



# LAND REFORM AND SEX SELECTION IN CHINA

作者： Douglas Almond  
Hongbin Li  
Shuang Zhang

汇报人：范锐  
2019年3月30日





C

# CONTENT 目录

01 | 研究问题和背景

02 | 数据来源和处理

03 | 实证策略

04 | 主要结果

05 | 机制分析

06 | 结论



# 01 | 研究问题和背景

- 家庭联产承包责任制

- 计划经济时期，生产由生产大队集体组织，很难监督和奖励个人的利益

- 1978年底，家庭联产承包责任制，实行包产到户、包干到户，给与个体极大积极性

- 农村地区的独生子女政策

- 在1980年，全国实行只能生一个孩子的计划生育政策

- 一孩半政策

- “消失的女孩”现象持续存在
  - 性别选择的成本的降低（Chen等， 2013）
  - 生育率下降（Jayachandran , 2017）
- 20世纪80年代中国农村的性别比开始上升
  - 性别选择的成本相对较高
  - 生育率比较稳定
  - 新的角度： 1978-84年的中国农村土地改革——家庭联产承包责任制

- 使用县级土地改革和计划生育政策数据以及1990年人口普查微观数据，采用事件研究法估

计了家庭联产承包责任制对农村家庭性别选择的影响

- 研究发现

- 对于第一孩是女孩的家庭，二孩的男性比例明显增加；在改革之前并没有发现性别比的这种趋势
- 对于第一孩是男孩的家庭，无论是第一孩还是第二孩都没有性别比增加的趋势
- 在控制了计划生育政策对性别选择的影响后，家庭联产承包责任制对性别选择仍然有显著的影响



