

## 第二十一届中国青年经济学者论坛

# 长三角城市群协调发展：协商制的作用

范欣<sup>1,2</sup> 陈泽宇<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 中国人民大学经济学院

<sup>2</sup> 中国人民大学全国中国特色社会主义政治经济学研究中心

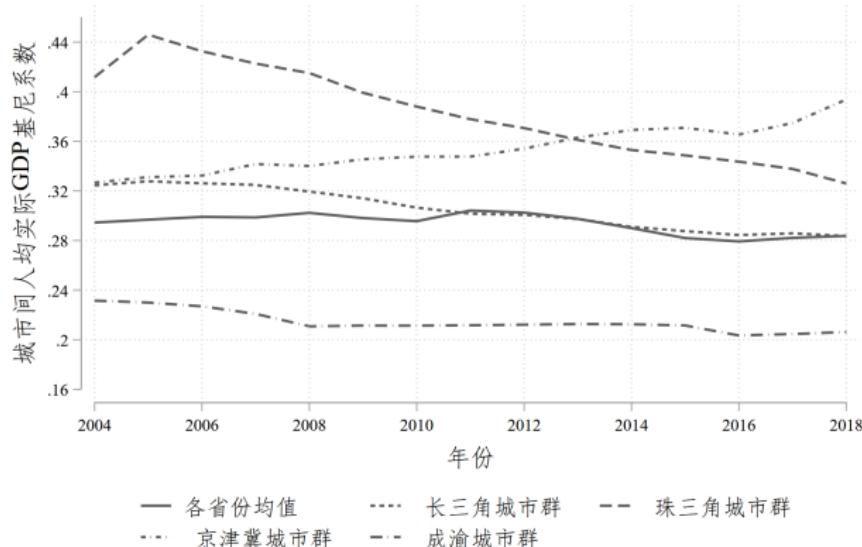
2023-09-23

# 问题的提出

- 改革开放以来，中国经济高速发展的同时，区域发展不平衡问题逐渐成为社会经济发展中的一个突出矛盾，这不仅带来发展损失，也导致社会保障、养老等方面的发展不平衡问题，进而影响中长期的高质量发展。
- 为此，自党的十八大以来，党中央对区域协调发展问题愈发重视。
- 党的十九大报告首次将区域协调发展上升为统领性战略，并成为新时代国家重大战略之一。
- 党的二十大报告进一步强调要“推进京津冀协同发展、长江经济带发展、长三角一体化发展，推动黄河流域生态保护和高质量发展。……以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局”，这表明城市群与都市圈已成为推动区域协调发展的重要着力点。

# 问题的提出

- 相比起全国平均水平，城市群内部更快地趋向协调发展。
- 关键问题：寻找推动城市群实现协调发展的因素！



# 本文的贡献

1. 本文从协商制的视角探讨长三角城市群协调发展问题，有利于打开长三角城市群协调发展的“黑匣子”。现有研究更多地讨论了协商制对经济发展的影响，但其对协调发展的作用效果仍缺乏足够的关注，尤其缺少量化评估。
2. 本文基于量化空间一般均衡分析框架展开结构估计，并在估计具体政策效应上有所拓展，提出了一种由区域实际收入差距反推流动成本等价变化的估计方法，并在此基础上评估协商制的一般均衡效应与福利效应。
3. 本文为统一大市场建设与区域协调发展的关系补充了经验证据，并提供了统一大市场建设与土地指标配置的政策启示。

# 目录

## 1. 问题的提出

## 2. 背景、数据与简约式估计

- 长三角地区协商制的背景
- 数据与简约式证据

## 3. 量化空间模型

- 劳动力的迁移决策
- 生产、贸易与最终品价格
- 市场出清
- 反事实均衡

## 4. 模型校准与流动成本变化的估计

- 模型校准
- 流动成本变化的估计

## 5. 反事实分析

- 人口流动效应与经济影响
- 人口流动的方向
- 考虑规模经济效应的影响
- 福利效应
- 进一步一体化的潜在收益

## 6. 主要结论与政策建议

# 长三角地区协商制的背景

- 1997年，长三角15个城市共同建立长江三角洲城市经济协调会，并在会议上通过了《长江三角洲城市经济协调会章程》，标志着长三角正式的协商制度的建立。
- 经济协调会成立至今，从成立之初的15个成员城市，在历经5次扩容后，扩展至已覆盖沪苏浙皖的全部地级以上城市。

表1 不同年份加入长三角城市经济协调会的城市

年份	加入经济协调会的城市
1997年	上海市、无锡市、宁波市、舟山市、苏州市、扬州市、杭州市、绍兴市、南京市、南通市、常州市、湖州市、嘉兴市、镇江市、泰州市
2003年	台州市
2010年	合肥市、盐城市、马鞍山市、金华市、淮安市、衢州市
2013年	徐州市、芜湖市、滁州市、淮南市、丽水市、温州市、宿迁市、连云港市
2018年	铜陵市、安庆市、池州市、宣城市
2019年	蚌埠市、黄山市、六安市、淮北市、宿州市、亳州市、阜阳市

# 长三角地区协商制的背景

- 经济协调会成员城市定期召开市长联席会议，协商内容包括物流信息一体化、交通规划衔接、港口联动、人才规划编制、医保合作、金融合作等多个主题。
- 第四次城市经济协调会：上海市、江苏省与浙江省共同签署了《长三角高校毕业生就业工作组织合作协议书》，在户籍制度和人才服务上作出重大调整，增强长三角地区高技能人才的流动性。
- 因此，经济协调会所推动的诸多政策安排本质上为长三角市场一体化创造了重要的制度基础。

# 数据

- 城市级 1995 至 2017 年的面板数据：
  - 构建城市对，用于简约式估计、模型校准；
  - 包含各城市的实际 GDP 总量、人口数、实际人均 GDP 等经济变量；
  - 数据来源与历年《中国城市统计年鉴》、各省与各市的统计年鉴。
- 省级 2000、2010 与 2020 年的截面数据：
  - 用于模型校准与结构估计；
  - 包含各截面期的人口流动矩阵、贸易矩阵、建设用地面积，以及实际 GDP 总量、人口数等经济变量；
  - 数据来源于第五次、第六次与第七次全国人口普查、《2002 年中国地区扩展投入产出表》(李善同, 2010)、《国土资源年鉴》、《中国统计年鉴》、各省的统计年鉴。

# 简约式证据一：长三角的市场一体化

- 我们用交叠双重差分法估计加入经济协调会对各城市市场一体化程度的影响。各城市历年的市场一体化程度使用 Parsley & Wei(1996) 的相对价格法测算。
- 考虑到处理时点的异质性，我们使用 Callaway & Sant Anna (2021) 提出的基于事件分析的修正方法（简称“CS 方法”）估计处理效应。

