



# Commuting, Migration, and Local Employment Elasticities

姚睿轩 何琪铭 郭予瞳

# 目录

## CONTENTS

01 引言

02 模型构建和数据测量

03 当地就业弹性

04 实证案例-百万美元工厂

05 通勤成本的变化

06 结论



PART  
01

# 引言

# 上海地铁的“跨省野心”

上海 ↔ 昆山

上海 ↔ 苏州

11号线 花桥站 → 徐家汇

11号线+3号线 唯亭站 → 东方之门

全程约 70分钟

全程约 90分钟

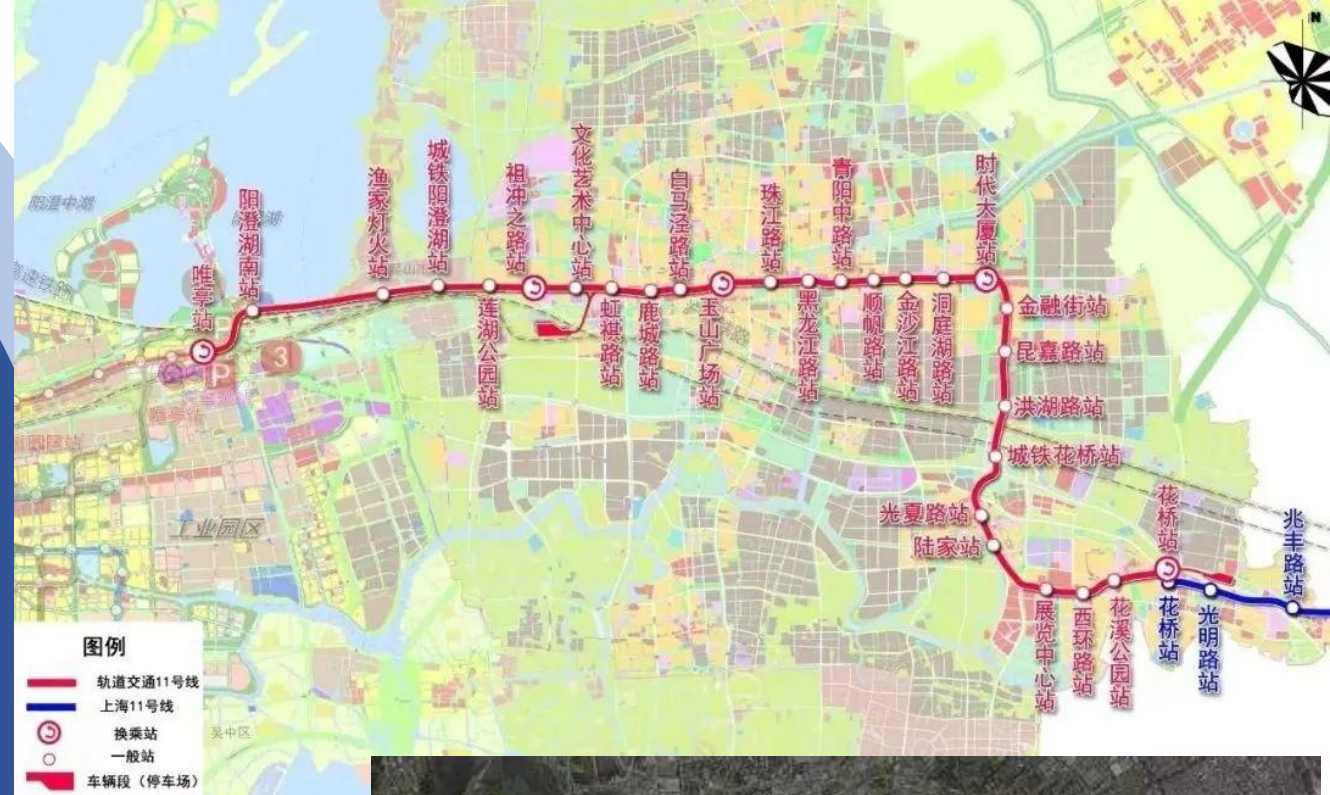
票价约 7-9元

票价约 11-13元

日均跨省客流 >10万人次

2023年刚贯通，增长迅猛

不是同城，胜似同城——地铁正在重新定义‘上海通勤圈’。



## 一个被研究者们忽视的事实： 通勤让每个地方的“就业弹性”都不一样

过去的研究往往假设：

一个地区新增一家大工厂，会带来固定比例的就业增长

无论这个地区在哪儿，这个比例都差不多

就业弹性：迁移与通勤共同决定了当地就业对本地劳动力需求冲击的反应

但现实中，通勤改变了这一切。

有些地方的人很愿意从周边过来上班（比如昆山到上海）

有些地方则相对封闭，主要靠本地居民工作

# 作者



**Ferdinando Monte**

意大利裔空间经济学与国际贸易学者。研究横跨国际贸易、工资不平等与企业组织，在探讨经济活动的地理分布和劳动市场结构方面具有影响力。



**Stephen J. Redding**

英国经济学家，以其在国际贸易、经济地理和城市经济学领域的研究而闻名。



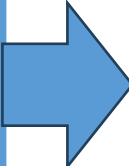
**Esteban Rossi-Hansberg**

美国芝加哥大学经济学系教授，是国际贸易、区域与城市经济学以及增长与组织经济学领域的领先空间经济学家。



# 已有研究不足

- 平均就业弹性无法代表不同地区对同一类劳动需求冲击的反应
- 把各地区当作相对独立的观察单位，但现实中，地区之间会通过商品贸易和通勤发生联系
- 通勤区（CZs）并不能完全解决边界问题，不存在一种地方劳动市场边界能够完全消除跨地区通勤流动
- 就业地和居住地并不相同