# 02 | 数据来源和处理

## ● 县级土地改革和计划生育政策数据

- 主要来自县志，914个县

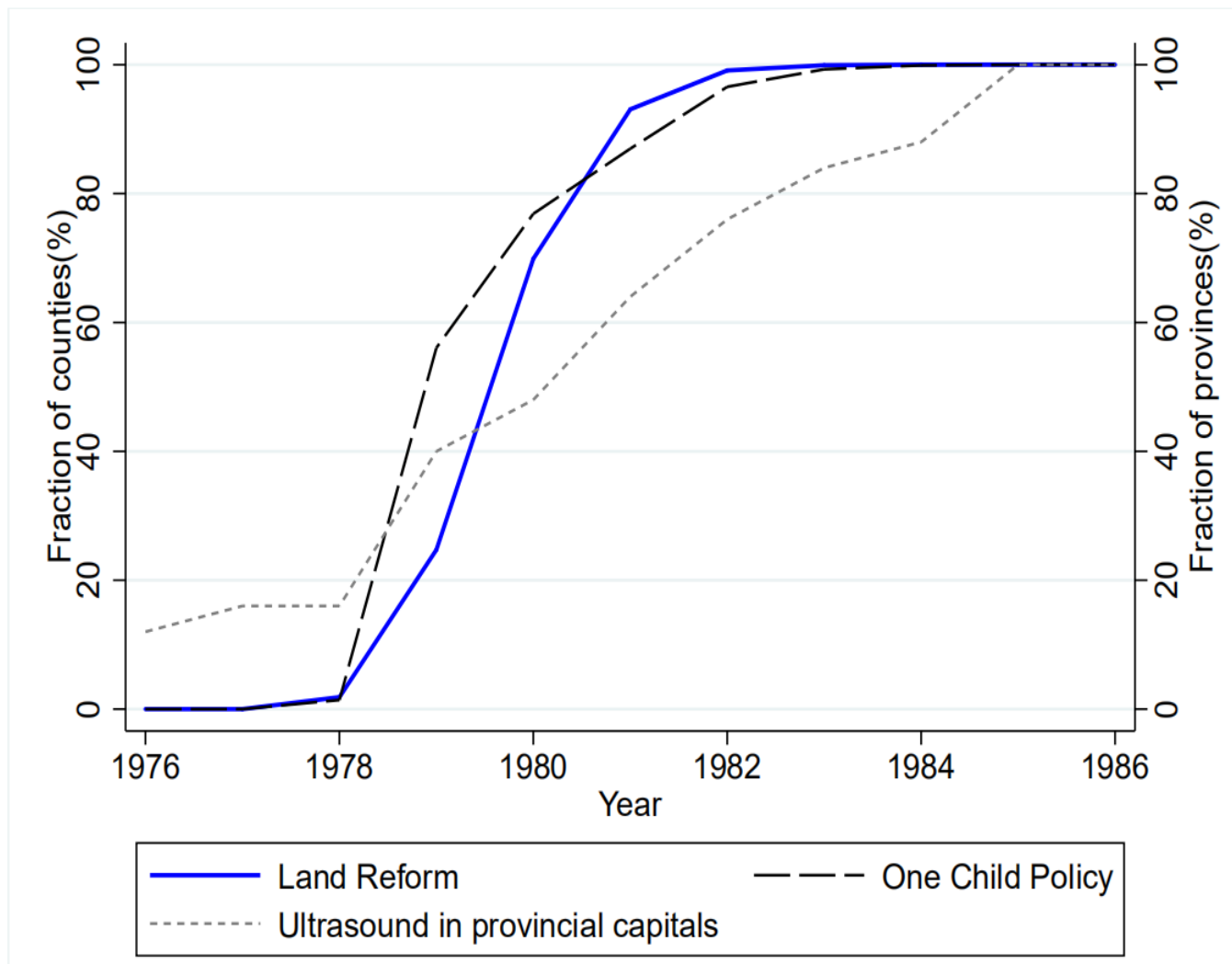
- 谎报的可能性较小

- 和县级统计年鉴的比较

- 土地改革的开始是以集体所有的土地首次承包给各县几个村庄的个别家庭的年份来确定的

- OCP的开始定义为县政府发布第一份对超过配额的第三胎实施处罚的政策文件的年份

Figure 2: Reform rollout





- 1990年人口普查微观数据1%样本
  - 儿童的性别比例
  - 总样本：所有至少有两个孩子的家庭中的第二个孩子
  - 生于1974-86年，1990年年龄为4-16岁
  - 删除有子女的迁移家庭

Table A.6: Summary statistics

|                                 | Pre- Land reform |        | Post- Land reform |        |
|---------------------------------|------------------|--------|-------------------|--------|
|                                 | Mean             | Obs    | Mean              | Obs    |
| <u>First births</u>             |                  |        |                   |        |
| Male                            | 0.510            | 148153 | 0.512             | 177480 |
| <u>Second births</u>            |                  |        |                   |        |
| Male following a firstborn girl | 0.528            | 59065  | 0.559             | 63410  |
| Male following a firstborn boy  | 0.503            | 58926  | 0.503             | 60146  |
| <u>All 2+ births</u>            |                  |        |                   |        |
| Male following no previous son  | 0.535            | 81605  | 0.577             | 90237  |
| Male following previous son(s)  | 0.503            | 127262 | 0.505             | 120542 |

- 超声波技术在省会的传播数据
  - 由Chen等（2013）提供，是从各个县的县志收集
  - 到1982年土地改革几乎完成时，只有4%的农村县有超声波仪器
  - 最早的超声波仪器于1965年抵达陕西西安；  
20世纪70年代后期，其他省会城市开始获得他们的第一台超声波仪器
  - 在土地改革期间，怀孕妇女的一个选择 (尤其是那些和省会有铁路相连的农村县的妇女)将前往省会，以确定胎儿的性别