# 简约式证据一：长三角的市场一体化

- 经济协调会提高了长三角劳动力市场一体化程度，对于商品市场与资本市场的影响较弱，且影响主要集中于1997年加入经济协调会的城市。

表2 经济协调会对市场一体化程度的处理效应

	商品市场		劳动力市场		资本市场	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理组的平均处理效应	-0.450** (0.175)	-0.299 (0.187)	0.028*** (0.010)	0.023*** (0.007)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)
分组的平均处理效应：						
1997年组	-0.599*** (0.141)	-0.438*** (0.117)	0.032*** (0.012)	0.027*** (0.008)	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.002)
2003年组	-0.938*** (0.189)	-0.792*** (0.148)	0.011* (0.006)	0.009*** (0.003)	-0.008 (0.008)	-0.003 (0.005)
2010年组	-1.320*** (0.131)	-1.111*** (0.148)	-0.004 (0.015)	-0.001 (0.015)	0.029*** (0.008)	0.022*** (0.008)
2013年组	2.101** (0.826)	2.101** (0.826)	0.013 (0.012)	0.013 (0.012)	-0.001 (0.013)	-0.001 (0.013)
被解释变量的样本均值	2.838	2.838	0.069	0.069	0.045	0.045
CS方法	是	是	是	是	是	是
对照组包含“后处理组”	否	是	否	是	否	是
样本量	642	642	621	621	621	621

注：括号内为聚类到城市的稳健标准误。\*、\*\*和\*\*\*分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著。被解释变量分别为三类市场一体化指数的绝对大小。奇数列仅保留了以2017年前未曾受到处理的城市对作为控制组的2×2DID，偶数列则加入了“以较晚受到处理的城市对作为对照组、较早受到处理的城市对作为处理组”的2×2DID，在本文其余表格中，“对照包含‘后处理组’”均为这一含义。

## 简约式证据二：城市间的实际收入差距

- 在经济协调会成立初期：总量集聚导致城市间收入差距扩大。
- 协商制的不断推进：人口集聚成为主导力量，城市间收入差距不断缩小，实现“在集聚中走向平衡”(陆铭等, 2019)。

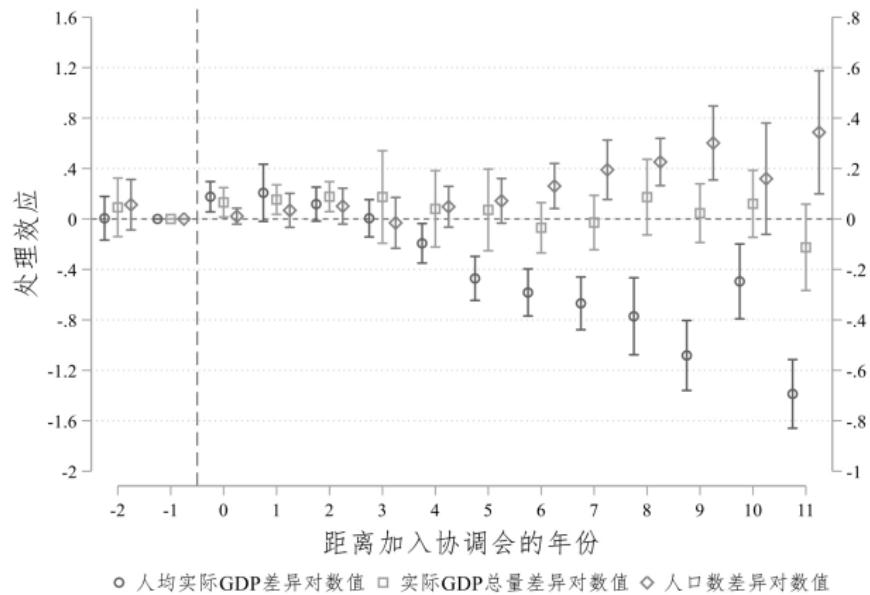


图 2 经济协调会对 1997 年组的动态处理效应

# 总结：简约式估计的启发

- 前面的简约式估计给我们三点启发：
  1. 经济协调会是一项推动长三角劳动力市场一体化的重要制度安排；
  2. 经济协调会缩小了长三角城市间人均收入差距，且其主要推动力是人口集聚；
  3. 经济协调会的处理效应主要存在于 1997 年加入的 15 个城市，尚未向其它城市扩散
- 后面的结构估计中，我们把经济协调会视为一项降低长三角内部劳动力流动成本的制度干预。
  - 定量计算出经济协调会的影响等价于多大程度的劳动力流动成本下降；
  - 在一般均衡的框架下进行反事实分析，评估由此产生的各种经济影响与福利效应。

# 目录

## 1. 问题的提出

## 2. 背景、数据与简约式估计

- 长三角地区协商制的背景
- 数据与简约式证据

## 3. 量化空间模型

- 劳动力的迁移决策
- 生产、贸易与最终品价格
- 市场出清
- 反事实均衡

## 4. 模型校准与流动成本变化的估计

- 模型校准
- 流动成本变化的估计

## 5. 反事实分析

- 人口流动效应与经济影响
- 人口流动的方向
- 考虑规模经济效应的影响
- 福利效应
- 进一步一体化的潜在收益

## 6. 主要结论与政策建议

# 模型设定

- 本文借鉴 Eaton & Kortum (2002)、Ahlfeldt et al. (2015) 和 Tombe & Zhu (2019) 等文献的框架, 构造量化空间模型来刻画中国省际劳动力流动以及省际与国际贸易。
- 基础设定:
  - 完全竞争;
  - $N+1$  个地区, 包括中国的  $N$  个省份和一个外国部门, 用下标  $i, j \in \{1, \dots, N+1\}$  表示;
  - 同时存在省份间贸易与国际贸易;
  - 地区  $j$  有户籍劳动力  $\bar{L}_j$ , 劳动力仅在国内流动。
  - 模型中下标  $ij$  代表由地区  $i$  向地区  $j$  的商品出口或劳动力流动。
- 模型的基本构成:
  1. 居民部门基于自身效用最大化的迁移决策;
  2. 企业部门基于成本最小化的中间品贸易;
  3. 地方政府的土地供给;
  4. 最终品市场出清;
  5. 求解反事实均衡。

# 居民效用

- 设定户籍所在地为地区  $i$  的劳动力，若流动到地区  $j$  的效用函数：

$$u_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} \left( \frac{C_j}{\beta} \right)^\beta \left( \frac{S_j}{1-\beta} \right)^{1-\beta} \quad (1)$$

