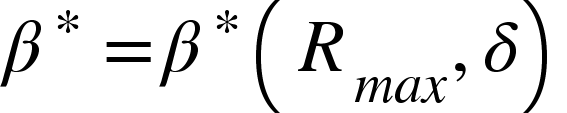
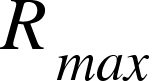
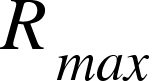
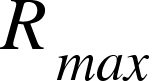
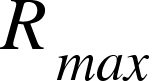
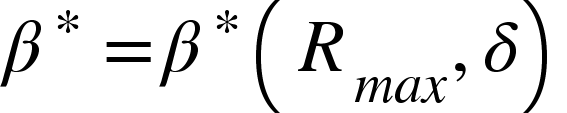
附 录[[1]](#footnote-0)\*

一、遗漏变量检验

Oster（2019）认为，当模型中可能存在一些不可观测的遗漏变量时，可以采用估计量来获得真实系数的一致性估计。在估计过程中需要设定和{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mi>&#x3B4;</mi></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}两个参数。其中，为如果遗漏变量能够被观测，回归方程所能达到的最大的拟合优度。基于模拟分析，Oster给出了{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:16px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mstyle mathsize=\"16px\"><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub></mstyle></math>","origin":"MathType for Microsoft Add-in"}的有效边界，=1.3{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}。{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}为加入所有可观测变量后的拟合优度。{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mi>&#x3B4;</mi></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}反映的是选择比例系数，为可观测变量与不可观测变量对被解释变量解释能力的比值。当{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mi>&#x3B4;</mi></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}=1时，可观测变量和不可观测变量同等重要。本文选取{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mi>&#x3B4;</mi></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}=1，取1.3{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}、1.5{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}、1.7{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}、1.9{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}、2.1{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}，如果的取值落在估计参数的95%的置信区间，则结果通过稳健性检验。附表A3的估计结果显示，同辈性别角色观念变量的实际计算结果均落入{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:12px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}的95%置信区间内，说明本文关注的核心解释变量对农村女性劳动力非农就业影响的系数比较稳定，遗漏变量对估计结果的可靠性难以形成有效干扰。

附表1 遗漏变量检验结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"} | 判断标准 | 实际计算系数 | Bootstrap标准误 | 是否通过 |
| 1.3{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"} | {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mo>=</mo><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mfenced><mrow><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub><mo>,</mo><mi>&#x3B4;</mi></mrow></mfenced></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mo>&#x2208;</mo></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}[−1.987，0.150] | =0.120\*\*\* | 0.044 | 通过 |
| 1.5{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"} | {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mo>=</mo><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mfenced><mrow><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub><mo>,</mo><mi>&#x3B4;</mi></mrow></mfenced></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mo>&#x2208;</mo></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}[−3.838，0.150] | =0.072\*\*\* | 0.024 | 通过 |
| 1.7{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"} | {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mo>=</mo><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mfenced><mrow><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub><mo>,</mo><mi>&#x3B4;</mi></mrow></mfenced></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mo>&#x2208;</mo></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}[−5.755，0.150] | =0.051\*\*\* | 0.018 | 通过 |
| 1.9{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"} | {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mo>=</mo><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mfenced><mrow><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub><mo>,</mo><mi>&#x3B4;</mi></mrow></mfenced></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mo>&#x2208;</mo></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}[−7.769，0.150] | =0.040\*\*\* | 0.013 | 通过 |
| 2.1{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mover><mi>R</mi><mo>~</mo></mover></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"} | {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mo>=</mo><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup><mfenced><mrow><msub><mi>R</mi><mrow><mi>m</mi><mi>a</mi><mi>x</mi></mrow></msub><mo>,</mo><mi>&#x3B4;</mi></mrow></mfenced></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}{"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><mo>&#x2208;</mo></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}[−9.651，0.150] | 标题: beta （ 小写 ） 的 星号乘 次方 - 说明 {"mathml":"<math style=\"font-family:stix;font-size:10px;\" xmlns=\"http://www.w3.org/1998/Math/MathML\"><msup><mi>&#x3B2;</mi><mo>*</mo></msup></math>","origin":"MathType Legacy","version":"v3.18.2"}=0.033\*\*\* | 0.011 | 通过 |