# 03 | 实证策略

## ● 事件研究法

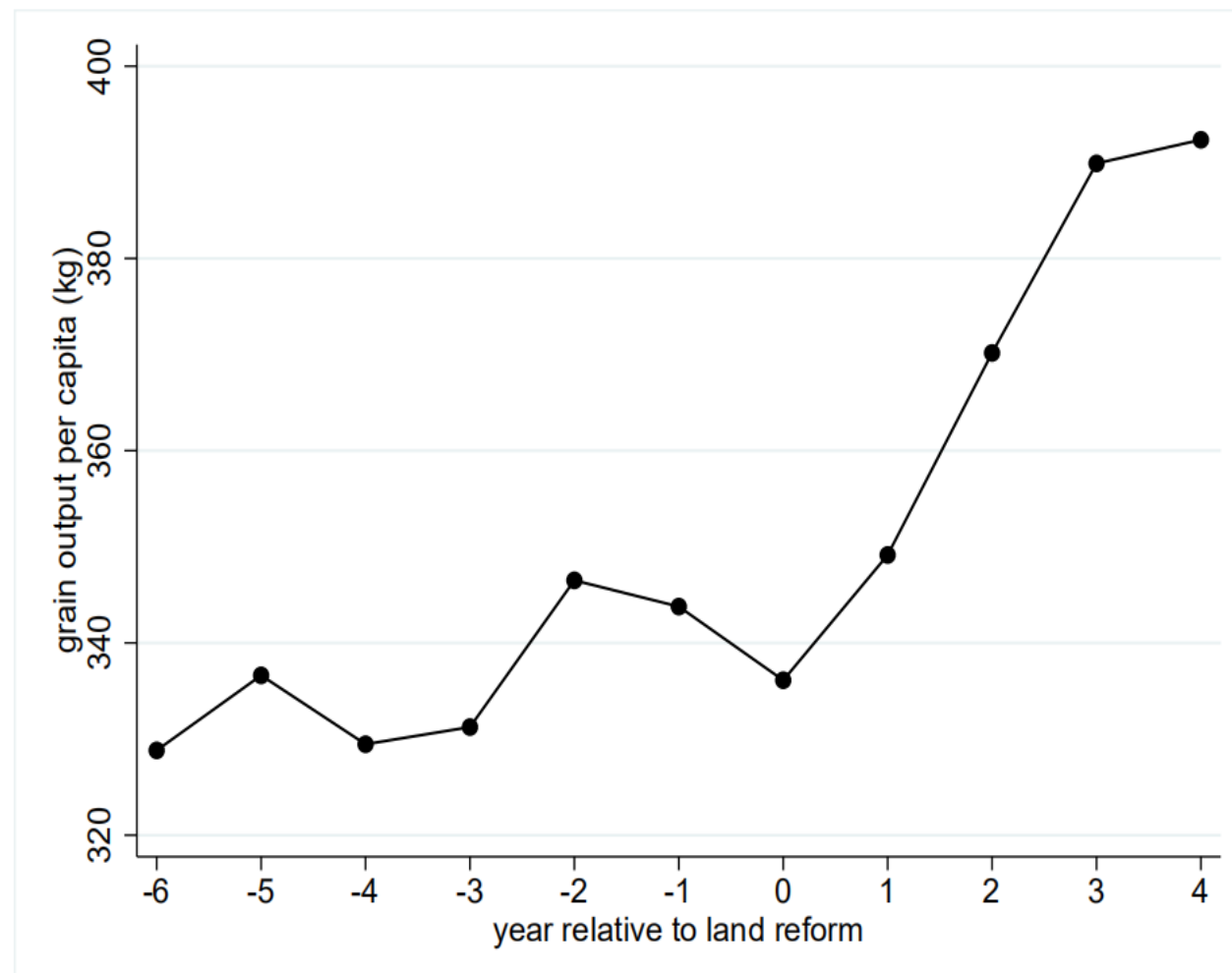
- 土地改革前后的粮食产量的变化

- 改革前人均粮食产量的相对平稳

- 改革开始一年后，人均粮食产量急剧转向向上倾斜的趋势

- 农业生产力的斜率变化与县内家庭联产承包责任制的逐步推行是一致的

Figure 3: Event study of grain output per capita

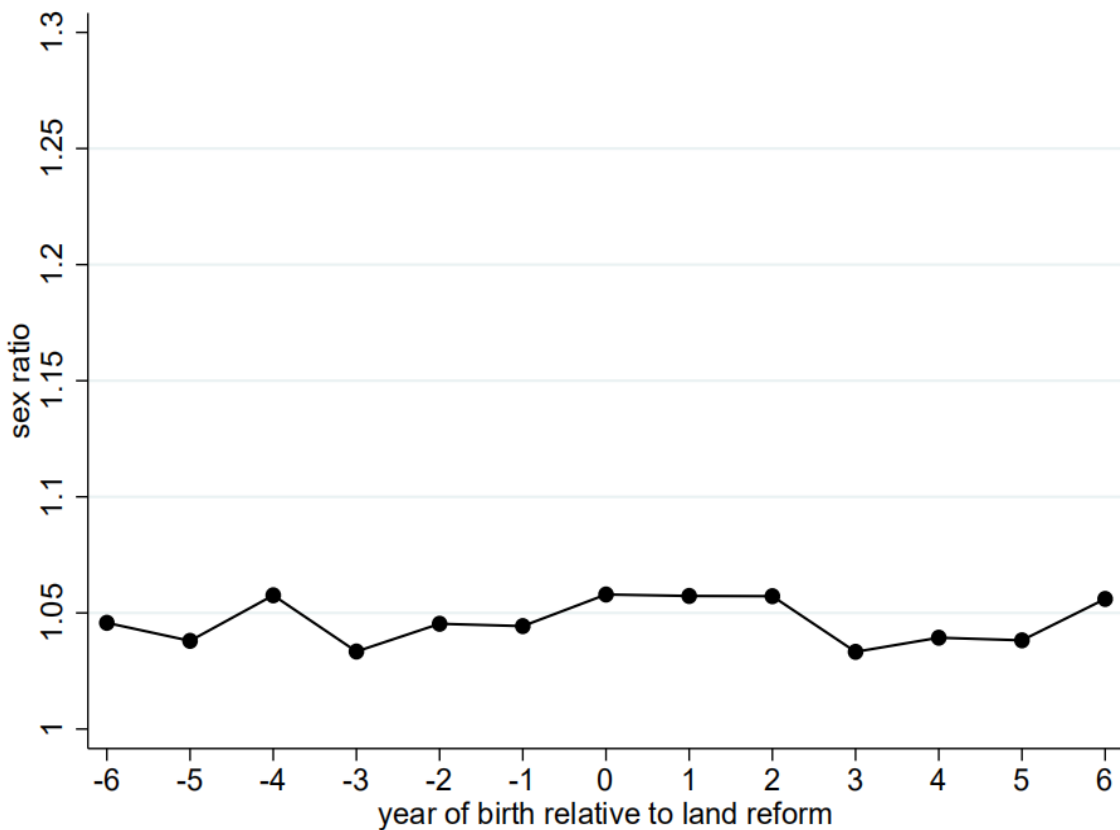


## ● 事件研究法

### ● 土地改革前后年份出生的一孩性别比例

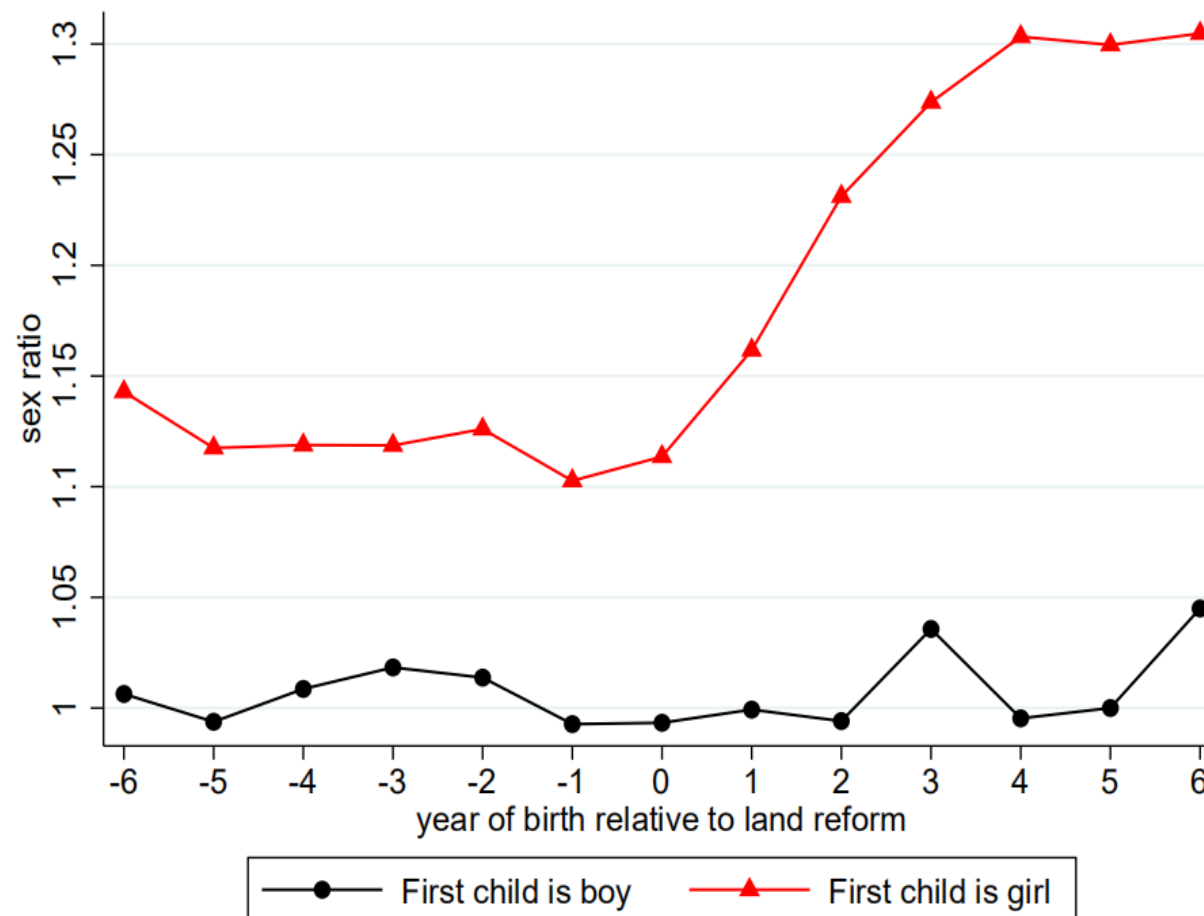
Figure 4: Event study of sex ratios

(a) First children



### ● 一孩是女孩以及一孩是男孩的情况下土地改革前后年份出生的二孩的性别比例

(b) Second children



## ● 模型设定

- 模型一：在第一孩是女孩的情况下二孩的性别比例在土地改革前后的斜率变化

$$y_{ijt} = \alpha + \beta_1 E_{jt} * GirlFirst_{ijt} + \beta_2 Reform_{jt} * E_{jt} * GirlFirst_{ijt} + \beta_3 GirlFirst_{ijt} + \gamma_{jt} + \epsilon_{ijt}$$

i: 第i个家庭

j: 二孩在第j个县出生

t: 二孩在第t年出生

$\beta_1$  衡量改革前在第一孩为女性情况下二孩中男性所占比例的平均趋势

$y_{ijt}$ : 若二孩性别为男则等于1, 否则为0

$E_{jt}$ : 二孩出生的年份减去土地改革实行的年份

$\beta_2$  衡量改革后在第一孩为女性情况下二孩为男性的家庭所占比例的平均斜率变化

$GirlFirst_{ijt}$ : 若第一孩性别为女则为1否则为0

$Reform_{jt}$ : 若二孩在土地改革后出生为1, 否则为0

$\gamma_{jt}$ : 县和年份交互固定效应, 表示随时间变化的县域特征

- 模型设定

- 模型二：改革后的平均效果

$$y_{ijt} = \alpha + \beta_4 Reform_{jt} * GirlFirst_{ijt} + \beta_5 Reform_{jt} + \gamma_{jt} + \epsilon_{ijt}$$

$$E(y_{ijt} | GirlFirst = 0, Reform = 1) = \alpha + \beta_5 + \gamma_{jt}$$

$$E(y_{ijt} | GirlFirst = 1, Reform = 1) = \alpha + \beta_4 + \beta_5 + \gamma_{jt}$$

$$\beta_4 = E(y_{ijt} | GirlFirst = 1, Reform = 1) - E(y_{ijt} | GirlFirst = 0, Reform = 1)$$