其中，

- $C_j$  代表最终品消费， $S_j$  代表住房消费， $g_j = G_j/L_j^\chi$  代表人均公共支出。
- $\varepsilon_{ij}$  刻画了个体偏好异质性，是独立同分布地服从形状参数为  $\kappa$  的 Fréchet 分布的随机变量： $F_\varepsilon(x) = e^{-x^{-\kappa}}$ ，其中  $\kappa$  又称为流动弹性。
- $d_{ij}$  衡量了从地区  $i$  流动至地区  $j$  的由自然因素导致的成本， $\mu_{ij}$  衡量了从地区  $i$  流动到地区  $j$  的制度性流动成本：

$$\mu_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{若 } i = j \\ \mu_j > 1, & \text{若 } i \neq j \end{cases} \quad (2)$$

# 居民效用

- 定义  $p_j$  和  $r_j^h$  为最终品和住房的价格，则预算约束为： $p_j C_j + r_j^h S_j \leq w_j$ 。
- 根据 Cobb-Douglas 效用函数的性质，易得地区  $j$  的价格指数  $P_j$  为：

$$P_i \equiv (p_j)^\beta (r_j^h)^{1-\beta} \quad (3)$$

定义劳动力的实际工资为  $W_j = w_j/P_j$ 。

- 同样，利用 Cobb-Douglas 函数的性质，易得间接效用函数为：

$$v_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \quad (4)$$

# 劳动力的迁移决策与流动份额

- 户籍所在地为  $i$  的劳动力的迁移决策是在所有地区  $j \in \{1, \dots, N\}$  中选择目的地以实现效用  $v_{ij}$  的最大化, 即:

$$m_{ij} = \Pr \left\{ \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \geq \max_{j'} \left\{ \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \right\} \quad (5)$$

- 当存在大量居民时, 跟据大数定律, 户籍位于地区  $i$  的所有居民中选择流动至地区  $j$  的份额将依概率收敛至户籍位于地区  $i$  的某一个体选择流动至地区  $j$  的概率。根据 Fréchet 分布的分布函数, 可以计算出流动份额为:

$$m_{ij} = \frac{\left[ g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij}) \right]^\kappa}{\sum_{j'=1}^N \left[ g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'}) \right]^\kappa} \quad (6)$$

# 中间品生产

- 模型刻画中间品与最终品的生产。假设存在无穷种中间品，每一种中间品用连续实数  $\omega \in [0, 1]$  表示，每个地区均生产所有的中间品。
- 设定地区  $i$  生产中间品  $\omega$  的企业具有 Cobb-Douglas 形式的生产函数：

$$y_i^\omega = z_i^\omega G_i^{\varphi_p} (L_i^\omega)^\alpha (S_i^\omega)^\sigma (Y_i^\omega)^{1-\alpha-\sigma} \quad (7)$$

其中， $L_i^\omega$ 、 $S_i^\omega$  和  $Y_i^\omega$  分别代表劳动力、土地和最终品投入， $G_i$  是政府公共支出， $z_i^\omega$  用于刻画地区  $i$  生产商品  $\omega$  的企业的生产率分布，假定其满足规模参数为  $T_i$ 、形状参数为  $\theta$  的 Fréchet 分布： $F_z(x) = e^{-T_i x^{-\theta}}$ 。

- 由于 Cobb-Douglas 生产函数的位似性质，易得单位投入束的成本为：

$$c_i = \alpha^{-\alpha} \sigma^{-\sigma} (1 - \alpha - \sigma)^{\alpha + \sigma - 1} w_i^\alpha (r_i^p)^\sigma p_i^{1-\alpha-\sigma} \quad (8)$$

- 考虑企业的生产率与公共支出的外部性，在完全竞争市场中，可得生产一单位商品的成本为：

$$p_i^\omega = \frac{c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \quad (9)$$

# 最终品生产与中间品贸易

- 最终品是所有中间品的 CES 加总：

$$Y_i = \left[ \int_0^1 (y_i^\omega)^{\frac{\eta-1}{\eta}} d\omega \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (10)$$

- 生产最终品的中间品投入可以由本地生产，也可以从其他地区进口，根据成本最小化原则，企业在所有地区间选择以购买价格最低的中间品。
- 为了刻画贸易成本，假设从地区  $i$  出口  $\tau_{ij}$  单位商品至地区  $j$  时，最终只有 1 单位到达，因此  $\tau_{ij}$  越大代表贸易成本越大。
- 当存在贸易成本时，地区  $i$  出口至地区  $j$  的商品价格为： $\tau_{ij} p_i^\omega$ 。

# 贸易份额与最终品价格

- 地区  $j$  的进口决策满足：

$$\pi_{ij} = \Pr \left\{ \frac{\tau_{ij} c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \leq \min_{i'} \left\{ \frac{\tau_{i'j} c_{i'}}{z_{i'}^\omega G_{i'}^{\varphi_p}} \right\} \right\} \quad (11)$$

- 利用 Fréchet 分布的分布函数，可以求得贸易份额为：

$$\pi_{ij} = \frac{T_i (\tau_{ij} c_i)^{-\theta} G_i^{\varphi_p \theta}}{\sum_{i'=1}^{N+1} T_{i'} (\tau_{i'j} c_{i'})^{-\theta} G_{i'}^{\varphi_p \theta}} \quad (12)$$

- 由于假设了商品不存在异质性，因此存在大量中间品时，最终品的价格等于任一中间品最低价格的期望值，可求得：

$$p_j = \gamma \left[ \sum_{i=1}^{N+1} T_i (\tau_{ij} c_i)^{-\theta} G_i^{\varphi_p \theta} \right]^{-\frac{1}{\theta}} \quad (13)$$

# 地方政府的土地供给

- 地方政府的公共支出来源于工业用地和商住用地的出让收入：

$$p_j G_j = r_j^h K_j^h + r_j^p K_j^p \quad (14)$$

- 赵扶扬和陈斌开 (2021) 证明了，给定新增建设用地指标，当地方政府实现最优化时，其出让的住宅用地与工业用地保持恒定比例，由于模型中新增建设用地指标是外生的，因此模型中地方政府的两类供地数量可以视为外生的。