本文构造了一个  
纳入**商品市场与要素市场**  
的空间一般均衡模型

- **研究视角：** 引入商品贸易、人口迁移与日常通勤的紧密联系
- **核心观点：** 就业反应不仅取决于人口迁入，更取决于周边居民能否通过通勤进入

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？

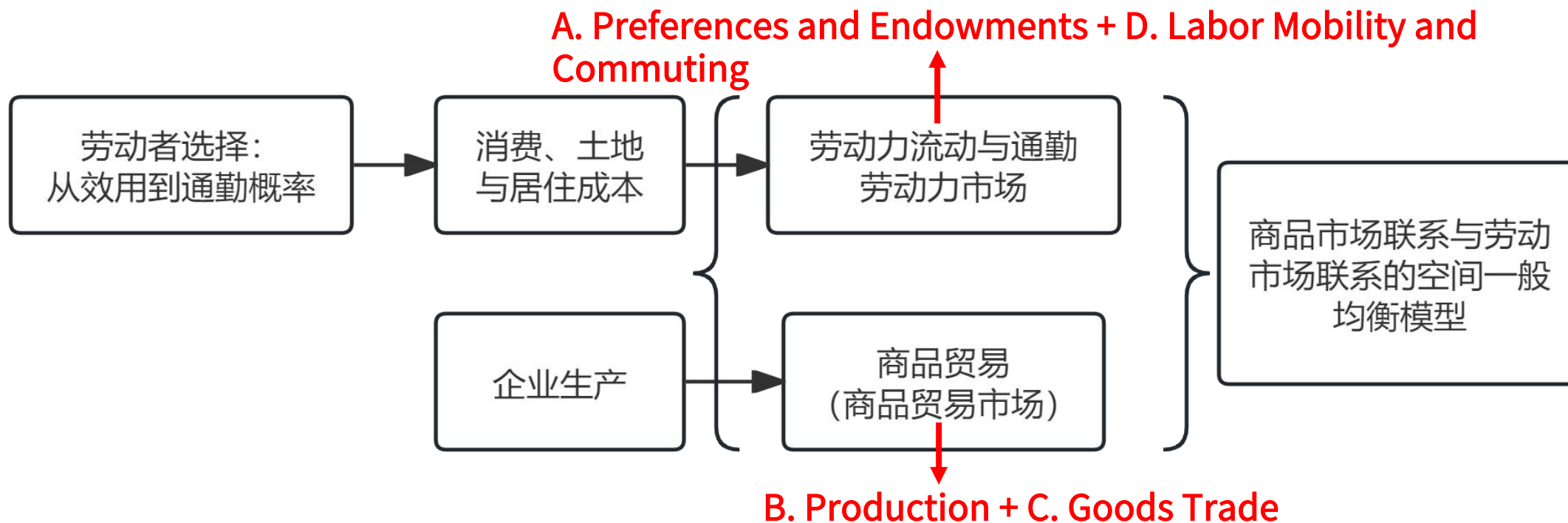


PART  
02

# 模型构建 与数据测量



# 1) 空间一般均衡模型



## 模型基本设定:

- 区分居民与劳动者:  
居民数量  $R_n$   
就业数量  $L_i$
- 地区:  $n, i \in N$   
 $n$  为居住/消费地  
 $i$  为工作/生产地

# 空间一般均衡模型： 本文构造了一个纳入商品市场与要素市场的空间一般均衡模型

## 要素市场（劳动力市场）

- A. Preferences and Endowments
- D. Labor Mobility and Commuting

- 人住在哪里？
- 人在哪里工作？
- 一个地方的就业，来自本地居民还是外地通勤者？

## 商品市场

- B. Production
- C. Goods Trade

- 地区  $i$  生产的商品，怎样卖到地区  $n$ ？
- 地区  $n$  的消费者，会把多少支出花在地区  $i$  的商品上？

**要素市场用迁移和通勤连接地区，商品市场用贸易连接地区**

# 空间一般均衡模型——劳动力市场

## 劳动者效用函数

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

$\kappa_{ni}$ 为通勤成本

$b_{ni\omega}$ 为个体对组合  $ni$  的特质偏好

## 劳动者特质性偏好

$$G_{ni}(b) = P(b_{ni\omega} \leq b) = e^{-B_{ni}b^{-\epsilon}}$$

$B_{ni}$ 为居住—工作组合的平均吸引力参数  
参数  $\epsilon$  控制偏好离散程度

**$\epsilon$  越大，劳动者对工资和成本的差异越敏感**

$$b_{ni\omega} \sim \text{Fréchet}(B_{ni}, \epsilon) \quad B_{ni} > 0, \epsilon > 1$$

# 空间一般均衡模型——劳动力市场

劳动者预算约束

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

最优支出份额

$$\begin{cases} P_n C_{n\omega} = \alpha w_i \\ Q_n H_{n\omega} = (1 - \alpha) w_i \end{cases}$$

间接效用

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

(效用函数)