$\beta_4$  衡量了相比于第一孩是男孩的家庭，第一孩是女孩的家庭在改革后男性比例的差距



# 04 | 主要结果



## ● 土地改革和性别比

Table 1: Land Reform and Male Births

|                                   | First Child       | Male                |                        |                       |
|-----------------------------------|-------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|
|                                   |                   | Second Child        |                        |                       |
|                                   | All               | All                 | High education mothers | Low education mothers |
|                                   | (1)               | (2)                 | (3)                    | (4)                   |
| <u>Panel A: Trend break</u>       |                   |                     |                        |                       |
| Land reform*Event time            | -0.001<br>(0.001) |                     |                        |                       |
| Land reform*Event time*Girl first |                   | 0.007***<br>(0.002) | 0.010***<br>(0.003)    | 0.004<br>(0.004)      |
| Observations                      | 325,633           | 241,547             | 125,601                | 115,943               |
| R <sup>2</sup>                    | 0.006             | 0.051               | 0.085                  | 0.097                 |
| <u>Panel B: Average effect</u>    |                   |                     |                        |                       |
| Land reform                       | 0.001<br>(0.005)  |                     |                        |                       |
| Land reform*Girl first            |                   | 0.030***<br>(0.004) | 0.038***<br>(0.007)    | 0.022***<br>(0.007)   |
| Observations                      | 325,633           | 241,547             | 125,601                | 115,946               |
| R <sup>2</sup>                    | 0.006             | 0.051               | 0.085                  | 0.097                 |
| County-by-year FE                 |                   | Y                   | Y                      | Y                     |
| County FE and YOB FE              | Y                 |                     |                        |                       |
| County-specific linear trends     | Y                 |                     |                        |                       |

Notes: High education mothers completed elementary school. Trend break regressions on first children control for Event time, and on second children Event time\*Girl first. All regressions on second children also control for Girl first. Robust standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \* significant at 10% level; \*\* significant at 5% level; \*\*\* significant at 1% level.

