote-1)，为地区-产业增加值；在式（B1）中，第(ⅰ)项表示低技能劳动力收入份额，第(ⅱ)项表示高技能与低技能劳动收入比。根据（B1）式，我们将地区-产业劳动收入份额分解为低技能劳动力收入份额（*LS\_L*）和高低技能劳动收入比（*LI\_HtL*）两个部分。

**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**。

1. 为了保证回归结果的可靠性，我们在回归中剔除了企业数少于50家的地区-行业样本。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 需要说明的是，这里主要从技术职称的角度来区分不同技能劳动力，即将具有中级以上技术职称的员工定义为高技能劳动力，将其余的定义为低技能劳动力。此外，我们也尝试从学历水平的角度来区分不同技能劳动力，发现核心结论成立。 [↑](#footnote-ref-1)