

《Commuting, Migration, and Local Employment Elasticities》

读书报告

Section I: The Model

本文的研究主题是，当某一地区受到劳动需求冲击时，该地区的本地就业会增加多少？进一步地，为什么这种地方就业弹性在不同地区之间存在显著差异？作者认为，传统的地方劳动市场研究往往将空间单元视为相对独立的观察对象，但在现实经济中，不同地区之间通过商品贸易、人口迁移与日常通勤紧密相连。因此，一个地区的就业反应不仅取决于本地居民是否迁入，也取决于周边地区居民能否通勤进入该地工作。为了刻画这一机制，作者构建了一个同时包含商品市场联系与劳动市场联系的空间一般均衡模型。

模型中的地区记为 $n, i \in \mathcal{N}$ 。其中， n 通常表示居住地和消费地， i 表示工作地和生产地。每个地区拥有土地供给 H_n ，整个经济中有总劳动人口 \bar{L} 。劳动者需要同时选择居住地和工作地，即选择一个居住—工作组合 (ni) 。这一设定使模型能够区分居民数量 R_n 与就业数量 L_i ：前者表示居住在地区 n 的人，后者表示在地区 i 工作的人。若存在跨地区通勤，二者一般不相等。

1. 劳动者选择：从效用到通勤概率

劳动者 ω 居住在 n 、工作在 i 时的效用为：

$$U_{ni\omega} = \frac{b_{ni\omega}}{\kappa_{ni}} \left(\frac{C_{n\omega}}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{H_{n\omega}}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha}$$

其中， $C_{n\omega}$ 表示劳动者在居住地 n 消费的最终商品， $H_{n\omega}$ 表示其使用的居住用地或住房服务， κ_{ni} 表示从居住地 n 到工作地 i 的通勤成本， $b_{ni\omega}$ 表示个体对“居住在 n 、工作在 i ”这一组合的特质性偏好冲击。参数 α 表示消费品支出份额， $1-\alpha$ 表示住房或土地支出份额。

为了允许不同劳动者在相同工资和价格条件下仍然作出不同的居住—工作选择，作者设定 $b_{ni\omega}$ 服从 Fréchet 分布：

$$G_{ni}(b) = \exp \left(-B_{ni}b^{-\epsilon} \right), B_{ni} > 0, \epsilon > 1.$$

其中， B_{ni} 是居住—工作组合(ni)的平均吸引力参数， ϵ 控制个体偏好的离散程度。 ϵ 越大，劳动者之间的偏好差异越小，其选择对工资、生活成本和通勤成本差异越敏感。

给定居住地 n 的消费价格指数 P_n 、土地价格 Q_n ，以及工作地 i 的工资 w_i ，劳动者的预算约束为：

$$P_n C_{n\omega} + Q_n H_{n\omega} = w_i.$$

由于效用函数具有 Cobb-Douglas 形式，最优支出份额满足：

$$P_n C_{n\omega} = \alpha w_i, Q_n H_{n\omega} = (1 - \alpha) w_i.$$

因此，最优消费和土地使用量分别为：

$$C_{n\omega} = \frac{\alpha w_i}{P_n}, H_{n\omega} = \frac{(1 - \alpha) w_i}{Q_n}.$$

将其代回效用函数，可得劳动者的间接效用：

$$U_{ni\omega} = \frac{b_{ni\omega} w_i}{\kappa_{ni} P_n^\alpha Q_n^{1-\alpha}}.$$

这个式子表明，工作地工资 w_i 越高，该居住—工作组合越有吸引力；居住地消费价格 P_n 、土地价格 Q_n 和通勤成本 κ_{ni} 越高，该组合的吸引力越低。

由于偏好冲击服从 Fréchet 分布，间接效用本身也服从 Fréchet 分布。记

$$\Phi_{ni} = B_{ni} (\kappa_{ni} P_n^\alpha Q_n^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_i^\epsilon, \Phi = \sum_{r \in \mathcal{N}} \sum_{s \in \mathcal{N}} \Phi_{rs}.$$

则劳动者选择居住在 n 、工作在 i 的概率为：

$$\lambda_{ni} = \frac{B_{ni}(\kappa_{ni}P_n^\alpha Q_n^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_i^\epsilon}{\sum_{r \in \mathcal{N}} \sum_{s \in \mathcal{N}} B_{rs}(\kappa_{rs}P_r^\alpha Q_r^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_s^\epsilon} = \frac{\Phi_{ni}}{\Phi}.$$