最优消费量

$$C_{n\omega} = \frac{\alpha w_i}{P_n}$$

最优土地消费量

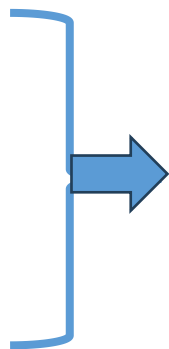
$$H_{n\omega} = \frac{(1 - \alpha) w_i}{Q_n}$$

工作地工资越高，该居住-工作组合越有吸引力；  
居住地消费价格、土地价格和通勤成本越高，该组合的吸引力越低

# 空间一般均衡模型——劳动力市场

$$b_{ni\omega} \sim Fréchet(B_{ni}, \epsilon)$$

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



$$U_{ni\omega} \sim Fréchet(\Phi_{ni}, \epsilon)$$



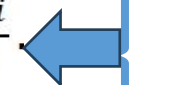
工人不是只面对一个  $(n, i)$  组合，而是面对所有可能组合：  $r$  = 可能的居住地

$$(r, s) \in N \times N$$

$s$  = 可能的工作地

劳动者选择居住在 $n$ ，工作在 $i$ 的概率：

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



$$\Phi_{rs} = B_{rs} (\kappa_{rs} P_r^\alpha Q_r^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_s^\epsilon$$

每一个  $(r, s)$  组合的吸引力参数

$$\Phi = \sum_{r \in N} \sum_{s \in N} \Phi_{rs}$$

总吸引力参数

# 空间一般均衡模型——劳动力市场

劳动者选择居住在n，工作在i的概率：

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

某一组合 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



$$\left\{ \begin{array}{ll} \text{居民比例} & \lambda_n^R = \frac{R_n}{L} = \sum_{i \in \mathcal{N}} \lambda_{ni} = \sum_{i \in \mathcal{N}} \frac{\Phi_{ni}}{\Phi}, \\ \text{就业比例} & \lambda_i^L = \frac{L_i}{L} = \sum_{n \in \mathcal{N}} \lambda_{ni} = \sum_{n \in \mathcal{N}} \frac{\Phi_{ni}}{\Phi}. \end{array} \right.$$

# 空间一般均衡模型——劳动力市场

已知劳动者住在*i*，其前往*n*工作的条件概率（通勤的gravity equation）

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



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

劳动力市场出清条件

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

在地区*i*工作的人数等于所有通勤到*i*的劳动者人数之和

居民平均收入

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

居民平均收入并不等于本地工资而是该地区居民前往不同工作地获得工资的加权平均

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 $\kappa_{ni}$ 、组合吸引力 $B_{ni}$ ，以及从*n*出发可以选择的其他工作地：

工作地工资低、通勤成本越高、组合吸引力小，从*n*到*i*的通勤流越少



## 空间一般均衡模型——劳动力市场

人口流动性意味着所有居住地与工作场所组合的预期效用均相同，并且等于整个经济体系的预期效用：

$$\bar{U} = E[U_{ni\omega}] = \Gamma\left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right) \left[ \sum_{r \in N} \sum_{s \in N} B_{rs} (\kappa_{rs} P_r^\alpha Q_r^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_s^\epsilon \right]^{\frac{1}{\epsilon}} \quad \text{all } n, i \in N,$$

# 空间一般均衡模型——劳动力市场

## 消费函数

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

居民收入的一部分用于消费品，另一部分用于住房或土地：

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

## 土地市场出清要求

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



## 土地价格

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

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；  
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

# 空间一般均衡模型——商品市场

**市场结构：** 生产地  $i$  的企业生产差异化商品，处于**垄断竞争市场**

**成本构成：** 生产第  $j$  种商品需要固定劳动投入  $F$  和边际劳动投入

**出厂成本：** 由本地工资  $w_i$  地区生产率  $A_i$  决定。

**贸易障碍：** 跨地区运输需承担冰山贸易成本  $d_{ni}$

生产函数

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

到岸边际成本

$$MC_{ni} = \frac{d_{ni}w_i}{A_i}$$



到岸价格（定价公式）

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

# 空间一般均衡模型——商品市场

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

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

每个品种的均衡产量

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

均衡状态下的单品种劳动需求

$$l_i(j) = \sigma F$$

就业规模决定品种数量

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

就业越多，商品品种越多

# 空间一般均衡模型——商品市场

地区对地区商品的支出份额（商品贸易引力方程）

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

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

市场出清条件

地区的工资总收入等于所有  
地区对地区商品的购买支出

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

价格指数

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

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

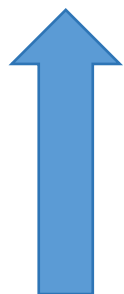
# 空间一般均衡模型

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  $\bar{U}$

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  
全国劳动市场出清

共同决定



## 2) 数据处理与量化 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

县级生产率  $A_i$ 、县际贸易成本  $d_{ni}$ 、县际贸易份额  $\pi_{ni}$ 、通勤成本  $\kappa_{ni}$ 、组合吸引力  $B_{ni}$ 、价格指数  $P_n$  和土地价格  $Q_n$

无法直接观察



- 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  $v_n$ ;
- 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  $\pi_{ni}$ ;
- 用通勤选择公式反推居住—工作组合的通勤便利度  $\beta_{ni}$