● 土地改革VS独生子女政策和性别比

Table 2: Land Reform versus the One Child Policy

|                                   | Trend break        | Male                |                    |                     |                   |                  |
|-----------------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|
|                                   |                    | Average effect      |                    |                     |                   |                  |
|                                   | All<br>(1)         | All<br>(2)          | pre-OCP<br>(3)     | post-OCP<br>(4)     | pre-HRS<br>(5)    | post-HRS<br>(6)  |
| Land reform*Event time*Girl first | 0.008**<br>(0.003) |                     |                    |                     |                   |                  |
| OCP*Event time*Girl first         | -0.001<br>(0.003)  |                     |                    |                     |                   |                  |
| Land reform*Girl first            |                    | 0.033***<br>(0.008) | 0.025**<br>(0.013) | 0.039***<br>(0.010) |                   |                  |
| OCP*Girl first                    |                    | -0.004<br>(0.008)   |                    |                     | -0.009<br>(0.010) | 0.004<br>(0.013) |
| Observations                      | 241,547            | 241,547             | 113,174            | 128,373             | 117,991           | 123,556          |
| R <sup>2</sup>                    | 0.051              | 0.051               | 0.054              | 0.048               | 0.053             | 0.048            |
| County-by-year FE                 | Y                  | Y                   | Y                  | Y                   | Y                 | Y                |

Notes: Robust standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \* significant at 10% level; \*\* significant at 5% level; \*\*\* significant at 1% level.

## ● 土地改革和总体生育率

Table A.4: Fertility: number of 3+ births

|                             | ln (number of births) |                     |
|-----------------------------|-----------------------|---------------------|
|                             | (1)                   | (2)                 |
| OCP                         | -0.122***<br>(0.037)  |                     |
| Land reform                 | 0.069*<br>(0.037)     |                     |
| OCP*No previous son         |                       | 0.531***<br>(0.069) |
| Land reform*No previous son |                       | 0.017<br>(0.068)    |
| Observations                | 11,138                | 20,241              |
| R <sup>2</sup>              | 0.857                 | 0.848               |

Notes: Column (1) controls for county fixed effects, year fixed effects and county specific linear trends. Column (2) controls for the indicator of no previous son and county-by-year fixed effects. Robust standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \* significant at 10% level; \*\* significant at 5% level; \*\*\* significant at 1% level.

## ● 土地改革和总体生育率

Table A.14: Inverse probability weighting

|                                   | Male                 |                       |                      |                       |
|-----------------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                                   | Unweighted           |                       | Weighted             |                       |
|                                   | Trend break<br>(1)   | Average effect<br>(2) | Trend break<br>(3)   | Average effect<br>(4) |
| Land reform*Event time*Girl first | 0.0083**<br>(0.0033) |                       | 0.0081**<br>(0.0033) |                       |
| OCP*Event time*Girl first         | -0.0014<br>(0.0035)  |                       | -0.0014<br>(0.0035)  |                       |
| Land reform*Girl first            |                      | 0.0332***<br>(0.0079) |                      | 0.0333***<br>(0.0079) |
| OCP*Girl first                    |                      | -0.0038<br>(0.0078)   |                      | -0.0043<br>(0.0077)   |
| Observations                      | 241,544              | 241,544               | 241,526              | 241,526               |
| R <sup>2</sup>                    | 0.051                | 0.051                 | 0.051                | 0.051                 |
| County-by-year FE                 | Y                    | Y                     | Y                    | Y                     |

Notes: The regression also control for Girl first. Robust standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \* significant at 10% level; \*\* significant at 5% level; \*\*\* significant at 1% level.