该式是劳动者居住—工作选择的核心公式。它说明，某一组合(n, i)的选择概率，取决于该组合本身的系统性吸引力，也取决于所有其他居住—工作组合的相对吸引力。

进一步地，对 λ_{ni} 按工作地或居住地加总，可以分别得到居民比例和就业比例：

$$\begin{aligned}\lambda_n^R = \frac{R_n}{L} &= \sum_{i \in \mathcal{N}} \lambda_{ni} = \sum_{i \in \mathcal{N}} \frac{\Phi_{ni}}{\Phi}, \\ \lambda_i^L = \frac{L_i}{L} &= \sum_{n \in \mathcal{N}} \lambda_{ni} = \sum_{n \in \mathcal{N}} \frac{\Phi_{ni}}{\Phi}.\end{aligned}$$

这一步正式区分了居民 R_n 和就业 L_i 。居民 R_n 是所有居住在 n 的人，不论其在哪里工作；就业 L_i 是所有在 i 工作的人，不论其居住在哪里。

已知劳动者居住在 n ，其前往 i 工作的条件概率为：

$$\lambda_{ni|n}^R \equiv \frac{\lambda_{ni}}{\lambda_n^R}.$$

将 λ_{ni} 的表达式代入，并约去对同一居住地 n 共同的居住成本项 $P_n^\alpha Q_n^{1-\alpha}$ ，可得：

$$\lambda_{ni|n}^R = \frac{B_{ni}(w_i/\kappa_{ni})^\epsilon}{\sum_{s \in \mathcal{N}} B_{ns}(w_s/\kappa_{ns})^\epsilon}.$$

该式是通勤的 gravity equation，表明居住在 n 的劳动者是否前往 i 工作，取决于工作地 i 的工资 w_i 、通勤成本 κ_{ni} 、组合吸引力 B_{ni} ，以及从 n 出发可以选择的其他工作地。由于通勤成本以 $-\epsilon$ 的弹性进入该式，通勤成本越高，从 n 到 i 的通勤流越少。

由条件通勤概率可以得到劳动市场出清条件：

$$L_i = \sum_{n \in \mathcal{N}} \lambda_{ni|n}^R R_n.$$

也就是说，在地区*i*工作的人数等于所有居住地通勤到*i*的劳动者人数之和。

进一步地，居住在*n*的居民平均收入为：

$$\bar{v}_n = \sum_{i \in \mathcal{N}} \lambda_{ni|n}^R w_i.$$

因此，居民平均收入并不等于本地工资 w_n ，而是该地区居民前往不同工作地获得工资的加权平均。

2. 消费、土地与居住成本

消费者在居住地*n*消费来自所有生产地*i*的差异化商品。其消费指数采用 CES 形式：

$$C_n = \left[\sum_{i \in \mathcal{N}} \int_0^{M_i} c_{ni}(j)^\rho dj \right]^{1/\rho}, \sigma = \frac{1}{1-\rho} > 1.$$

其中， M_i 是地区*i*生产的商品品种数， σ 是商品之间的替代弹性。该 CES 结构为后续推导商品贸易份额提供了基础。

在支出方面，居民收入的一部分用于消费品，另一部分用于住房或土地。由于土地所有者获得土地收入后也消费商品，居住地*n*的总商品支出可以写为：

$$P_n C_n = \alpha \bar{v}_n R_n + (1 - \alpha) \bar{v}_n R_n = \bar{v}_n R_n.$$

土地市场出清要求居民用于土地的支出等于土地价格乘以土地供给：

$$Q_n H_n = (1 - \alpha) \bar{v}_n R_n.$$

因此，土地价格为：

$$Q_n = (1 - \alpha) \frac{\bar{v}_n R_n}{H_n}.$$

该式说明，居民数量越多、居民平均收入越高、土地供给越少，居住成本越高。土地价格由此构成一种分散力量：高生产率地区虽然可能具有更高工资，但如果其住房或土地成本也更高，劳动者未必会全部迁入。通勤机制则使劳动者可以不居住在高成本地区，却仍然前往该地工作。

3. 企业生产与商品贸易

生产地*i*的企业生产差异化商品。生产第*j*种商品需要劳动投入：

$$l_i(j) = F + \frac{x_i(j)}{A_i}.$$

其中，*F*是固定劳动成本，*A_i*是地区生产率，*x_i(j)*是该品种的产量。因此，生产一单位商品的出厂边际成本为*w_i/A_i*。如果商品从*i*运到*n*，还需要承担双边贸易成本*d_{ni}*，到岸边际成本为：

$$\frac{d_{ni}w_i}{A_i}.$$

在 CES 需求和垄断竞争下，企业按照固定加成定价：

$$p_{ni}(j) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{d_{ni}w_i}{A_i}.$$

零利润条件进一步推出每个品种的均衡产量。为了展示这一点，先忽略目的地差异，考虑生产端价格：

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{w_i}{A_i}.$$

零利润条件要求收入等于总成本：

$$p_i x_i(j) = w_i F + w_i \frac{x_i(j)}{A_i}.$$

将定价公式代入可得：

$$\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{w_i}{A_i} x_i(j) = w_i F + w_i \frac{x_i(j)}{A_i}.$$