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



# 数据处理与量化——重构人口分布和人均收入

01

由劳动市场出清条件可得地区居民人数  $R_n$

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

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

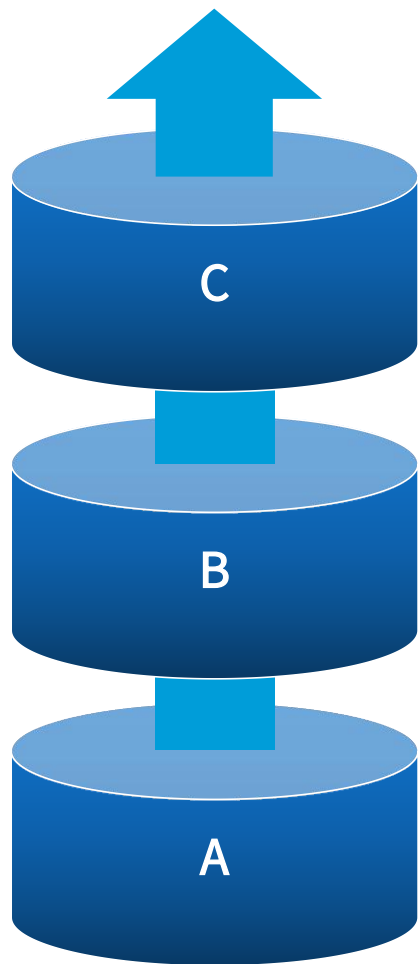
由居民平均收入公式得到人均收入

02

03

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  $v_n$

# 数据处理与量化——商品市场平衡与反推生产率



参数化县际贸易成本：  
距离越远，贸易成本越高，贸易流越小

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

反推生产率的均衡方程：  
给定观测到的工资  $w_i$ 、就业  $L_i$ 、居民  $R_n$ 、居民平均收入  $v_n$ 、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  $w_i L_i$

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

加入贸易赤字的收入-支出条件

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

# 数据处理与量化——由通勤选择公式反推通勤便利度

居住-选择概率

通勤便利度/综合吸引力

土地价格

由可观测变量替代的价格指数

变形

分解

$$\lambda_{ni} = \frac{B_{ni} (\kappa_{ni} P_n^\alpha Q_n^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_i^\epsilon}{\sum_{r \in \mathcal{N}} \sum_{s \in \mathcal{N}} B_{rs} (\kappa_{rs} P_r^\alpha Q_r^{1-\alpha})^{-\epsilon} w_s^\epsilon}.$$
$$Q_n^{-\epsilon(1-\alpha)} \propto \bar{v}_n^{-\epsilon(1-\alpha)} \left(\frac{R_n}{H_n}\right)^{-\epsilon(1-\alpha)}$$
$$P_n = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{L_n}{\sigma F \pi_{nn}}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \frac{d_{nn} w_n}{A_n}.$$
$$B_{ni} \equiv B_{ni} \kappa_{ni}^{-\epsilon}.$$
$$B_{ni} = \mathcal{B}_n \mathcal{B}_i \text{dist}_{ni}^{-\phi} \tilde{B}_{ni}.$$
$$\lambda_{ni} = \frac{\mathcal{B}_{ni} \left(\frac{L_n}{\pi_{nn}}\right)^{-\frac{\alpha\epsilon}{\sigma-1}} A_n^{\alpha\epsilon} w_n^{-\alpha\epsilon} \bar{v}_n^{-\epsilon(1-\alpha)} \left(\frac{R_n}{H_n}\right)^{-\epsilon(1-\alpha)} w_i^\epsilon}{\sum_{r \in \mathcal{N}} \sum_{s \in \mathcal{N}} \mathcal{B}_{rs} \left(\frac{L_r}{\pi_{rr}}\right)^{-\frac{\alpha\epsilon}{\sigma-1}} A_r^{\alpha\epsilon} w_r^{-\alpha\epsilon} \bar{v}_r^{-\epsilon(1-\alpha)} \left(\frac{R_r}{H_r}\right)^{-\epsilon(1-\alpha)} w_s^\epsilon}.$$

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



PART  
03

# 当地就业弹性

## A.反事实模拟实验

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。

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。  
而居民弹性分布集中度则更高，并集中于0.2到1.2之间。



当地就业的异质性主要源于通勤网络结构不同

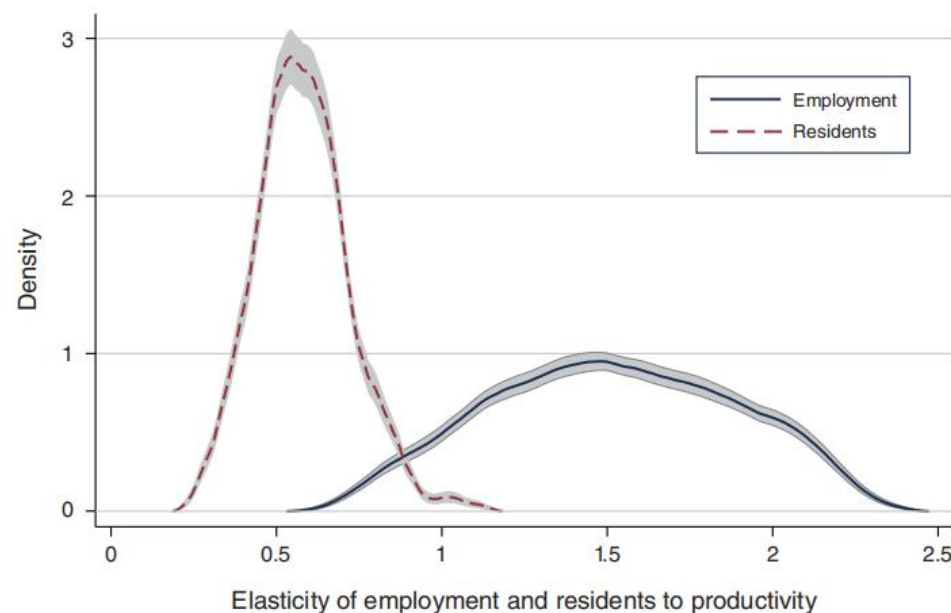


FIGURE 2. KERNEL DENSITY FOR THE DISTRIBUTION OF EMPLOYMENT AND RESIDENTS ELASTICITIES IN RESPONSE TO A PRODUCTIVITY SHOCK ACROSS COUNTIES