# 最终品市场出清

- 地区  $j$  的总产出  $R_j$  等于各省份和外国部门向其购买的商品：

$$R_j = \sum_{i=1}^{N+1} \pi_{ji} X_i \quad (15)$$

- 地区  $j$  的总支出等于居民、企业和政府对最终品的需求：

$$X_j = \beta w_j L_j + (1 - \alpha - \sigma) R_j + p_j G_j \quad (16)$$

- 联立式 (15) 与 (16) 即可求解模型的均衡。

# 反事实均衡

- 经济协调会通过推动长三角市场一体化进而降低长三角城市间的流动成本，在量化空间模型中直接表现为基准情形下的一组流动成本  $\{\mu_{ij}\}_{i=1,j=1}^{N+1,N+1}$  被一组新的流动成本  $\{\mu'_{ij}\}_{i=1,j=1}^{N+1,N+1}$  替代。
- 反事实均衡分析即为求解流动成本变化时，其他内生变量将如何变化。为简化估计，我们主要关心变量的相对变化  $\hat{x} \equiv x'/x$  (Dekle et al., 2018)。
- 各内生变量的相对变化：

$$\hat{G}_j = \frac{\hat{w}_j \hat{L}_j}{\hat{p}_j} \quad (17)$$

$$\hat{c}_j = \hat{w}_j^{\alpha+\sigma} \hat{p}_j^{1-\alpha-\sigma} \left( \hat{L}_j / \hat{K}_j^p \right)^\sigma \quad (18)$$

$$\hat{\pi}_{ij} = \frac{\hat{T}_i (\hat{\tau}_{ij} \hat{c}_i)^{-\theta} \hat{G}_i^{\varphi_p \theta}}{\sum_{i'=1}^{N+1} \hat{T}_{i'} (\hat{\tau}_{i'j} \hat{c}_{i'})^{-\theta} \hat{G}_{i'}^{\varphi_p \theta} \pi_{i'j}} \quad (19)$$

$$\hat{p}_j = \left[ \sum_{i=1}^{N+1} \hat{T}_i (\hat{\tau}_{ij} \hat{e}_i)^{-\theta} \hat{G}_i^{\varphi_p \theta} \pi_{ij} \right]^{-\frac{1}{\theta}} \quad (20)$$

$$\hat{P}_j = \hat{p}_j^\beta \left( \frac{\hat{w}_j \hat{L}_j}{\hat{K}_j^h} \right)^{1-\beta} \quad (21)$$

$$\hat{m}_{ij} = \frac{\left[ \hat{g}_j^{\varphi_u} \hat{W}_j / \hat{\mu}_{ij} \right]^\kappa}{\sum_{j'=1}^N \left[ \hat{g}_{j'}^{\varphi_u} \hat{W}_{j'} / \hat{\mu}_{ij'} \right]^\kappa m_{ij'}} \quad (22)$$

$$\hat{L}_j = \frac{1}{L_j} \sum_{i=1}^N \bar{L}_i m'_{ij} \quad (23)$$

$$\hat{R}_j = \hat{w}_j \hat{L}_j \quad (24)$$

$$X'_j = \beta w'_j L'_j + (1 - \alpha - \sigma) R'_j + p'_j G'_j \quad (25)$$

# 反事实均衡

- 定义经济基准情形下的一组经济变量为：

$$\Theta = \{L_i, \pi_{ij}, m_{ij}, X_i\}_{i=1, j=1}^{N+1, N+1}$$

一组模型参数为：

$$\Lambda = \{\kappa, \theta, \beta, \alpha, \sigma, \varphi_u, \varphi_p, \chi\}$$

以及反事实均衡下外生变量的相对变化：

$$\Psi = \{\hat{\mu}_{ij}, \hat{\tau}_{ij}, \hat{K}_i^h, \hat{K}_i^p, \hat{T}_i\}_{i=1, j=1}^{N+1, N+1}$$

给定  $\{\Theta, \Lambda, \Psi\}$ , 反事实均衡是指一组名义工资收入、常住居民数量和最终品价格的相对变化：

$$\hat{\Phi} = \{\hat{w}_i, \hat{L}_i, \hat{p}_i\}_{i=1}^{N+1}$$

该相对变化使得反事实均衡条件式 (17) 至 (25) 均成立。

- 使用一个迭代算法求解出内生变量相对变化的数值解。

# 反事实均衡

- 反事实均衡下，总体的劳动力实际收入的相对变化为：

$$\widehat{W} = \frac{\sum_i \omega_i \widehat{W}_i \bar{L}_i}{\sum_i \nu_i \bar{L}_i} \quad (26)$$

其中，下标  $i$  代表所考察的总体范围内不同的省份， $\omega_i \equiv W_i L_i / \sum_i W_i L_i$  和  $\nu_i \equiv L_i / \sum_i L_i$  分别代表省份  $i$  的产出与人口在总体中的份额。

- 反事实均衡下，户籍所在地为省份  $i$  的居民平均福利水平的相对变化为：

$$\widehat{V}_i = \widehat{m}_{ii}^{-1/\kappa} \widehat{g}_i^{\varphi_u} \widehat{W}_i \quad (27)$$

计算总体福利时，本文将各户籍所在地的居民平均福利水平  $V_i$  根据其户籍人口为权重进行加总，于是总体福利的相对变化为：

$$\widehat{V} = \sum_i \varsigma_i \widehat{m}_{ii}^{-1/\kappa} \widehat{g}_i^{\varphi_u} \widehat{W}_i \quad (28)$$

其中， $\varsigma_i \equiv m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i \bar{L}_i / (\sum_i m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i \bar{L}_i)$ 。

# 目录

## 1. 问题的提出

## 2. 背景、数据与简约式估计

- 长三角地区协商制的背景
- 数据与简约式证据

## 3. 量化空间模型

- 劳动力的迁移决策
- 生产、贸易与最终品价格
- 市场出清
- 反事实均衡

## 4. 模型校准与流动成本变化的估计

- 模型校准
- 流动成本变化的估计

## 5. 反事实分析

- 人口流动效应与经济影响
- 人口流动的方向
- 考虑规模经济效应的影响
- 福利效应
- 进一步一体化的潜在收益

## 6. 主要结论与政策建议

# 模型参数与基准值

- 除了流动弹性  $\kappa$ 、公共支出对效用和生产的外部性  $\varphi_u$  和  $\varphi_p$ 、贸易弹性  $\theta$ ，其余参数或基准值均可以从统计资料中获得。

表 3 校准模型参数与基准值

参数或基准值	描述	取值或数据来源
$\kappa$	居民偏好的异质性(流动弹性)	1.1
$\theta$	企业生产率的异质性(贸易弹性)	4
$\varphi_u$	公共支出对居民效用的外部性	0.087
$\varphi_p$	公共支出对生产的外部性	0.087
$\beta$	居民对最终品的支出份额	0.9
$\alpha$	劳动产出弹性	0.49
$\sigma$	土地产出弹性	0.1
$\chi$	公共品的拥挤参数	0.5
$m_{ij}$	基准情形下的流动份额	2000年人口普查数据
$\bar{L}_j$	基准情形下各省户籍人口数	2000年人口普查数据
$\pi_{ij}$	基准情形下的贸易份额	李善同(2010)编著的地区投入产出表
$X_j$	基准情形下各省的总产出	求解基准情形下的均衡