两边同时除以 w_i 并整理：

$$\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}-1\right) \frac{x_i(j)}{A_i} = F.$$

由于

$$\frac{\sigma}{\sigma-1}-1 = \frac{1}{\sigma-1},$$

所以每个品种的均衡产量为：

$$x_i(j) = A_i F(\sigma-1).$$

将其代回劳动需求函数：

$$l_i(j) = F + \frac{x_i(j)}{A_i} = F + F(\sigma-1) = \sigma F.$$

因此，每个商品品种使用 σF 单位劳动。若地区 i 有 M_i 个品种，总就业为：

$$L_i = M_i \sigma F.$$

于是：

$$M_i = \frac{L_i}{\sigma F}.$$

这一步将地区就业 L_i 与商品品种数量 M_i 连接起来：就业越多，商品品种越多，从而通过 CES 消费结构提高该地区商品的市场吸引力。

由 CES 需求可以得到地区 n 对地区 i 商品的支出份额：

$$\pi_{ni} = \frac{M_i p_{ni}^{1-\sigma}}{\sum_{k \in \mathcal{N}} M_k p_{nk}^{1-\sigma}}.$$

代入 $M_i = L_i/(\sigma F)$ 和 $p_{ni} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{d_{ni} w_i}{A_i}$ ，共同常数在分子和分母中约去，得到：

$$\pi_{ni} = \frac{L_i (d_{ni} w_i / A_i)^{1-\sigma}}{\sum_{k \in \mathcal{N}} L_k (d_{nk} w_k / A_k)^{1-\sigma}}.$$

该式是商品贸易的 gravity equation：消费地 n 是否购买生产地 i 的商品，取决于生产地 i 的就业规模、工资、生产率，以及 n 与 i 之间的贸易成本。

零利润条件和收入—支出平衡进一步给出：

$$w_i L_i = \sum_{n \in \mathcal{N}} \pi_{ni} \bar{v}_n R_n.$$

也就是说，地区 i 的工资总收入等于所有地区对地区 i 商品的购买支出。该方程将商品市场和劳动市场连接起来：若 A_i 上升，地区 i 的商品变得更便宜，其他地区对其商品的支出增加，进而提高地区 i 的劳动需求。

CES 价格指数为：

$$P_n = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{1}{\sigma F} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \left[\sum_{i \in \mathcal{N}} L_i (d_{ni} w_i / A_i)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}.$$

利用本地贸易份额 π_{nn} ，价格指数还可以改写为：

$$P_n = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{L_n}{\sigma F \pi_{nn}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \frac{d_{nn} w_n}{A_n}.$$

该式为 Section II 中将不可直接观测的价格指数替换为可观测或可构造变量提供了基础。

4. 一般均衡与模型含义

综合以上内容，模型的一般均衡需要同时决定以下内生变量：

$$\{w_n, \bar{v}_n, Q_n, L_n, R_n, P_n\}_{n=1}^N$$

以及整个经济的期望效用 \bar{U} 。这些变量由商品市场收入—支出平衡、居民平均收入、土地市场出清、居住地选择、工作地选择、价格指数和全国劳动市场出清共同决定。

Section I 的核心逻辑可以概括为：

$$A_i \uparrow \Rightarrow p_{ni} \downarrow \Rightarrow \pi_{ni} \uparrow \Rightarrow w_i L_i \uparrow \Rightarrow L_i \text{ 通过迁移与通勤进行调整.}$$

但是， L_i 最终增加多少，不仅取决于劳动者是否迁入地区 i ，也取决于其他地区居民能否通勤到 i 。如果通勤成本低、通勤联系强，劳动需求冲击就更容易转化为本地就业增长。因此，通勤开放度是解释地方就业弹性异质性的关键。

Section II: Data and Measurement

Section I 建立了理论模型，但模型中存在若干无法直接观察的关键对象，包括县级生产率 A_i 、县际贸易成本 d_{ni} 、县际贸易份额 π_{ni} 、通勤成本 κ_{ni} 、组合吸引力 B_{ni} 、价格指数 P_n 和土地价格 Q_n 。Section II 的任务是利用美国现实数据，将理论模型量化为一个可以用于反事实分析的初始均衡。

作者使用 CFS 商品流数据、ACS 和 Census 通勤数据、BEA 工资和就业数据、GIS 地理数据等，构造模型所需的就业、工资、居民、居民平均收入、贸易

联系和通勤联系。

1. 由通勤数据构造 R_n 和 \bar{v}_n

模型中直接观察到的就业是工作地就业 L_i ，但居民数量 R_n 需要根据通勤结构推算。根据 Section I 的劳动力市场出清条件：

$$L_i = \sum_{n \in \mathcal{N}} \lambda_{ni|n}^R R_n.$$

其中， L_i 可以由 BEA 的工作地就业数据得到， $\lambda_{ni|n}^R$ 可以由 ACS 的县到县通勤流计算得到。因此，作者可以反过来解出每个地区的居民数 R_n 。