## A.反事实模拟实验

作者进一步模拟一个不存在跨县通勤的反事实情境、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。

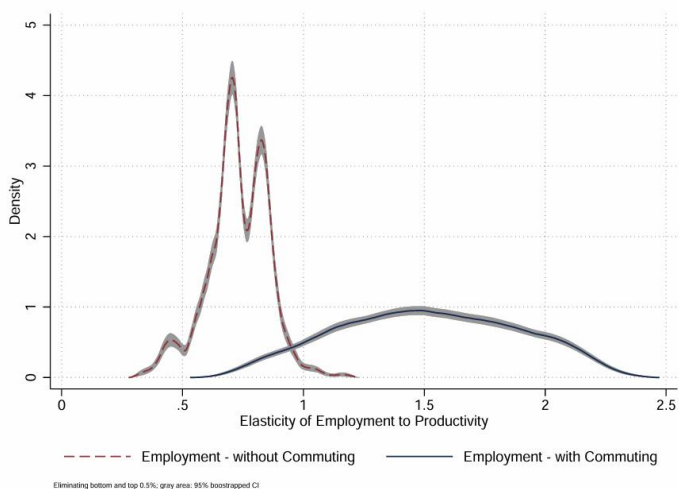


Figure C.7: Kernel density for the distribution of employment and resident elasticities in response to a productivity shock across counties (with and without commuting between counties)

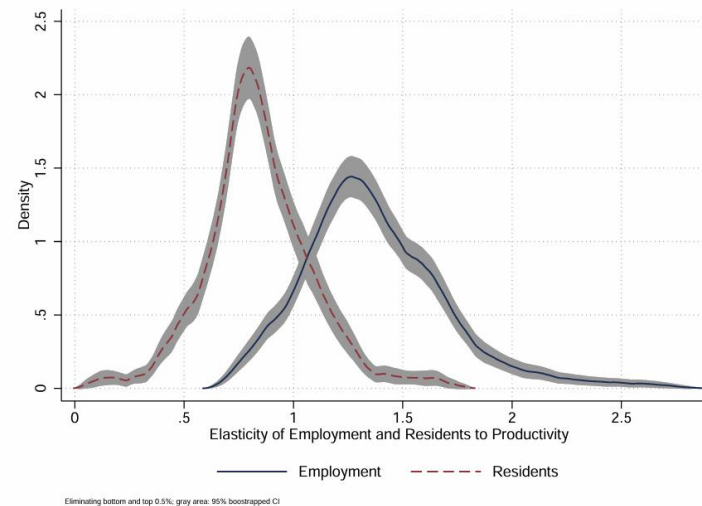


Figure C.13: Kernel density for the distribution of employment and residents elasticities in response to a productivity shock across CZs

# A.当地就业异质性来源

作者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。基本思路为：

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

- 第1列：一个常数项，即平均就业弹性。
- 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。（R<sup>2</sup>=0.5）
- 第5列：作者把居住地自身的通勤占比作为基准指标进行考虑。（R<sup>2</sup>=0.89）

TABLE 2—EXPLAINING THE GENERAL EQUILIBRIUM LOCAL EMPLOYMENT ELASTICITIES TO A 5 PERCENT PRODUCTIVITY SHOCK									
	Elasticity of employment								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
log $L_i$		−0.003 (0.014)	0.009 (0.012)	−0.054 (0.006)				0.037 (0.004)	0.033 (0.004)
log $w_i$			−0.201 (0.059)	−0.158 (0.039)				−0.257 (0.016)	−0.263 (0.016)
log $H_i$			−0.288 (0.021)	−0.172 (0.015)				0.003 (0.009)	0.009 (0.009)
log $L_{-i}$				0.118 (0.017)				−0.027 (0.009)	−0.027 (0.009)
log $\tilde{w}_{-i}$				0.204 (0.083)				0.163 (0.037)	0.207 (0.038)
$\lambda_{ij}^R$					−2.047 (0.042)				
$\sum_{n \in N} (1 - \lambda_{Rn}) \vartheta_{ni}$						2.784 (0.192)		2.559 (0.178)	
$\vartheta_{ii} \left( \frac{\lambda_{ii}}{\lambda_{ii}} - \lambda_{ii} \right)$						0.915 (0.210)		0.605 (0.175)	
$\frac{\partial w_i}{\partial A_i} \frac{A_i}{w_i}$						−1.009 (0.123)		−0.825 (0.150)	
$\frac{\partial w_i}{\partial A_i} \frac{A_i}{w_i} \cdot \sum_{r \in N} (1 - \lambda_{ri}) \vartheta_{ri}$							1.038 (0.090)	1.100 (0.091)	
$\frac{\partial w_i}{\partial A_i} \frac{A_i}{w_i} \cdot \vartheta_{ii} \left( \frac{\lambda_{ii}}{\lambda_{ii}} - \lambda_{ii} \right)$							−0.818 (0.098)	−0.849 (0.092)	
Constant	1.515 (0.034)	1.545 (0.158)	5.683 (0.632)	1.245 (0.797)	2.976 (0.022)	0.840 (0.201)	1.553 (0.087)	1.861 (0.404)	2.064 (0.352)
R <sup>2</sup>	0.00	0.00	0.40	0.51	0.89	0.93	0.93	0.95	0.95
Observations	3,111	3,111	3,111	3,081	3,111	3,111	3,111	3,081	3,081
Notes: $L_{-i} \equiv \sum_{n: d_{in} \leq 120, n \neq i} L_n$ is the total employment in $i$ neighbors whose centroid is no more than 120 km away; $\tilde{w}_{-i} \equiv \sum_{n: d_{in} \leq 120, n \neq i} \frac{L_n}{L_{-i}} w_n$ is the weighted average of their workplace wage. Standard errors are clustered by state.									