# 校准流动弹性

- 结构模型中假设了存在两类流动成本：自然因素成本  $d_{ij}$  与制度因素成本  $\mu_{ij}$ ，假设自然因素成本是地区  $i$  与地区  $j$  之间地理距离的函数，即：

$$d_{ij}^{-\kappa} = \bar{d} \cdot \text{Distance}_{ij}^{-\rho} \quad (29)$$

- 代入流动份额的表达式，可得：

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \frac{\left[ g_j^{\varphi_u} W_j / \mu_{ij} \right]^\kappa \bar{d} \text{Distance}_{ij}^{-\rho}}{\left[ g_i^{\varphi_u} W_i \right]^\kappa} \quad (30)$$

- 两边取对数，得到：

$$\ln \frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \varphi_u \kappa \ln g_j + \kappa \ln W_j + \ln \bar{d} - \rho \ln \text{Distance}_{ij} - \kappa \ln \mu_{ij} - \varphi_u \kappa \ln g_i - \kappa \ln W_i \quad (31)$$

# 校准流动弹性

- 于是，结构模型为我们提供了估计流动弹性的回归方程：

$$\ln \frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \nu + \varphi_u \kappa \ln g_j + \kappa \ln W_j - \rho \text{Distance}_{ij} + \varrho_i + \epsilon_{ij} \quad (32)$$

其中，固定效应  $\varrho_i \equiv -\varphi_u \kappa \ln g_i - \kappa \ln W_i$ ，误差项  $\epsilon_{ij} \equiv -\kappa \ln \mu_{ij}$ 。

- 实际收入对数  $\ln W_j$  的系数反映了流动弹性  $\kappa$ 。校准  $\kappa$  后，可由公共支出对数值  $\ln g_j$  的系数估计出公共品对效用的外部性  $\varphi_u$ 。
- 由于误差项  $\epsilon_{ij}$  中包含制度性流动成本，可能与流动的目的地  $j$  的工资水平  $\ln W_j$  存在相关性，因此我们参考 Tombe & Zhu (2019)，以地区  $j$  与其他地区的地理距离的倒数为权重，将其他地区的实际收入的加权平均值作为  $W_j$  的工具变量。

# 校准流动弹性

- 在一系列不同的模型设定下，我们对流动弹性  $\kappa$  的估计范围为 1.1 至 2.5。考虑到第(6)列相对严格的模型能在更大程度上减小估计偏误，本文在后续估计中取  $\kappa$  为 1.1。
- 同时，可以估计出  $\varphi_u = 0.087$ ，该参数校准结果与现有研究较为接近。

表 4 估计流动弹性

被解释变量： $\ln m_{ij}/m_{ii}$	(1) 2000年截面	(2) 2010年截面	(3) 2000年截面	(4) 2010年截面	(5) 两期面板	(6) 两期面板
居住地城镇人均收入	1.643*** (0.138)	2.509*** (0.117)	1.138*** (0.379)	2.113*** (0.252)	1.717*** (0.282)	1.145*** (0.394)
居住地一般预算支出	0.808*** (0.059)	0.733*** (0.058)	0.876*** (0.080)	0.796*** (0.071)	0.823*** (0.071)	0.100 (0.103)
两省地理距离	-1.317*** (0.070)	-1.094*** (0.057)	-1.305*** (0.069)	-1.101*** (0.055)	-1.215*** (0.060)	-1.444*** (0.056)
户籍所在地固定效应	是	是	是	是	是	是
居住地固定效应	否	否	否	否	否	是
时间固定效应	否	否	否	否	是	是
估计方法	OLS	OLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
第一阶段F统计量	\	\	215.696	476.418	382.025	335.843
AR检验p值	\	\	0.006	0.000	0.000	0.004
调整R <sup>2</sup>	0.652	0.711	0.647	0.708	0.673	0.772
样本量	930	930	930	930	1860	1860

注：括号中为聚类稳健标准误，聚类到省份对级别。“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著，其中第(3)列至第(6)列根据(Lee et al., 2022)提出的推断标准进行标注。第一阶段F统计量报告了Kleibergen-Paap F统计量。解释变量“居住地城镇人均收入”、“居住地一般预算支出”和“两省地理距离”均取其对数值。

# 校准贸易成本

- 现有研究已对国与国之间的贸易弹性进行了大量的估计与讨论, 这为本文的校准提供了重要参考, 如:
  - Simonovska & Waugh (2014): 2.79–4.46
  - Caliendo & Parro (2015): 4.55
  - Tombe (2015): 4.06(农业部门)、4.63(非农部门)
- 中国各省份之间的制度性贸易成本并非明确的关税, 而是地方政府保护本地市场所产生的隐性成本, 因此难以使用关税方法估计。
- 鉴于现有文献对贸易弹性的估计结果较为接近, 本文取贸易弹性  $\theta$  为 4, 并在附录中汇报  $\theta$  不同取值时的反事实估计结果。

# 一种估计流动成本等价变化的方法

- 下面本文提出一种方法，估计经济协调会对区域收入差距的影响等价于使流动成本发生了多大程度的变化。
- 在结构模型中得到：

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \frac{\left[ g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij}) \right]^\kappa}{\left[ g_i^{\varphi_u} W_i \right]^\kappa} \quad (33)$$

等式两边对  $j$  求和，并取其相对变化，可得：

$$\frac{1}{\hat{m}_{ii}} = m_{ii} + \sum_{j \neq i} \left( \frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i} \right)^\kappa \hat{\mu}_{ij}^{-\kappa} m_{ij} \quad (34)$$

- $N$  个省份可以得到  $N$  个方程，由于制度性流动成本  $\mu_{ij}$  与出发地  $i$  无关，因此一共有  $\{\mu_1, \dots, \mu_N\}$  共  $N$  个未知数。只需先估计出经济协调会对省份间相对实际收入  $W_j/W_i$ 、各省本地居民份额  $m_{ii}$  的影响，即可通过求解该方程组估计出协调会对流动成本的等价影响。

