Introduction to Bai (2017)

張耕齊 · 2017-05-11 · 經濟史專題討論

1 What are the questions of the paper?

科舉這個橫跨千年 (605–1905) 的制度, 有沒有可能是妨礙中國現代化的阻力? 但科舉對中國的影響幾乎是全面的, 哪裡能找到好的變異呢? 而現代化又有哪些指標可以衡量? 又如果能爲科舉找到好的變異, 有沒有可能這些變異本來就和可能的現代化程度有關?

2 What are the author's answers?

透過各府 (prefecture) 童試名額的不同, 且幾乎沒有改變, 把它除以人口數, 來做爲科舉在地區上的變異。想像一個地方本來較容易考上科舉, 便較少人會選擇發展新技術。科舉廢除後, 不再有名額的保護傘, 這些地方投入現代化的程度應該會相對其他地方變高。同樣利用府級的現代工廠數與赴日留學生人數, 可以做爲現代化的指標, 並且能與科舉的地區變異連起來。

3 How did the author get there?

首先, 利用 Difference-in-Differences 估計, 觀察各府童試名額的人口密度 (取對數) 與廢除科舉後的 dummy, 對各地各年現代化程度的交乘效果 (式 4 與表 2), 發現每多一個標準差的名額密度, 與每年增加 0.23 個現代化工廠與多送 0.66 個學生赴日留學相關。作者進一步也做了一些 robustness check, 稍微改變衡量方法 (表 3) 或是加入通商口岸或外國工廠等控制變數 (表 4) , 並未影響結果的方向 。此外, 估計廢除科舉前後每年一個 dummy 與名額密度的交乘效果, 也發現廢除科舉前的係數不顯著 (式 7 與圖 4)。

然而 Difference-in-Differences 會受到實驗組與對照組間 common trend 假設所限制, 例如, 名額多的地方可能與中央關係較好, 科舉廢除後仍較有任官機會, 會造成我們低估科舉廢除後對現代化效果的估計。作者進一步利用名額限制區分的來源: 明代農業稅必須超過十五萬石, 來作爲一個 Fuzzy Regression Discontinuity Design。在 cut-off 附近, 名額密度、新工廠數、留學生數的非參數估計的確有個小 jump (圖 7)。此外, 其他一些變數在 cut-off 附近沒有 jump, 而淸朝的地方分類法也與他相關性不高, 嘗試說明這個 IV 只能透過名額影響現代化程度 (式 14 與表 6)。最後, 利用 2SLS 估計, 也的確發現估計更大了 (表 7、8 與圖 8), 顯示前面的估計可能真的低估了科舉廢除的影響。

4 Why should we care about them?

首先, 這個問題一部份能幫助我們理解如 Pomeranz 等人的提問: 爲什麼中國並未經歷類似西方的工業革命, 造成 18 世紀以後東西方的大分流? 其次, 從 North 一路到 Acemoglu 等人都提倡制度對人類活動與創新的重要性, 科舉作爲對東方影響甚鉅的制度, 自然應該會對人的行爲有所影響。

最後, 科舉的影響應該是多方面的。如 Bai and Jia (2016) 同樣利用童試名額作爲府級的變異, 發現名額越多的地方, 可能因爲科舉廢除後, 出路被剝奪了, 參與 1911 年革命的就越多。Chen, Kung, and Ma (2017) 則利用進士在府級的密度, 發現即便加入與印刷中心的河流距離、與紙原料產地的河流距離等做爲工具變數, 進士密度仍與今天的教育年數相關。如果能有好的被解釋變數, 科舉應該還能幫我們回答更多問題。

Model Specifications

Difference-in-Differences

i 府在 t 年的現代化程度是 y_{it}, 會受到童試名額密度 q_i 與是否廢除科舉 Post_t 所影響。Z_i 與 λ_i 是府的一些特性與固定效果, η_t 是年份固定效果, δ_{prov} 則是省固定效果。

$$y_{it} = \beta\,\mathrm{Post}_t \times \ln q_i + \mathrm{Post}_t \times Z_i\gamma + \lambda_i + \eta_t + \delta_{\mathrm{prov}} \cdot \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

1. $E(y_{it} \mid \ln q_i = 1, \mathrm{Post}_t = 1) = \beta + Z_i\gamma + \lambda_i + \eta_t + \delta_{\mathrm{prov}} \cdot \eta_t$
2. $E(y_{it} \mid \ln q_i = 0, \mathrm{Post}_t = 1) = Z_i\gamma + \lambda_i + \eta_t + \delta_{\mathrm{prov}} \cdot \eta_t$

$\Rightarrow \quad \beta = E(y_{it} \mid \ln q_i = 1, \mathrm{Post}_t = 1) - E(y_{it} | \ln q_i = 0, \mathrm{Post}_t = 1)$

Regression Discontinuity Design

$\tilde{x}_i$ 是 cut-off, 兩邊的名額密度不同, 則我們可以把兩邊的期望名額密度表示爲

$$E(\ln q_i \mid \tilde{x}_i, Z_i) = \begin{cases} f_1(\tilde{x}_i, Z_i) & \text{if} \quad \tilde{x}_i \geq 0 \\ f_0(\tilde{x}_i, Z_i) & \text{if} \quad \tilde{x}_i < 0 \end{cases} = f_0(\tilde{x}_i, Z_i) + I_i\ \left(f_1(\tilde{x}_i, Z_i) - f_0(\tilde{x}_i, Z_i)\right) \tag{8}$$

其中 I_i 是是否跨越 cut-off 的 dummy。假設 f_1 與 f_0 是 $\tilde{x}_i$ 的多項式, 則我們可以估計

$$\ln q_i = \psi_0^* I_i + \sum_{j=1}^{P} \left(\psi_{00} + \psi_{0p}\tilde{x}_i^j + \psi_j^* \tilde{x}_i^j I_i\right) + Z_i\psi + \nu_i \tag{12}$$

其中 $\tilde{x}_i^j$ 是 $\tilde{x}_i$ 的 j 階多項式。

Two Stage Least Squares

先將被解釋變數 $\mathrm{Post}_t \times \ln q_i$ 對工具變數 $\mathrm{Post}_t \times I_i$ 迴歸, 控制包括多項式等所有的控制變數, 得到 $\mathrm{Post}_t \times \ln q_i$ 的 fitted-value。

$$\mathrm{Post}_t \times \ln q_i = \psi_0^*\,\mathrm{Post}_t \times I_i + \sum_{j=1}^{P} \left(\psi_{00} + \psi_{0p}\tilde{x}_i^j + \psi_j^* \tilde{x}_i^j I_i\right) + \mathrm{Post}_t \times Z_i\psi + \lambda_i + \eta_t + \delta_{\mathrm{prov}} \cdot \eta_t + \nu_{it}$$

再將現代化程度對 $\mathrm{Post}_t \times \ln q_i$ 的 fitted-value 迴歸, 同時也放入所有的控制變數。

$$y_{it} = \rho\,\mathrm{Post}_t \times \ln q_i + \mathrm{Post}_t \times Z_i\gamma + \sum_{j=1}^{P} \mathrm{Post}_t \times \left(\kappa_{00} + \kappa_{0p}\tilde{x}_i^j + \kappa_j^* \tilde{x}_i^j I_i\right) + \lambda_i + \eta_t + \delta_{\mathrm{prov}} \cdot \eta_t + \varepsilon_{it}$$