得到 R_n 后，再利用居民平均收入公式：

$$\bar{v}_n = \sum_{i \in \mathcal{N}} \lambda_{ni|n}^R w_i.$$

其中， w_i 是工作地工资。该式说明，居住地 n 的居民平均收入是其居民前往各个工作地所获工资的加权平均。通过这一步，作者便从工作地就业、工资和通勤流数据中构造出居民数 R_n 与居民平均收入 \bar{v}_n 。

2. Goods Trade：由收入—支出条件反推生产率 A_i

在理论模型中，贸易份额为：

$$\pi_{ni} = \frac{L_i (d_{ni} w_i / A_i)^{1-\sigma}}{\sum_{k \in \mathcal{N}} L_k (d_{nk} w_k / A_k)^{1-\sigma}}.$$

收入—支出平衡条件为：

$$w_i L_i = \sum_{n \in \mathcal{N}} \pi_{ni} \bar{v}_n R_n.$$

但在现实中，地区支出不一定等于居民收入，因为地区之间可能存在贸易赤字或贸易盈余。因此，作者将地区 n 的总支出从 $\bar{v}_n R_n$ 修正为：

$$\bar{v}_n R_n + D_n,$$

其中， D_n 表示地区 n 的贸易赤字。于是，收入—支出平衡条件变为：

$$w_i L_i = \sum_{n \in \mathcal{N}} \pi_{ni} (\bar{v}_n R_n + D_n).$$

再将贸易份额 π_{ni} 的表达式代入，得到用于反推生产率的均衡方程：

$$w_i L_i - \sum_{n \in \mathcal{N}} \frac{L_i (d_{ni} w_i / A_i)^{1-\sigma}}{\sum_{k \in \mathcal{N}} L_k (d_{nk} w_k / A_k)^{1-\sigma}} (\bar{v}_n R_n + D_n) = 0.$$

这个式子的含义是：给定观测到的工资 w_i 、就业 L_i 、居民 R_n 、居民平均收入 \bar{v}_n 、贸易赤字 D_n ，以及参数化的贸易成本 d_{ni} ，寻找一组生产率 A_i ，使模型预测的各地对地区 i 商品的总支出恰好等于地区 i 的工资总收入 $w_i L_i$ 。

因此，该式不是普通的回归方程，而是一个用于反推县级生产率 A_i 的均衡方程。若猜测的 A_i 太低，则地区 i 的商品过于昂贵，模型预测其他地区对 i 的购买不足；若猜测的 A_i 太高，则模型预测购买过多。均衡解就是使所有地区收入—支出条件同时成立的生产率向量。

由于作者没有县到县的完整贸易流数据，只能观察到 123 个 CFS region 之间的贸易流，因此还需要参数化县际贸易成本。作者设定：

$$d_{ni}^{1-\sigma} = \text{dist}_{ni}^{-\psi(\sigma-1)} \tilde{e}_{ni}.$$

也就是说，距离越远，贸易成本越高，贸易流越小。作者利用 CFS 区域层面的贸易流估计距离衰减参数，再将其用于县级模型。Goods Trade 部分最终得到县级生产率 A_i 和县际贸易份额 π_{ni} ，从而为后续生产率冲击的反事实分析奠定

基础。

3. Commuting Flows: 由通勤选择公式反推通勤便利度 B_{ni}

通勤部分的目标是量化劳动市场中的空间联系。理论模型中的居住—工作选择概率为：

$$\lambda_{ni} = \frac{B_{ni}(\kappa_{ni}P_n^\alpha Q_n^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_i^\epsilon}{\sum_{r \in \mathcal{N}} \sum_{s \in \mathcal{N}} B_{rs} (\kappa_{rs} P_r^\alpha Q_r^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_s^\epsilon}.$$

但在数据中， B_{ni} 、 κ_{ni} 、 P_n 和 Q_n 都不能直接观察。因此作者进行三类替换。

第一，将组合吸引力 B_{ni} 与通勤成本 κ_{ni} 合并为一个复合项：

$$\mathcal{B}_{ni} \equiv B_{ni} \kappa_{ni}^{-\epsilon}.$$

该项表示居住在 n 、前往 i 工作这一组合的通勤便利度或综合吸引力。作者并不单独识别 amenity 和通勤成本，而是识别二者的复合影响。

第二，将价格指数 P_n 替换为由模型推出的可观测变量组合。由价格指数公式可知：

$$P_n = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{L_n}{\sigma F \pi_{nn}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \frac{d_{nn} w_n}{A_n}.$$