就业弹性差异主要由通勤关联解释



# A.当地就业异质性来源

作者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。基本思路为：

第6、7列：引入 $\vartheta_{ni} \equiv \frac{\lambda_{ni}^R R_n}{L_i}$ 表示居住地n的通勤者在工作场所i就业中的占比， $(\lambda_{ii}/\lambda_{Ri}-\lambda_{Li})$  和  $\frac{\partial w}{\partial A} \frac{A}{w}$ 表示相应的迁移与贸易联系的隐含指标（R<sup>2</sup>=0.93）  
第8、9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。

TABLE 2—EXPLAINING THE GENERAL EQUILIBRIUM LOCAL EMPLOYMENT ELASTICITIES TO A 5 PERCENT PRODUCTIVITY SHOCK									
	Elasticity of employment								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\log L_i$		-0.003 (0.014)	0.009 (0.012)	-0.054 (0.006)				0.037 (0.004)	0.033 (0.004)
$\log w_i$			-0.201 (0.059)	-0.158 (0.039)				-0.257 (0.016)	-0.263 (0.016)
$\log H_i$			-0.288 (0.021)	-0.172 (0.015)				0.003 (0.009)	0.009 (0.009)
$\log L_{-i}$				0.118 (0.017)				-0.027 (0.009)	-0.027 (0.009)
$\log \tilde{w}_{-i}$				0.204 (0.083)				0.163 (0.037)	0.207 (0.038)
$\lambda_{ii}^R$					-2.047 (0.042)				
$\sum_{n \in N} (1 - \lambda_{Rn}) \vartheta_{ni}$						2.784 (0.192)		2.559 (0.178)	
$\vartheta_{ii} \left( \frac{\lambda_{ii}}{\lambda_{ii}} - \lambda_{ii} \right)$						0.915 (0.210)		0.605 (0.175)	
$\frac{\partial w_i}{\partial A_i} \frac{A_i}{w_i}$						-1.009 (0.123)		-0.825 (0.150)	
$\frac{\partial w_i}{\partial A_i} \frac{A_i}{w_i} \cdot \sum_{r \in N} (1 - \lambda_{ri}) \vartheta_{ri}$							1.038 (0.090)	1.100 (0.091)	
$\frac{\partial w_i}{\partial A_i} \frac{A_i}{w_i} \cdot \vartheta_{ii} \left( \frac{\lambda_{ii}}{\lambda_{ii}} - \lambda_{ii} \right)$							-0.818 (0.098)	-0.849 (0.092)	
Constant	1.515 (0.034)	1.545 (0.158)	5.683 (0.632)	1.245 (0.797)	2.976 (0.022)	0.840 (0.201)	1.553 (0.087)	1.861 (0.404)	2.064 (0.352)
R <sup>2</sup>	0.00	0.00	0.40	0.51	0.89	0.93	0.93	0.95	0.95
Observations	3,111	3,111	3,111	3,081	3,111	3,111	3,111	3,081	3,081
Notes: $L_{-i} \equiv \sum_{n: d_{in} \leq 120, n \neq i} L_n$ is the total employment in $i$ neighbors whose centroid is no more than 120 km away; $\tilde{w}_{-i} \equiv \sum_{n: d_{in} \leq 120, n \neq i} \frac{L_n}{L_{-i}} w_n$ is the weighted average of their workplace wage. Standard errors are clustered by state.									