# 步骤一：各城市对相对实际收入的变化

- 分别以 1997 年组各城市对作为处理组，估计经济协调会对每一个城市对相对 GDP 总量与相对人口数的处理效应。

附表 11 1997 年加入经济协调会各城市对实际 GDP 总量差距受到的处理效应

	上海市	常州市	南京市	南通市	苏州市	泰州市	无锡市	扬州市	镇江市	杭州市	湖州市	嘉兴市	宁波市	绍兴市
常州市	-0.046 <sup>*</sup> (0.024)													
南京市	-0.161*** (0.010)	0.067*** (0.015)												
南通市	-0.032 (0.020)	-0.070*** (0.012)	0.104** (0.043)											
苏州市	-0.259*** (0.014)	0.165*** (0.011)	0.042 (0.041)	0.217*** (0.065)										
泰州市	-0.003 (0.017)	0.001 (0.018)	0.115*** (0.015)	-0.029** (0.014)	0.213*** (0.015)									
无锡市	-0.053*** (0.014)	-0.035** (0.016)	-0.170*** (0.015)	-0.015 (0.016)	0.159*** (0.028)	0.019								
扬州市	0.031 (0.033)	0.040 <sup>*</sup> (0.024)	0.139*** (0.020)	0.011 (0.011)	0.237*** (0.010)	-0.090*** (0.015)	0.037** (0.015)							
镇江市	0.028 (0.022)	0.044 (0.038)	0.140*** (0.014)	-0.000 (0.011)	0.238*** (0.012)	-0.068*** (0.019)	0.039*** (0.016)	-0.049** (0.022)						
杭州市	-0.052*** (0.011)	-0.043*** (0.010)	-0.170*** (0.008)	-0.025** (0.010)	0.130*** (0.008)	0.003 (0.008)	-0.047*** (0.009)	0.032** (0.014)	0.031*** (0.009)					
湖州市	0.067** (0.031)	0.073*** (0.013)	0.177*** (0.022)	0.049*** (0.009)	0.276*** (0.010)	0.025** (0.012)	0.074*** (0.013)	0.001 (0.016)	-0.001 (0.013)	0.074*** (0.018)				
嘉兴市	-0.100*** (0.031)	-0.086*** (0.022)	0.016 (0.025)	-0.113*** (0.012)	0.114*** (0.015)	0.030 (0.025)	-0.084*** (0.023)	0.077*** (0.017)	0.060*** (0.023)	-0.095*** (0.017)	0.119*** (0.013)			
宁波市	-0.060*** (0.021)	-0.029 (0.019)	-0.182*** (0.017)	-0.009 (0.014)	0.156*** (0.013)	0.020 (0.035)	-0.040 (0.025)	0.045*** (0.015)	0.041** (0.019)	-0.054*** (0.009)	0.082*** (0.011)	-0.073*** (0.026)		
绍兴市	0.008 (0.028)	-0.112*** (0.011)	0.121*** (0.022)	-0.040*** (0.008)	0.219*** (0.010)	-0.085*** (0.010)	0.017 (0.012)	-0.032** (0.013)	-0.052*** (0.011)	0.021 (0.022)	0.018 (0.019)	-0.152*** (0.012)	0.025*** (0.009)	
舟山市	-0.069*** (0.013)	-0.071*** (0.012)	0.057** (0.023)	-0.092*** (0.023)	0.153*** (0.024)	-0.107*** (0.017)	-0.051*** (0.019)	-0.161*** (0.012)	-0.140*** (0.013)	-0.062*** (0.009)	-0.209*** (0.011)	-0.045*** (0.017)	-0.060*** (0.015)	-0.154*** (0.011)

注：该表仅使用 2010 年以前的城市对样本进行估计。表中每个单元格代表一个回归估计得到的处理效应，估计方法与表 2 第(6)列相同，被解释变量为  $\Delta GDP_{L,t} = |\ln GDP_{L,t} - \ln GDP_{J,t}|$ ，其中  $L$  与  $J$  代表城市对的两个城市。以左上角单元格为例，该单元格代表常州市与上海市所组成的城市对的实际 GDP 对数值之差的绝对值受到的处理效应为 -0.046。括号中为聚类稳健标准误，双向聚类到城市对中的两个城市。“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别代表系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

## 步骤二：加总至省级

- 将城市对级别的影响加总至省级：

$$\hat{Y}_j = \sum_{n=1}^N \omega_j^n \hat{Y}_j^n, \hat{L}_j = \sum_{n=1}^N v_j^n \hat{L}_j^n \quad (35)$$

其中， $\omega_j^n \equiv Y_j^n / \sum_{n=1}^N Y_j^n$  且  $v_j^n \equiv L_j^n / \sum_{n=1}^N L_j^n$ 。

- 于是可得：

$$\frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i} = \frac{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \left( \omega_j^n / \omega_i^m \right) \left( \hat{Y}_j^n / \hat{Y}_i^m \right) \xi_i^m}{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \left( v_i^n / v_i^m \right) \left( \hat{L}_j^n / \hat{L}_i^m \right) \zeta_i^m} \quad (36)$$

其中  $\xi_i^m \equiv \omega_i^m \hat{Y}_i^m / \sum_{m=1}^M \omega_i^m \hat{Y}_i^m$  且  $\zeta_i^m \equiv v_i^m \hat{L}_i^m / \sum_{m=1}^M v_i^m \hat{L}_i^m$ 。

- 加总时，非 1997 年组城市对的相对变化均取 1。

## 步骤三：求解线性方程组

- 受限于数据，我们直接用将样本期内上海市、江苏省与浙江省本地居民比重的现实变化作为  $\hat{m}_{ii}$ 。
- 经济协调会对长三角区域协调的促进作用等价于使上海市、江苏省与浙江省的流动成本分别下降至基准情形的 47.1%、50.3% 和 55.1%。

表 6 省际流动成本的反事实变化

	上海市	江苏省	浙江省
由2010年以前的样本估计：			
本地居民比重的反事实变化 $\hat{m}_{ii}$	-0.004	-0.013	0.045
流动成本的反事实变化 $\hat{\mu}_{ij} (i \neq j)$ :			
$\kappa=1.1$	0.471	0.503	0.551
$\kappa=1.3$	0.524	0.568	0.596
$\kappa=1.6$	0.586	0.644	0.646
$\kappa=1.8$	0.618	0.684	0.671
$\kappa=2.1$	0.656	0.734	0.701
由全样本估计：			
本地居民比重的反事实变化 $\hat{m}_{ii}$	-0.017	0.026	0.087
流动成本的反事实变化 $\hat{\mu}_{ij} (i \neq j)$ :			
$\kappa=1.1$	0.715	0.536	0.310
$\kappa=1.3$	0.740	0.601	0.371
$\kappa=1.6$	0.767	0.678	0.446
$\kappa=1.8$	0.780	0.719	0.487
$\kappa=2.1$	0.796	0.768	0.538

注：流动成本的反事实变化通过求解式(31)的线性方程组得到。其中，省份间人均实际收入的反事实变化由各城市对的反事实变化加总得到，表5汇报了加总的结果。由于无法估计经济协调会对本地居民比重的准确处理效应，本文将本期对应时间段内本地居民比重的真实变化直接作为本地居民比重的反事实变化。

# 目录

## 1. 问题的提出

## 2. 背景、数据与简约式估计

- 长三角地区协商制的背景
- 数据与简约式证据

## 3. 量化空间模型

- 劳动力的迁移决策
- 生产、贸易与最终品价格
- 市场出清
- 反事实均衡

## 4. 模型校准与流动成本变化的估计

- 模型校准
- 流动成本变化的估计

## 5. 反事实分析

- 人口流动效应与经济影响
- 人口流动的方向
- 考虑规模经济效应的影响
- 福利效应
- 进一步一体化的潜在收益

## 6. 主要结论与政策建议

# 经济协调会的人口流动效应与经济影响

- 协商制改变了长三角两省一市的人口分布，更多的人口向上海市集聚。
- 由于劳动力供给增加，在土地要素不变时，上海市出现劳动力边际产出的下降，导致其工资下降；其余两省工资上升，全国人均实际收入增加了 0.8%。
- 协商制推动了江浙沪与全国的区域收入差距缩小，使各省间实际收入基尼系数缩小 0.68%，为 2000–2010 年的省际平衡贡献了 3.91%( $\approx 0.002/0.054$ )。