在居住—工作选择概率中， P_n 以 $P_n^{-\alpha\epsilon}$ 的形式出现。因此，除去共同常数后，价格指数项可以由 L_n 、 π_{nn} 、 A_n 与 w_n 等变量表示。

第三，将土地价格 Q_n 替换为土地市场出清公式。由：

$$Q_n = (1 - \alpha) \frac{\bar{v}_n R_n}{H_n},$$

可知，在选择概率中出现的土地价格项可以写成：

$$Q_n^{-\epsilon(1-\alpha)} \propto \bar{v}_n^{-\epsilon(1-\alpha)} \left(\frac{R_n}{H_n} \right)^{-\epsilon(1-\alpha)}.$$

将上述替换代入居住—工作选择概率，得到数据化后的通勤选择公式：

$$\lambda_{ni} = \frac{\mathcal{B}_{ni} \left(\frac{L_n}{\pi_{nn}} \right)^{\frac{\alpha\epsilon}{\sigma-1}} A_n^{\alpha\epsilon} W_n^{-\alpha\epsilon} \bar{v}_n^{-\epsilon(1-\alpha)} \left(\frac{R_n}{H_n} \right)^{-\epsilon(1-\alpha)} w_i^\epsilon}{\sum_{r \in \mathcal{N}} \sum_{s \in \mathcal{N}} \mathcal{B}_{rs} \left(\frac{L_r}{\pi_{rr}} \right)^{\frac{\alpha\epsilon}{\sigma-1}} A_r^{\alpha\epsilon} W_r^{-\alpha\epsilon} \bar{v}_r^{-\epsilon(1-\alpha)} \left(\frac{R_r}{H_r} \right)^{-\epsilon(1-\alpha)} w_s^\epsilon}.$$

该式本质上是理论通勤选择公式的数据化版本。原公式中不可观测的 B_{ni} 、 κ_{ni} 、 P_n 与 Q_n ，被替换为复合通勤便利度 \mathcal{B}_{ni} 以及可由数据和模型构造的变量。由于 λ_{ni} 可以由通勤数据观察到，其他变量也已由前面步骤构造，因此该式可用于解出每一对地区之间的通勤便利度矩阵 \mathcal{B}_{ni} 。

作者进一步将 \mathcal{B}_{ni} 分解为：

$$\mathcal{B}_{ni} = \mathcal{B}_n \mathcal{B}_i \text{dist}_{ni}^{-\phi} \widetilde{\mathcal{B}}_{ni}.$$

其中， \mathcal{B}_n 是居住地因素， \mathcal{B}_i 是工作地因素， $\text{dist}_{ni}^{-\phi}$ 是距离因素， $\widetilde{\mathcal{B}}_{ni}$ 是其他双边因素。估计结果显示，通勤流对距离的反应强于商品贸易，说明移动人比移动商品更受空间距离限制。

4. Section II 的作用

Section II 把 Section I 的理论模型转化为一个可计算的模型。它有三点贡献：

第一，用通勤数据和劳动市场出清条件构造居民数 R_n 与居民平均收入 \bar{v}_n 。

第二，用商品市场收入—支出平衡方程反推县级生产率 A_i ，并生成县际贸易

份额 π_{ni} 。

第三，用通勤选择公式反推居住—工作组合的通勤便利度 \mathcal{B}_{ni} 。

完成这些步骤后，作者获得了一个能够匹配美国县级工资、就业、居民、贸易和通勤结构的初始均衡。后续反事实分析是建立在这一均衡基础之上的。

Section III : Local Employment Elasticities

作者为了分析地方就业弹性，进行了 3111 次反事实模拟实验：在保持其他所有县的生产率及所有外生变量不变的前提下，对每个县施加 5% 的生产率冲击。作者在 Figure2 中展示了受处理县中就业弹性相对于生产率冲击分布的密度曲线。同时作者也绘制了受同样冲击的居民弹性。

可以看出各组县就业弹性具有显著异质性：其范围从 0.5 到接近 2.5 不等。所以不能用一个平均数预测所有地方的反应。而居民弹性分布集中度则更高，并集中于 0.2 到 1.2 之间。由于通勤允许工作地居住地分离，就业弹性与居民弹性仅能通过通勤因素产生差异，这同时也表明当地就业的异质性主要源于通勤网络结构不同。

更进一步地，作者通过模拟一个不存在跨县通勤的反事实情境，并因由此得出的就业（及居民）弹性分布与图 2 中居民弹性的分布情况高度相似，进一步证明了这一结论。作者还重现了美国经济产业结构的空间相关性冲击模式、把分析扩展到城市区，结果都表明只要流动性符合引力方程规律，不同地方的就业对生产率冲击的反应必然有差异。