就业弹性差异主要由通勤关联解释

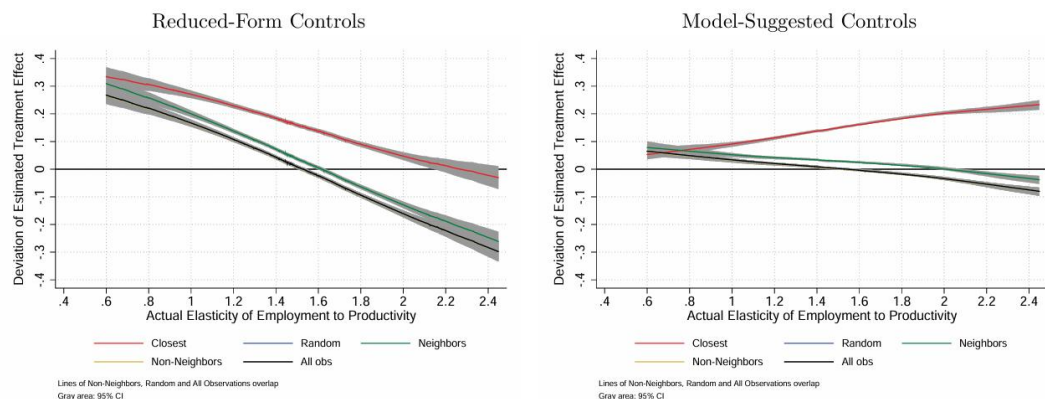
# A.DID模型

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：

$$\Delta \ln \mathbf{I}_{it} = P_0 + P_1 \mathbf{Z}_{it} + P_2 \mathbf{I}_{it} + P_3 (\mathbf{Z}_{it} \times \mathbf{I}_{it}) + \mathbf{U}_{it}$$

$\Delta \ln Y_{it}$ : 第i个县在第t次反事实模拟中就业人数的变化率  
 $I_{it}$ : 表示第i个县在第t次模拟中是否受到生产率冲击的指标  
 $X_{it}$ : 控制变量  
 $u_{it}$ : 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



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（通勤关联度指标）更能有效解释效应的异质性。

## B.稳健性检验

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，结果是否还成立？

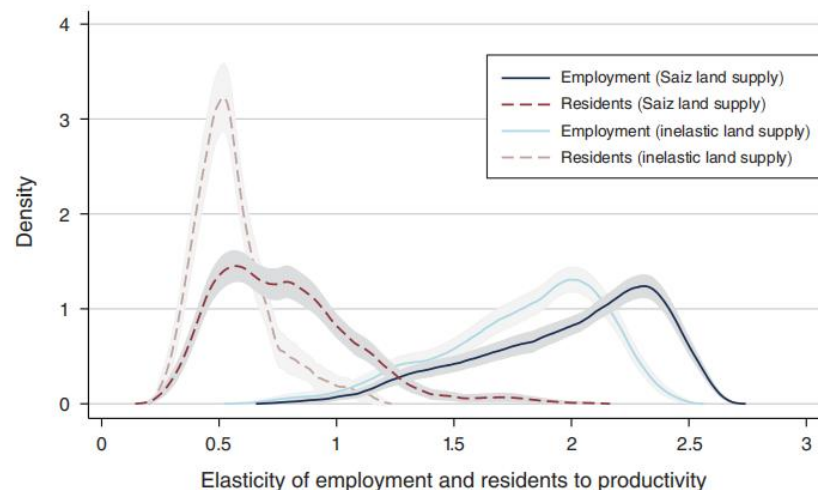


FIGURE 3. KERNEL DENSITY FOR THE DISTRIBUTION OF EMPLOYMENT AND RESIDENTS ELASTICITIES IN RESPONSE TO A PRODUCTIVITY SHOCK ACROSS COUNTIES (*Positive Housing Supply Elasticity*)

*Note:* Counterfactuals for the subsample of counties in the 95 MSAs for which Saiz (2010) reports a housing supply elasticity.

把地区分为三类：  
都市区内弹性为0的  
不属于都市区弹性最大的  
都市区外围县参考Saiz模型的估算方法

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。

但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。



PART  
04

# 百万美元工厂

# 百万美元工厂

作者要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。

目标：因果识别

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。

# 百万美元工厂

动态DID思想：

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

检验平行趋势

估计动态处理效应

在MDP宣布前的第10年到第1年，表示赢家-输家差异的系数 $\theta_{\tau}$ 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”。

它们只是后来因为一个近似随机的事件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。

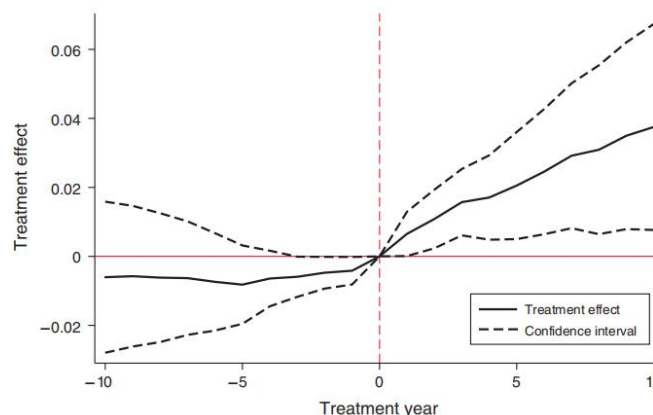


FIGURE 4. TREATMENT EFFECT FOR MDP ANNOUNCEMENT

Notes: Event-study for 82 MDP announcements. Specification from equation (19) includes county, case, and year fixed effects, a post-MDP announcement dummy, and interaction terms between the dummy for winner county and treatment year. Standard errors are clustered by state.