表 7 不同地区部分内生变量的相对变化

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
常住居民数量的百分比变化	16.921	-5.118	-3.236	-0.138	0.724	\
人均实际收入的百分比变化	-3.105	0.883	0.621	0.016	2.696	0.798
房价的百分比变化	12.553	-5.066	-3.447	-0.937	1.347	-0.709
人均公共支出的百分比变化	9.754	-3.529	-2.344	-2.864	3.881	1.017
区域差距的变化：						
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-4.689	-0.676
收入泰尔指数的百分比变化	\	\	\	\	-9.234	-2.144
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	4.852	2.071
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	11.697	6.955
本地贸易份额的百分比变化	2.782	-0.516	-0.477	-0.032	0.597	\

注：本表汇报了部分内生变量在反事实均衡中的百分比变化。为求得其他省份、江浙沪整体与全国的人均实际收入的相对变化，本文分别加总各总体在基准情形与反事实情形下对应省份的工资与人数，然后相除求得该总体的人均实际工资，进而求得相对变化。其他省份、江浙沪整体与全国的房价、人均公共支出与本地贸易份额的相对变化则取其对应省份相对变化的均值。

# 经济协调会的人口流动效应与经济影响

- 在土地供给不变时，大量人口流入提高了上海市的房价与区域房价差距，这与 2003 年后现实中土地供给模式的后果契合 (陆铭等, 2015; 张莉等, 2017)。
- 由于考虑了公共品存在非排他性，人口流入反而提高了上海市的人均公共支出，表明人口流入并没有使得公共品变得拥挤。
- 劳动力市场与商品市场的联动：劳动力报酬的下降提高了上海市商品的竞争力，使上海市的本地贸易份额提高，其余地区则下降。

表 7 不同地区部分内生变量的相对变化

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
常住居民数量的百分比变化	16.921	-5.118	-3.236	-0.138	0.724	\
人均实际收入的百分比变化	-3.105	0.883	0.621	0.016	2.696	0.798
房价的百分比变化	12.553	-5.066	-3.447	-0.937	1.347	-0.709
人均公共支出的百分比变化	9.754	-3.529	-2.344	-2.864	3.881	1.017
区域差距的变化：						
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-4.689	-0.676
收入泰尔指数的百分比变化	\	\	\	\	-9.234	-2.144
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	4.852	2.071
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	11.697	6.955
本地贸易份额的百分比变化	2.782	-0.516	-0.477	-0.032	0.597	\

注：本表汇报了部分内生变量在反事实均衡中的百分比变化。为求得其他省份、江浙沪整体与全国的人均实际收入的相对变化，本文分别加总各总体在基准情形与反事实情形下对应省份的工资与人数，然后相除求得该总体的人均实际工资，进而求得相对变化。其他省份、江浙沪整体与全国的房价、人均公共支出与本地贸易份额的相对变化则取其对应省份相对变化的均值。

# 人口流动的方向

- 江苏省与浙江省的户籍人口更多地向上海市流动，而其他省份的户籍人口则更多地向江苏省与浙江省流动，使得人口重心向长三角地区偏移。

表 8 人口流动的方向

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份
流动人口数量的百分比变化	31.432	10.169	3.737	-0.540
不同户籍地的常住居民数量的百分比变化：				
上海市	-3.296	113.794	92.856	-0.433
江苏省	96.312	-11.025	71.093	-11.661
浙江省	102.342	95.494	-8.474	-8.952
其他省份	-2.755	0.849	0.585	\

# 规模经济效应

- 已有大量文献讨论了集聚对区域收入差距的影响：
  - 集聚将平衡区域间的要素收入差距 (陆铭等, 2019)。
  - 集聚可以通过中间品与基础设施的共享、知识溢出等产生规模经济效应，可能扩大区域收入差距 (Krugman, 1991; Petrongolo & Pissarides, 2006)。
- 我们在模型中进一步纳入了规模经济效应的影响，参考 Caliendo et al. (2021)，将中间品生产函数调整为：

$$y_i^\omega = A_i z_i^\omega G_i^{\varphi_p} (L_i^\omega)^\alpha (S_i^\omega)^\sigma (Y_i^\omega)^{1-\alpha-\sigma} \quad (37)$$

新增的一项  $A_i \equiv v(L_i^\omega)^\delta$  刻画了人口集聚引致的生产率提升， $\delta$  为集聚弹性。

# 规模经济效应

- 当集聚弹性超过某一临界值时，规模经济效应占据主导，区域收入差距反而扩大。但全国的平均收入水平始终随集聚弹性的提高而提高。
- 鉴于简约式估计表明经济协调会缩小了区域收入差距，因此长三角城市群规模经济效应可能不够明显 ( $\delta < 0.117$ )。

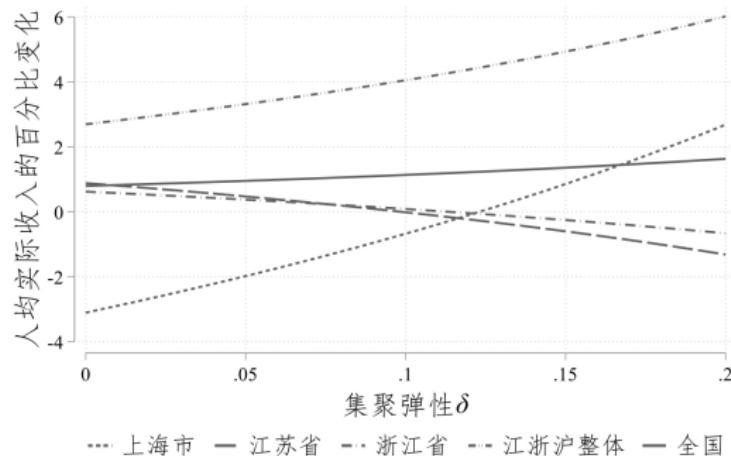


图 3 不同集聚弹性下人均实际收入的相对变化

# 福利效应

- 协商制带来了区域意义上的帕累托改进。
- 公共品的外部性带来的人均公共服务的增加，是上海市户籍人口福利得以提升的重要原因。
- 集聚带来的规模经济越强，人口流入地的福利提升越大。
- 商品市场分割在一定程度上抑制了劳动力市场一体化产生的不均匀的福利影响。