接下来我们解释当地就业弹性为何存在异质性。作者在 Table 2 中，把模型反事实计算得到的一般均衡下的就业弹性作为被解释变量，然后用一系列县级变量去解释它。基本思路可以写成：

$$\eta_i^l = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i.$$

其中 η_i^l 是第 i 个县的模型就业弹性， X_i 是作者用来解释就业弹性差异的变量。

Table2 的第一列只放一个常数项即 3,111 个县的平均就业弹性。第 2-4 列，

作者加入普通县级控制变量，如县就业规模、县工资和土地面积、周边县的就业和工资，但加起来的 R^2 也只有 0.5，解释效果不显著。在表格的其余列中，作者尝试利用从模型中得出的通勤指标来解释当地就业弹性存在的异质性。在第 5 列中，作者把居住地自身的通勤占比作为基准指标进行考虑。当地劳动力市场越开放时， λ 越低（本地居民在本地就业的概率），与此同时，当地就业弹性越高。仅用这一变量，我们便可得出 $R^2=0.89$ ，比上述所有变量加起来都显著。即通勤越封闭，就业弹性越低这一关系是很明确的，就业弹性差异主要由通勤关联解释。

在第 6、7 列中，作者用 $\vartheta_{ni} \equiv \frac{\lambda_{ni}^R R_n}{L_i}$ 来表示居住地 n 的通勤者在工作场所 i 就业中的占比，用 $(\lambda_{ii}/\lambda_{Ri} - \lambda_{Li})$ 和 $\frac{\partial w}{\partial A} \frac{A}{w}$ 来表示相应的迁移与贸易联系的隐含指标，最终使 R^2 进一步提升到 0.93，最后两列把 6、7 列加入的变量和前面的普通县级控制变量放在一起。结果显示标准控制变量额外增加的解释力很有限。

接下来作者构建了一个 DID 模型，来看能否从实证研究角度用通勤来解释异质性：

$$\Delta \ln Y_{it} = a_0 + a_1 I_{it} + a_2 X_{it} + a_3 (I_{it} \times X_{it}) + u_{it}$$

其中 $\Delta \ln Y_{it}$ 是第 i 个县在第 t 次反事实模拟中就业人数的变化率， I_{it} 是一个用来表示第 i 个县在第 t 次模拟中是否受到生产率冲击的 $(0, 1)$ 指标， X_{it} 是控制变量， u_{it} 是误差项。 a_0 是对照组平均的基准就业变化， a_1 是冲击带来的额外就业增长， a_2 是控制变量本身对就业变化的影响， a_3 是就业增长如何随控制变量变化（若其显著不为零则有异质性处理效应）。

作者比较了不同控制组设定：随机未处理县、最近的未处理县、120 公里以内邻近县、120 - 240 公里的非邻近县，以及所有未处理县，并在附录中证明了相较于本地劳动力市场文献中的普通控制变量，模型建议的控制变量更能有效解释效应的异质性。

综上，在简化 DID 回归模型中引入通勤关联度指标，也能够准确反映估计处理效应中的异质性特征。

接着作者进行稳健性检验。作者把土地供给固定的假设变为允许开发用地供给为正且可能因地区而异，并检验结果是否还成立。作者借鉴了 Saiz 的研究思路和土地弹性估计值，将不同的地区分为都市区内弹性为 0 的、不属于都市区弹性最大的，其他都市区外围县则参考 Saiz 模型的估算方法。

在这一前提下，作者重新进行 5% 生产率冲击反事实分析，结果如 Figure 3 所示。过比较这两组结果，我们发现，在不同地区引入住房供给弹性差异会使两个分布曲线均向右移动。原因在于放宽土地弹性后，住房供应增加，土地价格和工资的涨幅会减小，使得企业和工人更愿意进入，就业和居民增长更多。

但是我们发现住房供给弹性差异对就业弹性的影响远小于对居民弹性的影响。因为通勤可以让个人在住房缺乏供给弹性的地区工作而无需实际居住在当地并承担高昂房租。

作者在附录中又进行了模拟美国经济产业结构的空间相关冲击变量、使用通勤区而非县作为研究单元重复整个定量分析的稳健性检验，结果都显示通勤依旧是决定就业弹性差异的主要因素。

Section IV : Million Dollar Plants

第三部分已经证明，不同地区面对同样生产率冲击时，就业弹性差异巨大，而差异主要来自通勤联系。但这仍然是模型内部结果。第四部分专门寻找一个真实的实证证据，构建外生劳动需求冲击，在不依赖结构模型的情况下检验一个地区如果更开放于通勤，它是否真的会对劳动需求冲击产生更大的就业反应？

这一部分的目标不是估计结构参数，而是做因果识别。文章先介绍了百万美元工厂数据，说明了 mdp 能构成反事实，成为自然准实验。然后给出了基准 DID，展示了平均处理效应。再引入前文的通勤开放度变量，检验异质性，证明通勤开放度是就业弹性异质的原因。最后进行稳健性检验，证明严谨。