# 百万美元工厂

作者进行核心回归来检验通勤开放度的异质性效应。

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

理论预测 $\gamma < 0$ ，即通勤市场越开放，MDP带来的就业增长效应就越大。 $\gamma$  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。

TABLE 3—ESTIMATED MDP TREATMENT AND COMMUTING OPENNESS

Variable	Coefficient	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$I_{j\tau} \times W_i$	$\theta$	0.057 (0.018)	0.250 (0.078)	0.191 (0.065)	0.244 (0.068)	0.260 (0.078)	0.223 (0.078)	0.177 (0.066)	0.182 (0.063)
$I_{j\tau} \times W_i \times \lambda_{ii i}^R$	$\gamma$		-0.242 (0.078)				-0.219 (0.096)	-0.190 (0.077)	-0.195 (0.073)
$I_{j\tau} \times W_i \times \lambda_{ii i}^L$	$\gamma$			-0.177 (0.087)					
$I_{j\tau} \times W_i \times \lambda_{ii i}^{ARL}$	$\gamma$				-0.241 (0.088)				
$I_{j\tau} \times W_i \times \lambda_{ii i}^{MRL}$	$\gamma$					-0.281 (0.110)			
$I_{j\tau} \times \lambda_{ii i}^R$	$\beta$		0.012 (0.135)				-0.048 (0.108)	-0.203 (0.075)	-0.213 (0.082)
$I_{j\tau} \times \lambda_{ii i}^L$	$\beta$			0.243 (0.129)					
$I_{j\tau} \times \lambda_{ii i}^{ARL}$	$\beta$				0.124 (0.160)				
$I_{j\tau} \times \lambda_{ii i}^{MRL}$	$\beta$					0.133 (0.145)			
$I_{j\tau}$	$\kappa$	-0.015 (0.008)	-0.024 (0.096)	-0.200 (0.096)	-0.113 (0.125)	-0.113 (0.106)	0.021 (0.086)	0.160 (0.060)	0.159 (0.066)
County fixed effects		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Case fixed effects		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes			
Industry-year fixed effects							Yes		
Census-region-year fixed effects								Yes	
State-year fixed effects									Yes
Observations		4,431	4,431	4,431	4,431	4,431	4,431	4,430	4,186
R <sup>2</sup>		0.991	0.991	0.991	0.991	0.991	0.992	0.994	0.996

Notes: Estimation results for equation (20);  $I_{j\tau}$  is an indicator that equals 1 for a case  $j$  from the treatment year ( $\tau = 0$ ) onwards and 0 otherwise;  $W_i$  is an indicator that equals 1 for a winner county  $i$  and 0 otherwise;  $\lambda_{ii|i}^R$  is the residence own commuting share;  $\lambda_{ii|i}^L$  is the workplace own commuting share;  $\lambda_{ii|i}^{ARL}$  is the average of the residence and workplace own commuting shares;  $\lambda_{ii|i}^{MRL}$  is the minimum of the residence and workplace own commuting shares. County observations are weighted by population at the beginning of the sample period. Standard errors are clustered by state.



# 百万美元工厂的稳健性检验

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  $\tau$ ，采用以下设定公式计算其与自身通勤比例（ $\gamma\tau$ ）之间的交互作用：

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

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；  
在 MDP 政策宣布后，这些估计系数急剧转为负值。



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。

# 百万美元工厂的稳健性检验

由于政策效果可能随其他地理位置特征而变化，作者随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，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。

# 百万美元工厂

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。



PART  
05

# 通勤成本的变化

# 通勤成本的变化

通勤成本如何影响国家就业分布、居民分布和居民福利？

作者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。

# 通勤成本的变化

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。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：

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

TABLE 5—WELFARE IMPACTS FOR DIFFERENT CHANGES IN COMMUTING COSTS

	Decrease by p75	Decrease by p50	Decrease by p25	Increase by 1/p50
Implied $\hat{B}_{ni}$	0.79	0.88	0.96	1.13
Welfare change (%)	6.89	3.26	0.89	-2.33

Notes: This table shows the percentage change in welfare for different counterfactual changes in commuting costs. Each column reports a different counterfactual exercise; p75, p50, and p25, respectively, are the seventy-fifth, fiftieth, and twenty-fifth percentiles of the empirical distribution of changes in the ease of commuting  $\hat{B}_{ni}$  from 1990–2010. The first row reports the implied  $\hat{B}_{ni}$  for all counties. The second row reports the percentage change in welfare for each counterfactual.

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%，表明实际中通勤成本的降低对总体福利产生了显著影响。

# 通勤成本的变化

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。

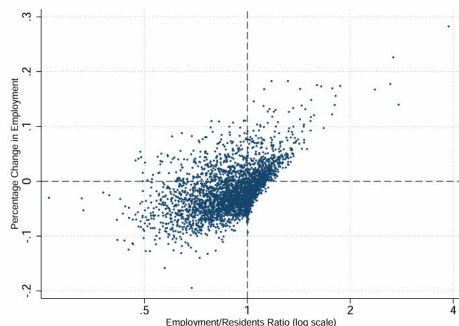


Figure C.9: Counterfactual relative change in county employment ( $\hat{L}$ ) for median decrease in commuting costs throughout U.S. against initial employment to residents ratio ( $L/R$ ).

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。

通勤的重要性不局限于大都市，可通过衡量县区在初始均衡状态下采用通勤技术的程度来解释通勤成本降低的反事实影响。

通勤同样决定了贸易成本降低带来的影响的程度大小。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。

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。



PART  
06

# 结论



# 结论

综上，本文通过构建同时考虑商品贸易与要素流动的空间一般均衡模型，并利用数据进行量化分析，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。作者借助百万美元工厂的准实验证据进一步验证了通勤在塑造就业中的关键作用。又用反事实模拟表明通勤成本下降，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。

The background features a minimalist design with two overlapping circles in the corners: a large light blue circle in the top right and a dark blue circle in the bottom left. Thin dark blue lines, including solid and dashed horizontal and vertical ones, are positioned around the central text.

感谢观看