# 05 | 机制分析

# 机制分析

## ● 收入机制分析

### ● 性别选择模型

### ● 几个假设

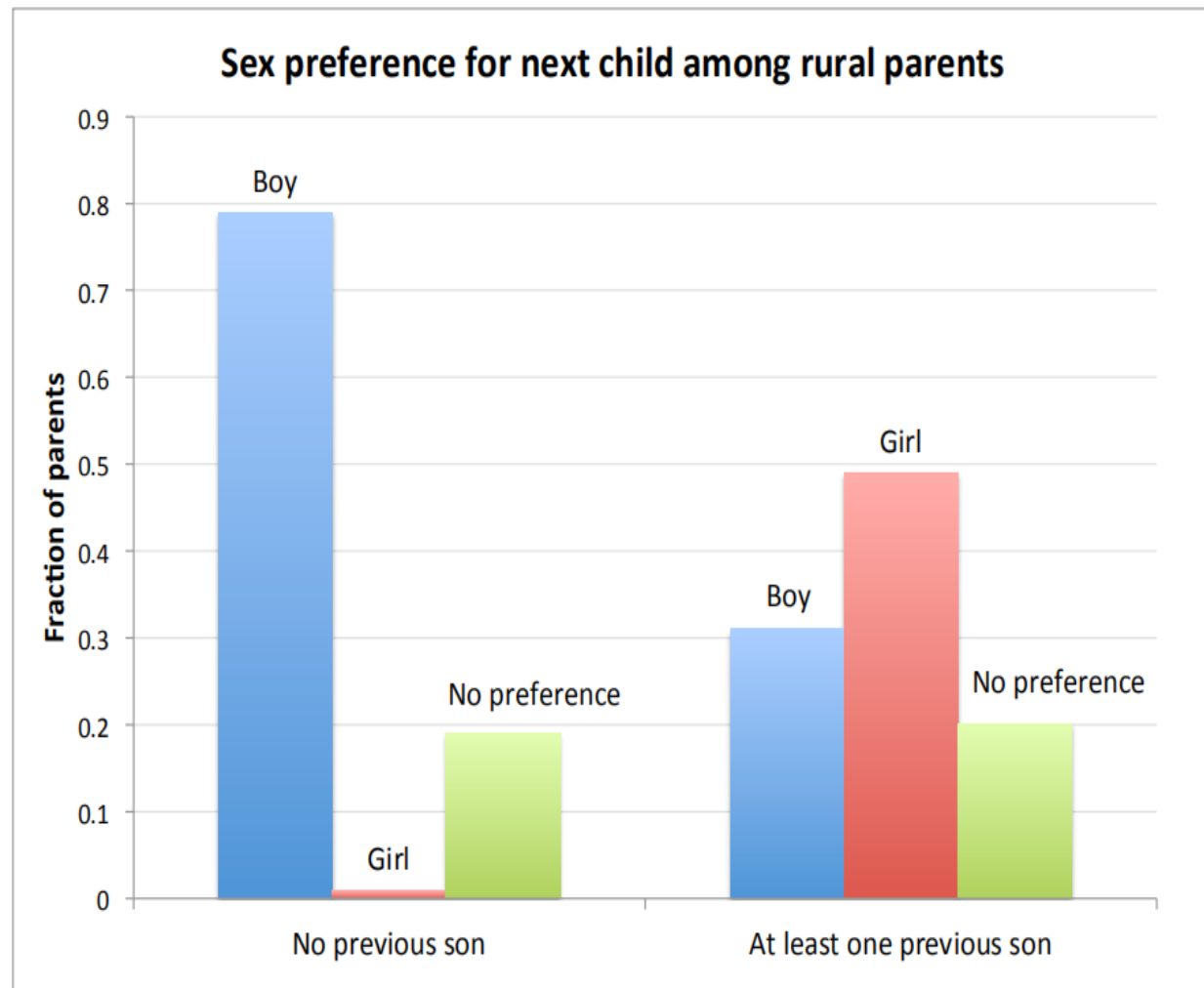
a. 生一个儿子能为父母提供效用 (Edlund, 1999)

b. 生第二个儿子不会比生女儿带来更大效用 (图 A.1)

c. 选择一个儿子是昂贵的 (交通成本以及心理成本)

● 选择消费、生第二个孩子以及生儿子来使得效用最大化

Figure A.1: Sex preference for next child among rural parents



Notes: Data source is the China In-depth Fertility Survey (Phase I in 1985 and Phase II 1987).