作者将百万美元级工厂（MDP）的选址决策作为当地劳动力需求变化的来源。作者的识别假设是：在控制变量条件下，落败县可作为获胜县的有效反事实参照。落败者是指经过漫长筛选过程后仅以微弱差距落败的县。

为解释落败县是一个理想的反事实，不是因为其他内生性原因而导致其在选

址决策时落败，作者采用了事件研究法来灵活追踪 MDP 结果公布前后各年度中获胜县与亚军县相对就业水平的变化趋势。

$$\ln L_{it} = \kappa I_{j\tau} + \sum_{\tau=-10}^{10} \theta_{\tau}(T_{\tau} \times W_i) + \alpha_i + \eta_j + \mu_t + \varepsilon_{it},$$

这是动态 DID 思想。

这一公式承担两个任务：检验平行趋势和估计动态处理效应。

其中核心参数 θ_{τ} 为相对于落败者，赢家在 τ 时期额外增长多少。

在 MDP 宣布前的第 10 年到第 1 年（ $\tau = -10$ 到 -1 ），所有表示赢家-输家差异的系数 θ_{τ} 的置信区间都包含 0，统计上不显著。这意味着，在冲击发生前，赢家和输家县的就业增长轨迹没有显著差异。这有力地支持了“平行趋势假设”，即两组地区在冲击前具有相似的增长动态。它们只是后来因为一个近似随机的事件（在最终选址环节被选中或未被选中）而走上了不同的道路，尽管存在可观测差异，但它们的综合效应在冲击前并没有导致就业趋势的差异。换句话说，控制了这些可观测差异后，剩下的“输”与“赢”对于就业趋势而言是条件外生的。

接下来，作者进行核心回归，检验通勤开放度的异质性效应。

回归方程 (20)：

$$\ln L_{it} = \kappa I_{j\tau} + \theta(I_{j\tau} \times W_i) + \beta(I_{j\tau} \times \lambda_{ii|jR}) + \gamma(I_{j\tau} \times W_i \times \lambda_{ii|jR}) + \alpha_i + \eta_j + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

$\lambda_{ii|jR}$ ：居民本地就业份额（residence own commuting share）。这是核心调节变量，衡量一个县的“通勤封闭度”。数值越高（最大为 1），说明该县居民越依赖本地工作，通勤市场越封闭。

γ ：三重交互项系数。这是本文最关注的系数。它衡量了：对于通勤封闭度不同的县，MDP 带来的就业处理效应（赢家减输家）是如何变化的。

理论预测 $\gamma < 0$ ，即通勤市场越开放（ $\lambda_{ii|jR}$ 越小），MDP 带来的就业增长效应（ $\theta + \gamma \times \lambda$ ）就越大。 γ 的估计值为 -0.242 ，且在 1% 水平上统计显著。对于一个完全封闭的县（ $\lambda = 1$ ），MDP 的处理效应约为 $0.057 + (-0.242) \times 1 = -$

0.185，几乎为零或为负。对于一个完全开放的县（ $\lambda = 0$ ），处理效应高达 0.057。这一结果强有力地支持了模型预测。通勤越便利，就业越能通过通勤流入而非人口迁移来响应正向冲击。

最后，作者进行了一系列稳健性检验来验证结论的可靠性。

作者先检验了模型的动态异质性，回答了异质性不会随时间变化的问题。针对每一年 τ ，采用以下设定公式计算其与自身通勤比例（ γ_τ ）之间的交互作用：

$$\begin{aligned} \ln L_{it} = & \kappa I_{it} + \sum_{\tau=-10}^{10} \theta_\tau (T_\tau \times W_i) + \sum_{\tau=-10}^{10} \beta_\tau (T_\tau \times \lambda_{ii}^R) \\ & + \sum_{\tau=-10}^{10} \gamma_\tau (T_\tau \times W_i \times \lambda_{ii}^R) + \alpha_i + \eta_j + \mu_{st} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

在 MDP 政策宣布之前，这些估计系数呈平缓态势且与零无统计学显著差异；而在 MDP 政策宣布后，这些估计系数急剧转为负值。因此，通勤交互作用估计系数的这种时间分布模式不仅反驳了预设趋势的存在，更进一步支持了我们的观点：通勤开放程度决定了就业体系对 MDP 地区劳动力需求冲击的响应方式。

由于政策效果可能随其他地理位置特征而变化，作者然后检验了模型的非参数异质性，解决了异质性会不会因案例不同而不同的问题。

$$\ln L_{it} = \kappa I_{j\tau} + \sum_{j=1}^J \theta_j (I_{j\tau} \times W_i) + \alpha_i + \eta_j + \mu_t + \varepsilon_{it},$$