表 9 福利效应

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
户籍人口福利的百分比变化	0.420	11.968	8.930	0.005	7.597	1.624
公共品拥挤效应：						
无拥挤效应 $\chi=0$	0.977	11.921	8.883	0.002	7.768	1.676
较大的拥挤效应 $\chi=1$	-0.102	12.011	8.974	0.008	7.427	1.573
规模经济效应：						
较小的规模经济效应 $\delta=0.01$	0.645	11.946	8.911	0.004	7.647	1.634
较大的规模经济效应 $\delta=0.20$	6.559	11.301	8.38	-0.022	8.937	1.889
贸易与人口流动的相互影响：						
自给自足的情形	1.573	12.035	8.887	0.006	7.940	1.698
自由贸易的情形	-2.899	13.281	8.812	0.054	6.885	1.404

注：本表汇报了户籍人口的平均福利在反事实均衡中的百分比变化，各省份的居民平均福利根据式(24)计算，省份间的加总根据式(25)计算。

# 面向全国的劳动力市场一体化

- 假设劳动力市场一体化不仅限于江浙沪之间，而是扩展至全国区域省份，考察此时的福利效应，以反映面向全国的劳动力市场一体化的潜在收益。
- 流动成本的下降将推动大量其他省份的人口流入江浙沪，引发明显的区域利益再分配，这一利益冲突可能阻碍全国统一劳动力市场的建设。

表 10 进一步一体化的潜在收益

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
常住居民数量的百分比变化	24.773	18.844	25.342	-4.379	22.775	\
人均实际收入的百分比变化	-4.187	-2.783	-3.971	1.339	-3.313	2.677
房价的百分比变化	18.000	13.771	18.694	-5.052	16.822	-2.865
人均公共支出的百分比变化	9.169	7.696	9.748	-48.623	26.613	-22.010
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-1.500	-1.917
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	0.446	3.616
本地贸易份额的百分比变化	3.524	1.565	2.875	-0.703	2.655	\
户籍人口福利的百分比变化	-3.243	-2.146	-2.604	5.947	-2.600	4.017

注：本表汇报了其他省份流入长三角两省一市的流动成本下降的潜在收益。为求得其他省份、江浙沪整体与全国的人均实际收入的相对变化，本文分别加总各总体在基准情形与反事实情形下对应省份的工资与人数，然后相除求得该总体的人均实际工资，进而求得相对变化。其他省份、江浙沪整体与全国的房价、人均公共支出与本地贸易份额的相对变化则取其对应省份相对变化的均值。

# 土地供给政策的配合

- 前文分析假设了各地的土地要素保持不变。随着人口的空间再配置，人口流入地的土地出现供不应求的趋势，进而导致工资下降、房价上涨等降低福利的经济后果。
- 如果建设用地指标的配置能够考虑人口流动，那么可能能够减少前面发现的区域利益冲突。
- 假设中央政府批准的建设用地面积与各省常住居民数量保持同比例变化：

$$\hat{K}_i^h = \hat{K}_i^p = \hat{L}_i \quad (38)$$

将式 (38) 纳入反事实均衡系统中，重新估计进一步一体化的潜在收益。

# 土地供给政策的配合

- 当建设用地指标与常住居民数量挂钩时，全国的建设用地总面积相比基准情形下降了 3.07%。因此这一供给策略并不要求全国建设用地总量的扩张，而是人口流出地向人口流入地的再配置。
- 在土地供给政策的配合下，面向全国的劳动力市场一体化将产生更大的区域福利帕累托改进。

表 11 土地供给政策配合下进一步一体化的潜在收益

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
常住居民数量的百分比变化	29.795	21.800	32.014	-5.311	27.620	\
人均实际收入的百分比变化	1.917	2.150	2.506	0.505	2.680	4.670
房价的百分比变化	0.871	1.408	1.159	1.426	1.146	1.398
人均公共支出的百分比变化	16.357	13.003	18.101	-86.842	47.461	-39.381
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-0.370	1.039
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	0.569	5.279
本地贸易份额的百分比变化	4.950	2.130	4.218	-1.061	3.766	\
户籍人口福利的百分比变化	3.147	2.926	3.225	5.427	3.089	4.899
建设用地面积的百分比变化	\	\	\	-5.836	25.382	-3.071

注：本表汇报了在土地供给政策配合下的反事实均衡结果，假设了中央政府批准的建设用地面积与各省常住居民数量保持同比例变化。为求得其他省份、江浙沪整体与全国的人均实际收入的相对变化，本文分别加总各总体在基准情形与反事实情形下对应省份的工资与人数，然后相除求得该总体的人均实际工资，进而求得相对变化。其他省份、江浙沪整体与全国的房价、人均公共支出与本地贸易份额的相对变化则取其对应省份相对变化的均值。

# 目录

## 1. 问题的提出

## 2. 背景、数据与简约式估计

- 长三角地区协商制的背景
- 数据与简约式证据

## 3. 量化空间模型

- 劳动力的迁移决策
- 生产、贸易与最终品价格
- 市场出清
- 反事实均衡

## 4. 模型校准与流动成本变化的估计

- 模型校准
- 流动成本变化的估计

## 5. 反事实分析

- 人口流动效应与经济影响
- 人口流动的方向
- 考虑规模经济效应的影响
- 福利效应
- 进一步一体化的潜在收益

## 6. 主要结论与政策建议

# 主要结论

- 经济协调会促进了长三角地区的劳动力市场一体化，使上海市、浙江省与江苏省之间的流动成本分别下降至原来的 47.1%、50.3% 与 55.1%。
- 流动成本的下降推动了劳动力的区域再配置，对区域收入差距的缩小产生了明显的作用。
- 大量人口流入导致了上海市人均实际收入的下降与房价的上涨，具有一定的区域再分配效应。
- 从福利上看，经济协调会是一种区域意义的福利帕累托改进。
- 若江浙沪的劳动力市场一体化扩展至全国，可能导致明显的福利再分配，进而引发区域利益冲突。但如果各省建设用地指标的配置与其常住居民数量变化挂钩，则有利于在全国层面实现更大幅度的区域帕累托改进。

# 政策建议

1. 继续依托城市群与都市圈，进一步发挥好协商制的作用，以区域协作打破地方保护主义，并通过制度与市场的有机结合推动区域协调发展。
2. 要坚定不移地深化要素市场化配置改革，稳步推进户籍制度改革，确保移民能够享受与本地居民均等的公共服务与社会保障，为劳动力跨地区充分自由流动创造条件。
3. 推动全国范围内的市场一体化时需要注意平衡省份间的利益关系，可根据各省的常住居民的数量变化调整各省的建设用地面积，并积极推动建设用地指标的跨区域交易，以期实现福利最大化。

感谢倾听！

请各位专家学者多多批评指正！