- 收入机制分析

- 几个预测

- a. 家庭对第一个孩子以及第一孩是男孩的情况下的二孩不会进行性别选择(图4a、4b支持了这一预测)
- b. 在收入或工资增长后第一胎是女孩的家庭对第二胎的性别选择会更多
- c. 工资对在模型中生育第二个孩子的决定有着模糊的影响，取决于收入和替代效应的大小

- 收入机制也可以解释土地改革后受过较高教育家庭进行性别选择的比例增加

- “多产的儿子”机制分析
  - 考虑到男孩具有更高的生产率和工资的可能性，扩展了模型
  - 这增加了生两个儿子的好处
  - 两个预测
    - a. 父母更有可能选择第一个孩子的性别以及一孩是男孩的情况下第二个孩子的性别(在数据中都没有发现)
    - b. 当男性劳动回报较高时，会存在更多的性别选择，比较了土地改革对两种类型的县的异质性影响



- “多产的儿子”机制分析

- 更适合种植男性劳动密集型作物的县 VS 更适合种植女性劳动密集型作物的县

Table A.17: Does the reform effect on fraction of males differ by crop suitability?

|                                                       | Male              |
|-------------------------------------------------------|-------------------|
| Land reform*Girl first*Cotton suitability index       | 0.007<br>(0.007)  |
| Land reform*Girl first*Citrus suitability index       | 0.004<br>(0.014)  |
| Land reform*Girl first*Banana suitability index       | -0.012<br>(0.015) |
| Land reform*Girl first*Tea suitability index          | 0.003<br>(0.008)  |
| Land reform*Girl first*Wheat suitability index        | 0.003<br>(0.008)  |
| Land reform*Girl first*Wetland rice suitability index | -0.010<br>(0.018) |
| Observations                                          | 238,784           |
| R <sup>2</sup>                                        | 0.051             |
| County-by-year FE                                     | Y                 |

Notes: Land reform\*Girl first, Girl first\*crop suitabilities, and Girl first are also controlled for. Robust standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \* significant at 10% level; \*\* significant at 5% level; \*\*\* significant at 1% level.

- 其他可能的机制
  - 偏向男性的土地分配
  - 养老支持的改变
  - 农村集体医疗保障恶化
  - 性别选择的监督的减少
  - 交通限制

## ● 土地改革如何具体影响性别选择

- 20世纪80年代初，中国农村的性别选择性堕胎可行吗
- 土地改革总体上是在中国农村的超声波仪器的到来之前，但是自20世纪70年代以来，超声波已经越来越多地在省会可得
- 超声波的可得性被定义为1，如果一个县是通过铁路连接到在土地改革后有超声波仪器可供使用的省会，否则定义为0
- 如果家庭可以乘坐火车从家乡到省会去进行超声波性别检测，那土地改革就会产生更大的效果

Table 4: Ultrasound access in provincial capitals

|                                                                           | Male                |                     |
|---------------------------------------------------------------------------|---------------------|---------------------|
|                                                                           | (1)                 | (2)                 |
| Land reform*Girl first*Railroad to provincial capital that had ultrasound | 0.024*<br>(0.012)   |                     |
| Land reform*Girl first* Provincial capital had ultrasound                 |                     | 0.012**<br>(0.005)  |
| Land reform*Girl first                                                    | 0.026***<br>(0.005) | 0.032***<br>(0.005) |
| Observations                                                              | 241,547             | 241,547             |
| R <sup>2</sup>                                                            | 0.051               | 0.051               |
| County-by-year FE                                                         | Y                   | Y                   |

Notes: Column (1) also controls for Girl first and Girl first\*Railroad to provincial capital that had ultrasound. County-by-year fixed effects absorb the double interaction of Land reform\*Railroad to provincial capital with ultrasound. Column (2) likewise controls for Girl first and Girl first\*Provincial capital had ultrasound. The double interaction of Land reform\*Provincial capital had ultrasound in Column (2) is absorbed by the county-by-year fixed effects. Robust standard errors clustered at the county level are reported in parentheses. \* significant at 10% level; \*\* significant at 5% level; \*\*\* significant at 1% level.



# 06 | 结论

- 从20世纪70年代末到80年代中期，土地改革促成了农村性别比例上升的58%
- 土地改革在此期间导致约100万名失踪女孩(介于80万至120万之间，95%的置信区间)
- 控制了计划生育政策对农村性别选择的影响后，土地改革对性别选择的影响仍然显著
- 土地改革对性别选择的影响主要是通过收入机制实现的





THANK YOU !

2019.3.30