在 82 个 MDP 案例中，通勤市场越开放的县（居民本地就业份额越低），其从大型工厂开设中获得的就业增长效应就越大；这一关系在控制了人口、土地面积等变量后依然稳健，且用不同方式度量通勤开放度均得到一致结果。

论文第四部分通过分析“百万美元工厂”（MDP）的赢家与输家县发现，大型工厂的开设确实能显著提升本地就业，但这一效应的强度关键取决于通勤市场的开放性：通勤越便利（即居民在本县工作的比例越低）的县，其就业增长越大；而通勤完全封闭的地区，就业几乎无增长。这一结论在多种稳健性检验下均成立，为理论模型所强调的“通勤是理解本地就业弹性异质性的核心”提供了因果证据。

Section V: Changes in Commuting Costs

前面我们已通过独立的实证研究证明通勤对劳动力需求冲击的影响很重要，这一章节我们来探究通勤成本如何影响国家就业分布、居民分布和居民福利。通勤制度使劳动者能够前往高生产力地区工作，而无需承担当地高昂的生活成本。通勤成本的上升又会限制企业和劳动者可选择的机会范围，从而降低整体福利水平。

作者首先反推出反应通勤便利性的参数，利用通勤引力方程得到了衡量地点 n 与 i 之间的平均通勤便利性相对于通勤至自身所在地的便利性的指标：

$$\tilde{B}_{ni} \equiv \left(\frac{B_{ni} B_{in}}{B_{nn} B_{ii}} \right)^{1/2} = \left(\frac{L_{ni} L_{in}}{L_{nn} L_{ii}} \right)^{1/2}.$$

作者最后用可以衡量的工人数量 L 来表示这个值。这个指标相当于是两地之间通勤的便利程度/本地居民在本地工作的便利程度，增大就说明通勤变得更便利。作者分别计算了 1990 和 2010 年的这一指标，并观察到 25 百分位、中位数、75 分位的便利性分别提升了 4%、12%、21%，都是显著的。

作者随后假设所有县的通勤成本都按这一分布的百分位数水平出现统一的降低或升高，并观察就业和福利的变化。作者用第 I 部分 F 节的设定来求解通勤成本降低后的新反事实均衡状态。利用 I 中的公式，所有地区共同福利水平变化可分解为以下形式：

$$\hat{U} = \left(\frac{1}{\hat{\lambda}_{ii}} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \left(\frac{1}{\hat{\pi}_{ii}} \right)^{\frac{\alpha}{\sigma-1}} \left(\frac{\hat{w}_i}{\hat{v}_i} \right)^{1-\alpha} \frac{\hat{L}_i^{\frac{\alpha}{\sigma-1}}}{\hat{R}_i^{1-\alpha}},$$

最终我们发现实际中通勤成本的降低对总体福利产生了显著影响。(Table5) 如果按照 1990-2010 的中位数变化来降低通勤成本，可以使福利提升约 3.3%，这一提升相对很多国际贸易开放带来的福利还要大。

通勤成本变化也会使各地区就业分布与居民分布的空间格局发生显著改变 (FC9)。在通勤成本发生变化时，各县可能发生的反事实变化与初始就业与居民人口的比例有显著关联。初始净输入通勤者的县在通勤成本下降后就业人数进一步增加，而净输出的县反之。

作者在附录中进一步论述了通勤的重要性不局限于大都市，针对县区而非普通县依旧适用：通勤成本降低对县区内就业量产生的反事实影响，可通过衡量该县在初始均衡状态下采用通勤技术的程度来解释。

通勤同样决定了贸易成本降低带来的影响的程度大小：模拟贸易成本降低20%时，相较于无通勤的反事实模拟，有通勤可以减少贸易成本降低带来的经济活动分散程度。因为有通勤时，高生产率的地区可以从周边郊区吸引劳动力而不必大幅提高地价，分散程度会减小。

总而言之，通勤在塑造经济活动均衡空间分布中具有关键作用，必须将通勤因素纳入经济地理学模型进行考量。

Section VI : Conclusions

综上，本文通过构建同时考虑商品贸易与要素流动（即通勤和迁移）的空间一般均衡模型，并利用美国县级数据进行量化分析，发现本地就业弹性并非固定常数。造成这一差异的核心原因是通勤开放程度：一个地方的通勤越便利，其对生产率冲击的就业反应就越强，而传统的地区规模、工资和土地面积等变量几乎无法解释这种异质性。

借助百万美元工厂的准实验证据，我们进一步验证了通勤在塑造就业中的关键作用。反事实模拟表明，1990至2010年间通勤成本下降，可带来总体福利提升。因此，政策制定者在评估地方劳动力市场冲击或规划区域发展时，必须将通勤网络纳入考量——劳动力市场对通勤需求的开放程度，既是影响各地应对经济冲击能力的核心因素，也是决定经济活动空间分布格局的关键要素。