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③所有模型估计结果均采用OLS估计。

二、机制变量的贡献分析

各机制变量在同辈性别角色观念影响农村女性劳动力非农就业中的贡献分析结果如附表2所示。

（1）列为未放入机制变量情况下，同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响。（2）列将个体是否持有平等的性别角色观念这一机制变量放入模型后，同辈性别角色观念的影响系数从0.539下降至0.484，也就是说个体性别角色观念能够解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的10.2%（1−0.484/0.539）。（3）列将个体结婚年龄、生育孩子数量这两个表征家庭束缚的变量放入模型后，同辈性别角色观念的影响系数从0.539下降至0.513，也就是说个体性别角色观念能够解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的4.8%（1−0.513/0.539）。（4）列将同辈非农就业状况这一机制变量放入模型后，同辈性别角色观念的影响系数从0.539下降至0.312，也就是说个体性别角色观念能够解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的42.1%（1−0.312/0.539）。（5）列同时将所选机制变量均放入模型后，三类机制变量能够联合解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的53.6%（1−0.25/0.539）。也就是说，三类机制变量在解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业中重要性排序为同辈非农就业状态、个体性别角色观念、家庭束缚。

附表2 同辈性别角色观念与机制变量对女性劳动力非农就业的影响

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | （1） | | （2） | | （3） | | （4） | | （5） | |
| 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 同辈性别角色观念 | 0.539\*\*\* | 0.037 | 0.484\*\*\* | 0.037 | 0.513\*\*\* | 0.037 | 0.312\*\*\* | 0.041 | 0.250\*\*\* | 0.041 |
| 个体性别角色观念 |  |  | 0.117\*\*\* | 0.009 |  |  |  |  | 0.112\*\*\* | 0.009 |
| 初婚年龄 |  |  |  |  | 0.004\*\*\* | 0.001 |  |  | 0.003\*\*\* | 0.001 |
| 生育数量 |  |  |  |  | −0.028\*\*\* | 0.004 |  |  | −0.026\*\*\* | 0.004 |
| 同辈非农就业比例 |  |  |  |  |  |  | 0.471\*\*\* | 0.037 | 0.447\*\*\* | 0.036 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值 | 13892 | | 13892 | | 13892 | | 13892 | | 13892 | |
| R2 | 0.220 | | 0.232 | | 0.224 | | 0.231 | | 0.245 | |

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③为了更好地分析各机制变量对同辈性别角色观念影响女性劳动力就业总体影响中的贡献，需要采用相同的样本量开展分析，而那些未婚的个体，无法获得初婚年龄以及生育孩子数量，因此，在本表的分析中均采用结过婚的样本开展分析，以保证估计系数的可比性。

三、组间系数差异性检验

附表3 组间系数差异性检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 年龄 | | | 服务业发展水平 | | | 社会经济发展时期 | |
| （1）  45岁以下 | （2）  45岁及以上 | （3）  低 | | （4）  高 | （5）  转型发展期 | | （6）  深化发展期 |
| 同辈性别角色观念 | 0.381\*\*\* | 0.420\*\*\* | 0.413\*\*\* | | 0.451\*\*\* | 0.337\*\*\* | | 0.556\*\*\* |
|  | （0.040） | （0.064） | （0.057） | | （0.040） | （0.046） | | （0.046） |
| 组间系数差异检验p值 | P=0.606 | | | P=0.170 | | | P=0.001\*\*\* | |

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

**注：该附录是本刊所发表论文的组成部分，同样被视为作者在本刊公开发表的内容。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（具体请根据目标投稿期刊对应调整体例）：

[1]蒋琳莉、黄好钦、何可，2024：《技术培训、经济补贴与农户生物农药施用技术扩散行为》，《中国农村观察》第4期，第163−184页。

1. \*附录由作者提供，文责自负。引用该附录中的内容请注明出处，具体要求详见文末。 [↑](#footnote-ref-0)